

Table des matières

Chapitre I. Introduction	1
1. Les iniquités de santé.....	2
1.1. La santé : un droit fondamental	2
1.2. Un Monde inégal : espérance de vie et espérance de vie en bonne santé	2
1.3. Un Monde inéquitable : mortalités maternelle et infanto-juvénile	5
1.4. Des iniquités entre individus et populations d'une même nation.....	7
2. Les déterminants de la santé	12
2.1 Prémices.....	12
2.2 Commission des Déterminants sociaux de la Santé	12
3. Cancers, cancers dépistables et dépistage des cancers.....	13
3.1. Epidémiologie générale des cancers	13
3.2. Le dépistage des cancers.....	16
3.3. Epidémiologie générale des cancers dépistables	18
3.4. Situation internationale des dépistages	24
4. Références	26
Chapitre II. Caractéristiques contextuelles associées à la participation aux dépistages des cancers : revue systématique des études observationnelles	33
1. Introduction	34
2. Matériels et méthodes.....	36
2.1 Algorithmes de recherche	36
2.2 Phase d'examen préalable.....	36
2.3 Phase d'extraction des données	36
3. Résultats.....	38
3.1 Généralités	38
3.2 Associations entre caractéristiques contextuelles et participation aux dépistages des cancers	40
4. Discussion	63
4.1 Résultats des études du corpus.....	63
4.2 Autres états de l'art.....	64
4.3 Limites des études du corpus	65
4.4 Limites de cette étude.....	67
5. Conclusion.....	68
6. Références	69
Chapitre III. Contexte français	77
1. Les iniquités de santé.....	78
1.1. Les prémices.....	78
1.2. Iniquités de santé, recherche et politique.....	79
1.3. Le cas des cancers	81
2. Les cancers en France	83
2.1. Epidémiologie générale des cancers en France.....	83
2.2. Iniquités et incidence, survie et mortalité en France	83
3. Le cancer du sein en France.....	88
3.1. Facteurs de risque	88
3.2 Iniquités et incidence, survie et mortalité.....	88
3.3. Dépistage du cancer du sein en France.....	90
4. Références	95

Chapitre IV. Iniquités socio-territoriales de participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein – une étude transversale multiniveaux	101
1. Introduction	102
2. Matériels et méthodes.....	104
2.1 Populations et échantillons	104
2.2 Variables.....	105
2.3 Statistiques	106
3. Résultats.....	107
3.1 Description de l'échantillon.....	107
3.2 Résultats des modèles.....	108
4. Discussion	113
4.1 Résultats de l'étude	113
4.2 Forces de l'étude	115
4.3 Faiblesses de l'étude	115
4.4 Généralisabilité de l'étude	116
4.5 Perspectives.....	116
5. Conclusion.....	117
6. Références	118
Chapitre V. Discussion, perspectives et conclusion	123
1. Vers une évaluation systématique des iniquités de participation aux dépistages des cancers en France	124
1.1. Le cancer du col de l'utérus en France.....	124
1.2. Les cancers du côlon-rectum en France.....	126
1.3. Perspectives.....	129
2. Vers une évaluation des dépistages dans l'Union Européenne	131
2.1. Incidence, survie, mortalité et iniquités des cancers dépistables dans l'Union Européenne	131
2.2. Dépistages et iniquités de participation	133
2.3. Perspectives.....	134
3. Pourquoi réduire les iniquités de santé ?	135
3.1. Des coûts évitables et des recettes manquées	135
3.2. La violation d'un droit fondamental (74–81).....	135
3.3. Une santé globale moins bonne (82–90).....	136
4. Conclusion.....	137
5. Références	139
Annexes.....	147
Résumé	190
Abstract.....	190

Liste des illustrations

Figure 1 – Régions du Monde selon l'Organisation Mondiale de la Santé.....	2
Figure 2 – Espérance de vie par pays.....	3
Figure 3 – Classification des pays selon leur niveau de revenu	4
Figure 4 – Espérance de vie par pays en fonction du produit intérieur brut par habitant	4
Figure 5 – Mortalité maternelle par pays	6
Figure 6 – Mortalité infantile par pays.....	7
Figure 7 – Incidence tous cancers par pays, standardisée sur l'âge	14
Figure 8 – Mortalité tous cancers par pays, standardisée sur l'âge.....	15
Figure 9 – Incidence des cancers du sein par pays, standardisée sur l'âge	19
Figure 10 – Mortalité des cancers du sein par pays, standardisée sur l'âge.....	20
Figure 11 – Incidence des cancers du col de l'utérus par pays, standardisée sur l'âge	21
Figure 12 – Mortalité des cancers du col de l'utérus par pays, standardisée sur l'âge	22
Figure 13 – Incidence des cancers du côlon-rectum par pays, standardisée sur l'âge	23
Figure 14 – Mortalité des cancers du côlon-rectum par pays, standardisée sur l'âge.....	23
Figure 15 – Diagramme de flux de la sélection du corpus	37
Figure 16 – Nombre de publications par pays	38
Figure 17 – Incidence tous cancers par région, standardisée sur l'âge	84
Figure 18 – Mortalité tous cancers par région, standardisée sur l'âge.....	85
Figure 19 – Incidence des cancers du sein par département, standardisée sur l'âge	89
Figure 20 – Mortalité des cancers du sein par département, standardisée sur l'âge.....	90
Figure 21 – Diagramme de flux de la population d'étude.....	104
Figure 22 – Participation au programme national de dépistage organisé des cancers du sein par département.....	108
Figure 23 – Illustrations des effets aléatoires	111
Figure 24 – Variance entre départements en fonction des variables de niveaux inférieurs.....	112
Figure 25 – Interactions dans le modèle final.....	112
Figure 26 – Incidence des cancers du col de l'utérus par région, standardisée sur l'âge	124
Figure 27 – Incidence des cancers du côlon-rectum par région, standardisée sur l'âge.....	127
Figure 28 – Mortalité des cancers du côlon-rectum par région, standardisée sur l'âge.....	127
Figure 29 – Incidence et Mortalité des cancers dépistables dans l'Union Européenne	132

Liste des tableaux

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus	45-62
Tableau 2 – Les cancers par région.....	87
Tableau 3 – Les cancers du sein par département.....	92-94
Tableau 4 – Caractéristiques de la population.....	107
Tableau 5 – Facteurs individuels et contextuels associés à la participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein.....	110

Liste des annexes

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies.....	147-165
Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme- A Cross-Sectional Multilevel Study	166-182
Tableau S1 – Départements, taille de l'échantillon et taux de participation au dépistage organisé du cancer du sein.....	183
Figure S3 – Participation par département en fonction des quintiles de l'EDI	184-186
Figure S4 – Participation par département en fonction des quintiles du temps de trajet....	187-189

Chapitre I. Introduction

1. Les iniquités de santé

1.1. La santé : un droit fondamental

La santé, définie comme « un état de complet bien-être physique, mental et social », est un droit fondamental. Il s'agissait de l'engagement principal de l'Organisation des Nations Unies, qui recensait 193 États membres sur les 197 États qu'elle reconnaît, lors de la création de l'Organisation Mondiale de la Santé en 1946. Sa constitution établit que « la possession du meilleur état de santé qu'il est capable d'atteindre constitue l'un des droits fondamentaux de tout être humain, quelles que soient sa race, sa religion, ses opinions politiques, sa condition économique ou sociale » (1). Cela a été réaffirmé lors de la déclaration Alma-Ata en 1978 (2), qui réunissait 3 000 délégués des ministères de la santé de 134 États.

C'est pourtant, encore aujourd'hui, très loin d'être le cas.

1.2. Un Monde inégal : espérance de vie et espérance de vie en bonne santé

Pour identifier des différences d'état de santé entre des groupes d'individus, il est usuel de délimiter ces groupes à l'aide des frontières nationales, et de comparer les indicateurs entre pays ou différents regroupements de régions du Monde (Figure 1 – Régions du Monde selon l'Organisation Mondiale de la Santé).

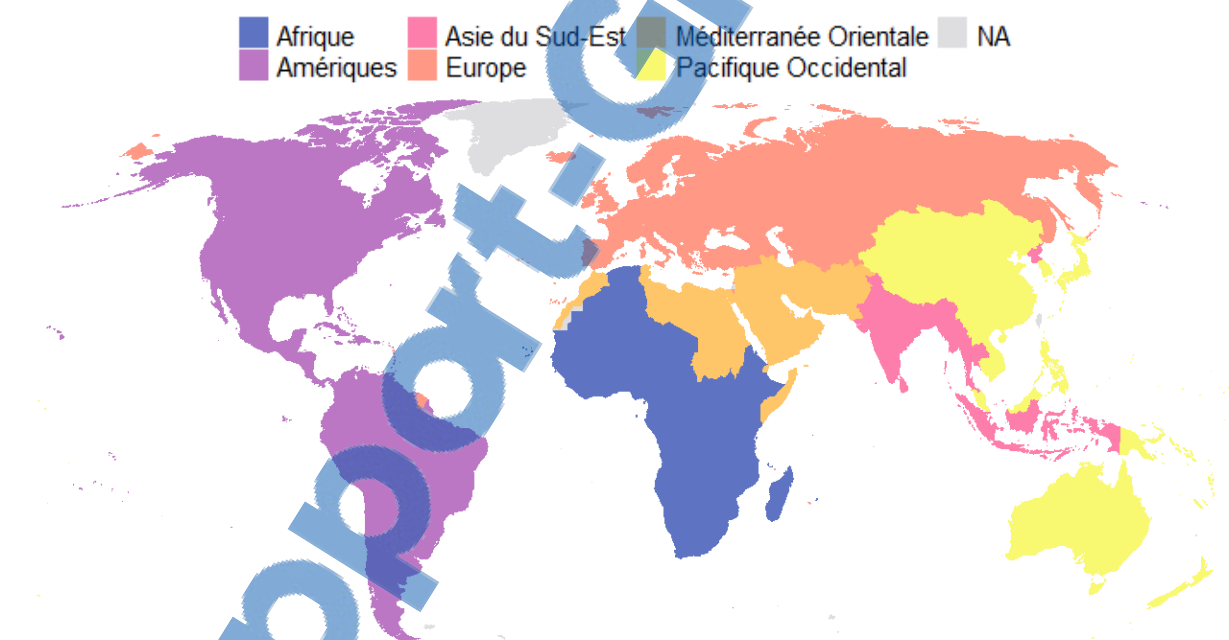


Figure 1 – Régions du Monde selon l'Organisation Mondiale de la Santé (2021)

Source : Organisation Mondiale de la Santé (<https://www.who.int>)

Dans ce cadre, l'espérance de vie moyenne à la naissance est parmi les indicateurs les plus surveillés (3). Des chercheurs démographes et des historiens estiment qu'au début du 19^{ème} siècle, l'espérance de vie à la naissance ne dépassait 40 ans dans aucun pays (4). En conséquence des larges transformations de cette époque (amélioration des soins, de l'assainissement, des vaccins, de l'accès à l'eau courante et de l'alimentation), l'espérance de vie a alors augmenté dans tous les pays, mais pas avec la même ampleur. Ces différences ont engendré une phase d'inégalités très

fortes. En 1950, l'espérance de vie en Norvège était de 72 ans alors qu'elle était de 26 ans au Mali, et de 36 ans pour l'ensemble du continent Africain, deux fois moins que dans l'ensemble du reste du Monde. En 2019 (5), les différences restaient fortes (**Figure 2** – Espérance de vie par pays). Pour 183 pays reconnus par l'Organisation des Nations Unies, l'espérance de vie moyenne était de 73 ans. Un enfant qui naissait au Japon, pays dans lequel l'indicateur était le plus élevé, pouvait espérer vivre en moyenne 84 ans. Suivaient la Suisse, la Corée du Sud et la Norvège, avec 83 ans. Les trois dernières places du classement étaient occupées par la Somalie avec 57 ans, la République Centrafricaine avec 53 ans et le Lesotho avec 51 ans. En regroupant les pays selon les régions du Monde de l'Organisation Mondiale de la Santé, les différences persistaient. L'espérance de vie moyenne était de 78 ans en Europe et dans le Pacifique Occidental, 77 ans pour les Amériques, 71 ans pour l'Asie du Sud-Est, 70 ans pour la Méditerranée Orientale et enfin 65 ans pour l'Afrique.

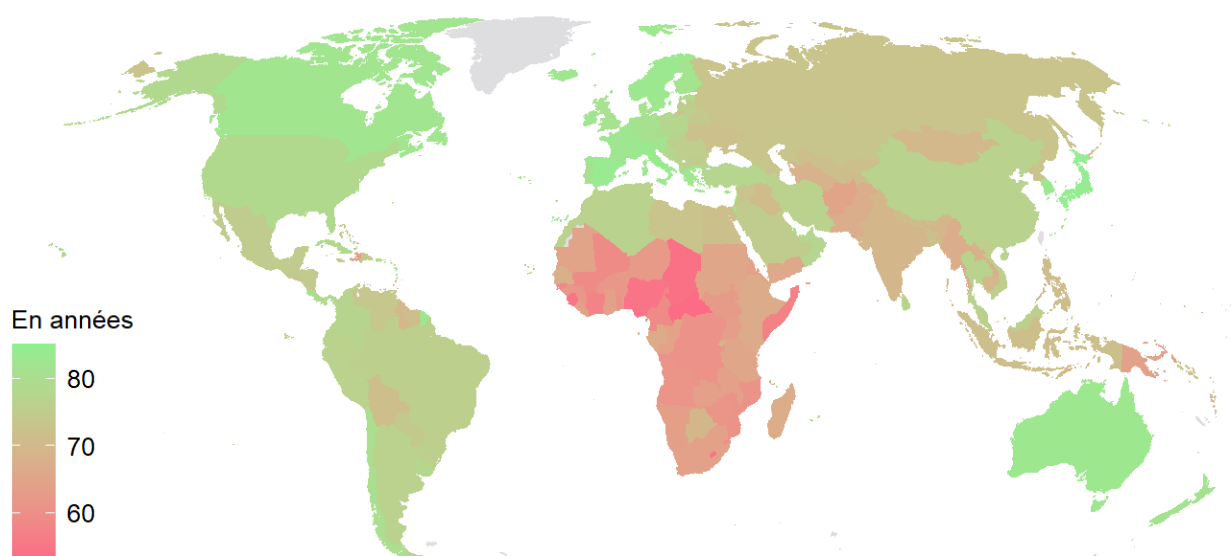


Figure 2 – Espérance de vie par pays (2019)

Sources : Banque Mondiale (<https://data.worldbank.org>) et Organisation Mondiale de la Santé (<https://www.who.int>)

Même si l'espérance de vie globale est un indicateur puissant, d'autres mesures de la santé permettent d'affiner ces analyses. L'espérance de vie peut être divisée en espérance de vie en bonne santé et en espérance de vie avec une santé dégradée. En 2019, l'espérance de vie moyenne en bonne santé était de 64 ans dans le Monde. Elle était aussi très hétérogène entre les pays, avec 74 ans au Japon et à Singapour et 73 ans en Corée du Sud. De l'autre côté du gradient, on trouvait la Somalie avec 50 ans, la République Centrafricaine avec 46 ans et le Lesotho avec 44 ans. Concernant les continents ou régions du Monde, elle était de 69 ans dans le Pacifique Oriental et en Europe, 66 ans pour les Amériques, 62 ans en Asie du Sud-Est, 60 ans en Méditerranée Orientale et 56 ans en Afrique. Même si les fortes variations de mortalité infantile expliquaient une partie de ces différences, les écarts persistaient pour l'espérance de vie moyenne et l'espérance de vie moyenne en bonne santé après 60 ans.

Une fois ces différences objectivées, il convient de les comprendre. La question majeure réside dans l'origine de ces disparités. Preston (6) a été le premier à décrire une nette relation entre l'espérance de vie moyenne par nation et le revenu moyen par habitant dans un ensemble de courbes qui portent son nom (**Figure 3** – Classification des pays selon leur niveau de revenu). Il

a identifié cette relation durant trois décennies : 1900-1910, 1930-1940 et 1960-1970. Plus le revenu moyen par habitant est élevé, plus les habitants d’une nation peuvent espérer vivre longtemps (**Figure 4** – Espérance de vie par pays en fonction du produit intérieur brut par habitant). Cette relation s’aplatit pour les revenus les plus élevés : une même augmentation de revenu est donc associée à une plus forte augmentation de l’espérance de vie pour les pays à bas niveaux de revenu. Enfin, certains pays ont de meilleures ou moins bonnes espérances de vie à niveau de revenu égal, le revenu n’étant pas la seule caractéristique d’intérêt pour comprendre les différences entre nations.

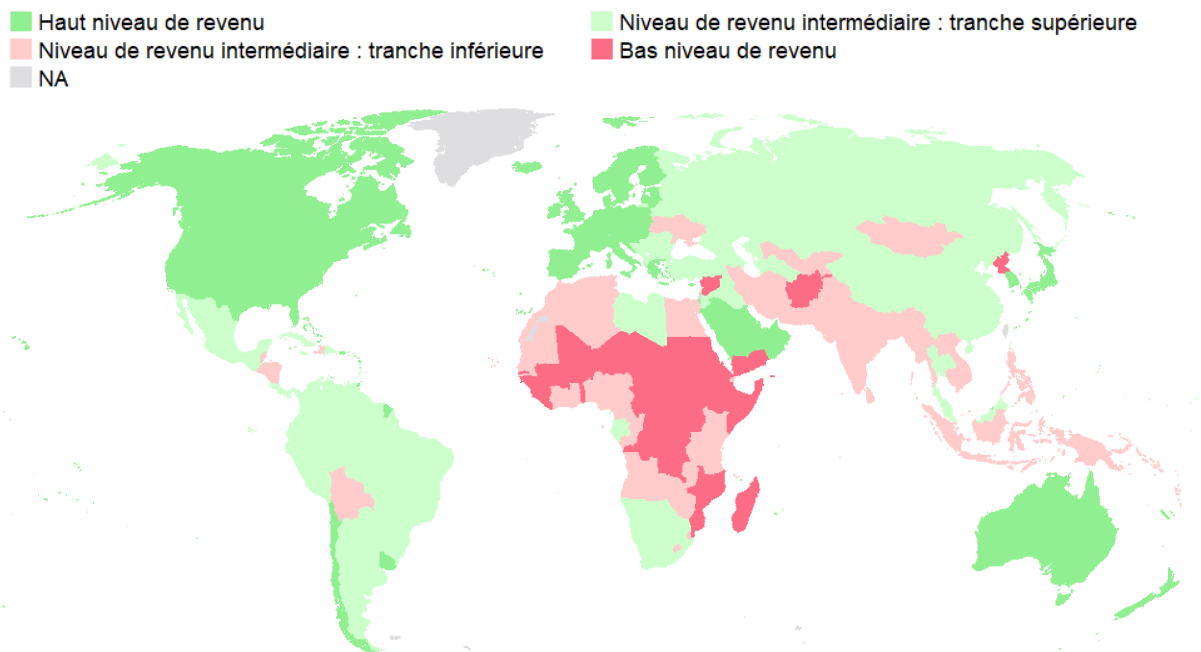


Figure 3—Classification des pays selon leur niveau de revenu (2020)
Source : Banque Mondiale (<https://data.worldbank.org>)

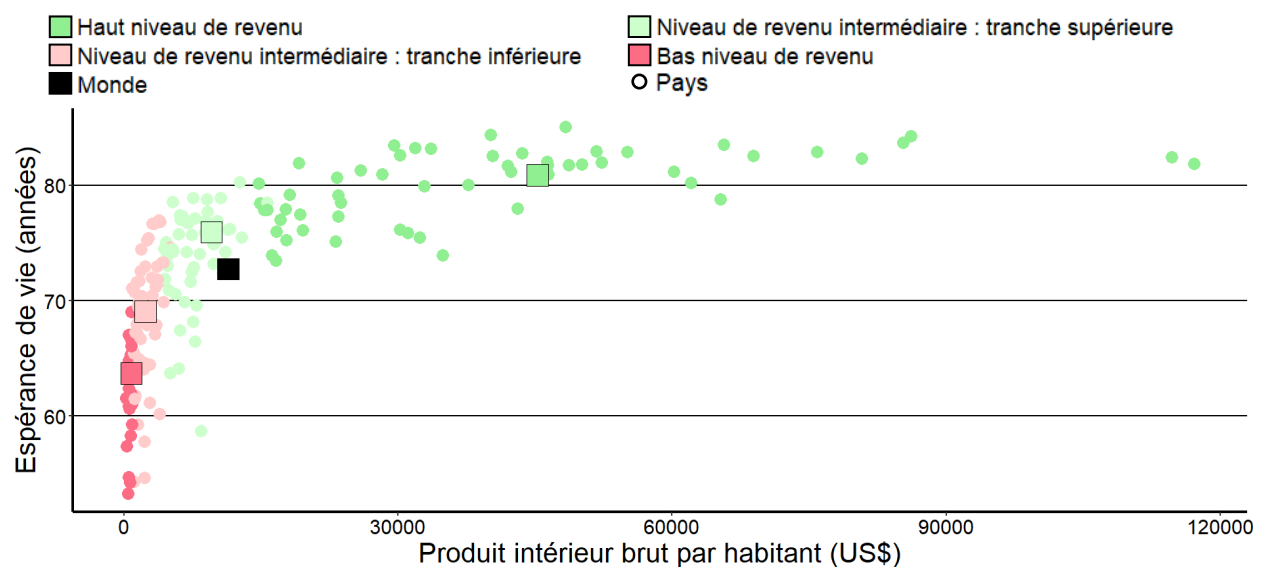


Figure 4—Espérance de vie par pays en fonction du produit intérieur brut par habitant (2019)
Source : Banque Mondiale (<https://data.worldbank.org>)

1.3. Un Monde inéquitable : mortalités maternelle et infanto-juvénile

1.3.1. L'équité en santé

Whitehead (7) a défini l'équité en santé comme l'absence de « différences de santé qui sont répréhensibles d'un point de vue moral ou éthique, parce qu'elles sont inutiles, évitables, et injustes. ». Ce sont ces différences qui seront définies dans la suite du document par le terme d'iniquités de santé. Définir les limites de la justice sociale est une tâche difficile : fondamentalement, la justice est une valeur subjective. Cependant, il existe certaines inégalités que tous (ou presque) considéreront comme injustes. Nous allons en illustrer deux : la mortalité maternelle et la mortalité infanto-juvénile. Ces indicateurs sont d'intérêt pour plusieurs raisons : ils sont peu sensibles aux caractéristiques biologiques et aux comportements (surtout pour la mortalité infanto-juvénile), ou du moins, les différences de comportements ne peuvent expliquer, seules, la totalité de ces inégalités. Aussi, elles sont des exemples probants d'iniquités de santé, des désavantages inutiles, évitables et injustes, liés à l'organisation des soins, et plus largement, de la société.

1.3.2. La mortalité maternelle

En 2017 (8) dans le Monde, 295 000 femmes sont mortes pendant la grossesse ou l'accouchement, représentant 9% des décès des femmes de 15 à 49 ans (**Figure 5 – Mortalité maternelle par pays**). Deux-cents cinquante-quatre mille décès (86%) avaient été enregistrés dans les nations d'Afrique Sub-Saharienne (196 000) et d'Asie du Sud (58 000), et 94% des morts maternelles avaient eu lieu dans les nations à bas et moyens niveaux de revenu. Ainsi, le taux de mortalité maternelle était de 7 pour 100 000 en Australie et Nouvelle-Zélande, 1 pour 10 000 en Europe, alors qu'il atteignait 4 pour 1000 pour l'ensemble des nations à bas niveaux de revenu. Certains pays présentaient des taux très élevés, supérieurs à 1 pour 100, comme le Sierra Leone (1,12%), le Tchad (1,14%) ou encore la République du Soudan du Sud (1,15%). Il est à noter que le risque de décès est plus élevé pour les femmes de moins de 15 ans, et le risque de complications liées à la grossesse et à l'accouchement plus élevé pour les femmes de 10 à 19 ans. Enfin, les femmes des pays à bas et moyens niveaux de revenu ayant de plus nombreuses grossesses, les risques s'accumulent et l'on estime que la probabilité qu'une femme de 15 ans meure de la grossesse ou de l'accouchement est de 5 pour 1000 dans le Monde, de 2 pour 10 000 dans les nations à hauts niveaux de revenu et de 2 pour 100 dans les nations à bas niveaux de revenu.

Entre 2003 et 2009, cinq causes étaient responsables de 73% des décès (9) :

- Les hémorragies sévères (principalement en post-partum) (27%)
- L'hypertension artérielle (pré-éclampsie et éclampsie) (14%)
- Les complications per-partum (13%)
- Les infections (généralement en post-partum) (11%)
- Les mauvaises conditions d'avortement (8%)

On traite ici en grande partie de morts évitables et injustes puisque dans la plupart des cas, des mesures simples de prévention et des soins efficaces existent, mais que certaines nations ou populations n'y ont pas accès en raison de la structuration de la société. Par exemple, moins de la moitié des accouchements dans les pays à bas niveaux de revenu sont assistés par un professionnel de santé formé.

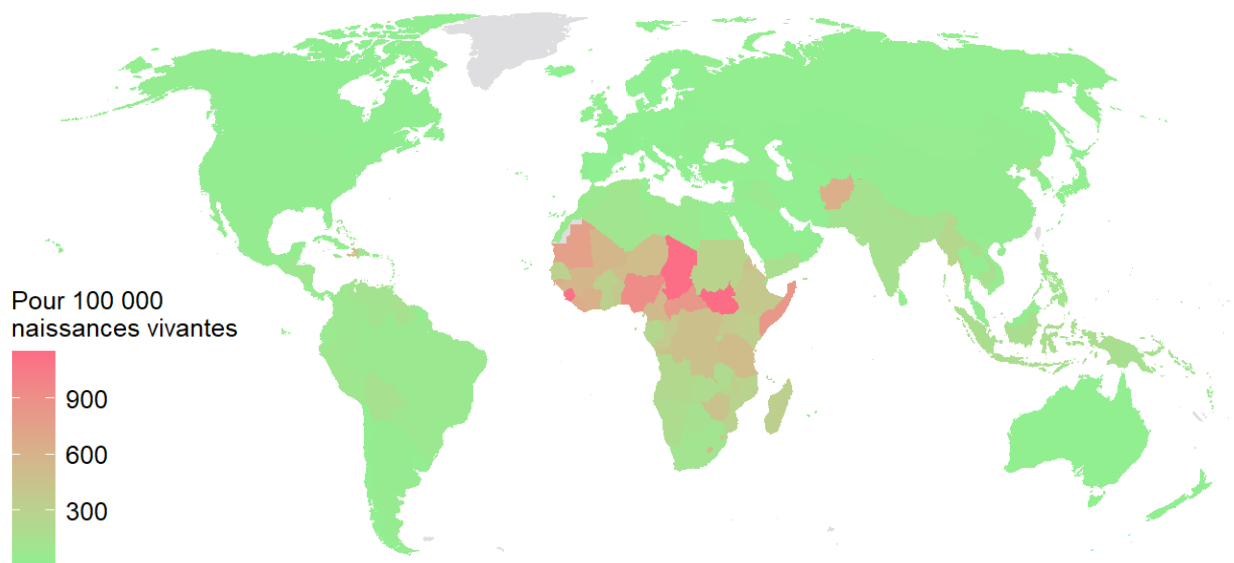


Figure 5 – Mortalité maternelle par pays (2017)

Source : Fonds des Nations Unies pour l'enfance (<https://data.unicef.org>)

1.3.3. La mortalité infanto-juvénile

En 2017, dans le Monde, 56 000 000 de personnes sont décédés. Cinq millions quatre cent mille (10%) avaient moins de 5 ans et 4 000 000 (7%) avaient moins d'1 an (10) (**Figure 6** – Mortalité infantile par pays). Quarante-deux pourcents des décès d'enfants de moins de 5 ans avaient eu lieu dans les nations d'Afrique Sub-Saharienne ou d'Asie du Sud. Le risque pour un enfant né dans les nations d'Afrique Sub-Saharienne de mourir dans les 5 premières années de sa vie (8 morts pour 100 naissances) était 15 fois plus élevé que dans l'ensemble du reste du Monde. Certaines nations étaient plus touchées, comme le Tchad (11%), ou le Nigeria et la Somalie (12%).

En 2017, les 3 causes majeures étaient :

- La pneumonie (15%), dont 5 nations seulement concentraient la moitié des décès (Inde, Nigeria, Pakistan, République démocratique du Congo, Ethiopie). Parmi les facteurs de risque de mourir d'une pneumonie, on notera la malnutrition (le plus important), la pollution, le virus de l'immunodéficience humaine et le surpeuplement du foyer.
- Les naissances prématurées (avant 37 semaines d'aménorrhée) ou les troubles néonataux (durant les 27 premiers jours de vie) (12%), avec de fortes variations entre les nations à bas et moyens niveaux de revenu et les nations à hauts niveaux de revenu (de 3 pour 1000 au Soudan à 4 pour 100 000 au Japon).
- Les maladies diarrhéiques (10%), les plus faciles à prévenir et à soigner. Elles sont principalement causées par l'eau insalubre, un mauvais assainissement et la malnutrition. Elles étaient la cause de plus de 3% de la mortalité infantile des nations de Madagascar, du Tchad et de la République Centrafricaine et de 0,001% de celle des nations d'Europe.

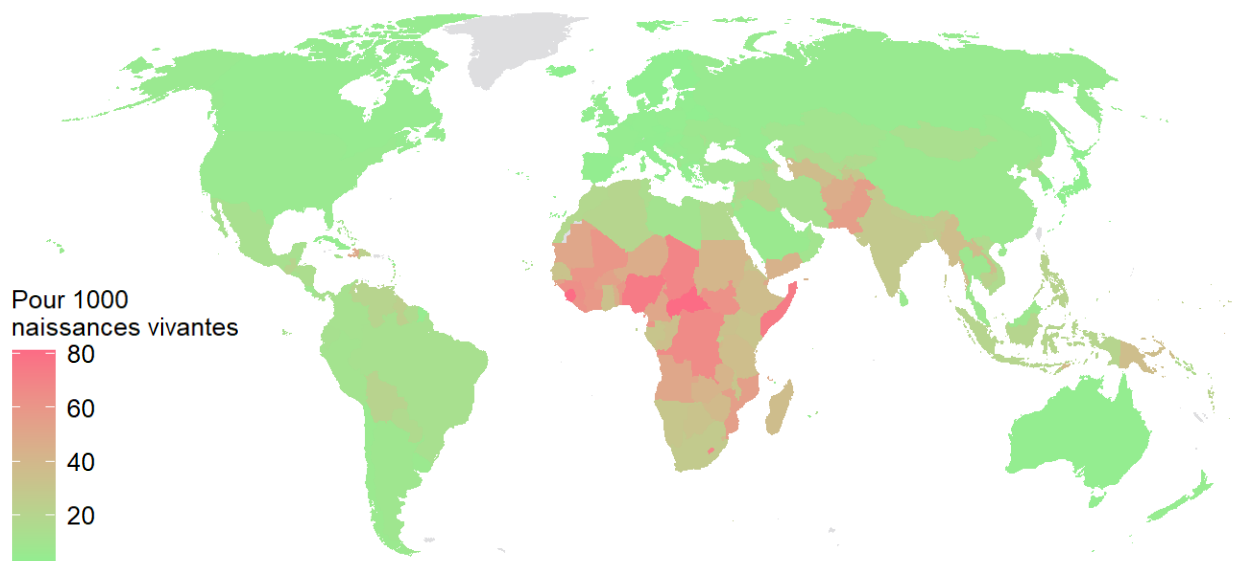


Figure 6 – Mortalité infantile par pays (2019)

Source : Banque Mondiale (<https://data.worldbank.org>)

Aucune explication génétique ou biologique ne peut expliquer la totalité de ces différences. Ici encore, les solutions sont connues. Ici encore, ces inégalités sont inutiles, évitables et injustes.

1.4. Des iniquités entre individus et populations d'une même nation

1.4.1 Les premiers travaux empiriques

Au-delà des différences entre nations ou diverses délimitations géographiques supranationales de la planète, des iniquités de santé existent entre groupes d'individus à l'intérieur même des nations ou de délimitations plus fines. Ce consensus est le fruit d'une accumulation d'années de recherche. Pour les plus anciennes, on citera par exemple « *De morbis artificum diatriba* » de Bernadino Ramazzini (11), publié en 1700, qui traitait des risques liés à 52 emplois, ou encore Percivall Pott (12) qui signalait, en 1775, un groupe sur-incident de cas de cancer du scrotum chez les jeunes ramoneurs londoniens.

Le 19^{ème} siècle marquera une première structuration de l'épidémiologie sociale : en 1830, en France, Villermé étudiait les données de mortalité du recensement parisien entre 1817 et 1826 (13), et trouvait d'abord des variations entre les arrondissements de Paris, puis que ces variations suivaient un gradient façonné par la pauvreté et/ou la richesse (« Ainsi donc, de quelque manière que l'on s'y prenne, le même résultat surgit toujours, c'est que la mortalité dans les divers arrondissements de Paris est, en général, en raison inverse de l'aisance de leurs habitants »). En 1840, il publiait le « Tableau de l'état physique et moral des ouvriers employés dans les manufactures de coton, de laine et de soie » (14), et insistait sur la nécessité d'améliorer les conditions d'éducation et d'emploi pour réduire les différences de mortalité entre les plus riches et les plus pauvres. Cela aboutira, entre autres, à bannir l'emploi des enfants de moins de 8 ans, et à l'obligation pour un enfant-employé de moins de 12 ans d'être inscrit à l'école (15). En 1842, au Royaume-Uni, Chadwick publiait le « *Report to Her Majesty's Principal Secretary of State for the Home Department from the Poor Law Commissioners, on an Inquiry into the sanitary condition of*

the labouring population of Great Britain. » (16) dans lequel, entre autres, des différences d'espérance de vie étaient mises en évidence entre les « *gentlemen* » et les ouvriers, mais aussi entre les zones rurales et les villes. Il mettait alors l'accent sur les coûts évitables à long terme si des mesures sanitaires plus adaptées étaient mises en œuvre. En 1848, en Prusse, Virchow (17) publiait le « *Mittheilungen über die in Oberschlesien herrschende Typhus-Epidemie* » et rapportait une association entre l'épidémie de typhus et les mauvaises conditions sociales en Haute-Silésie. En 1850, aux États-Unis d'Amérique, Shattuck publiait le « *Report on the Sanitary Condition of Massachusetts* » (18), détaillant différentes causes de maladies et de décès par âge, sexe, ethnie et emploi, et concluait notamment à la nécessité de structurer des systèmes standardisés de collection des données et d'évaluation.

L'étude des différences de santé s'est ensuite lentement diffusée à travers l'Europe, toutefois, la Grande-Bretagne a gardé une position prépondérante dans ce champ de recherche. Ses épidémiologistes avaient commencé à utiliser des données de recensement décennal pour évaluer les tendances de la mortalité. Ils avaient aussi créé des outils – comme un système de classification hiérarchique des catégories sociales professionnelles (que nous définirons par le terme de classes sociales professionnelles dans la suite du document) qui a été associé à la mortalité infantile (19) et à la mortalité générale (20). Titmuss, en 1938, publiait des comparaisons de mortalité infantile entre le Nord de l'Angleterre/l'Écosse, et le Sud-Est de l'Angleterre (21), et concluait que 40% des décès d'enfants dans le Nord de l'Angleterre/l'Écosse étaient évitables. En reprenant les classes sociales professionnelles en 1943, il évaluait les tendances de mortalité infantile et documentait que, même si la mortalité diminuait pour tous, elle diminuait moins fortement pour les individus des classes moins privilégiées, résultant en un accroissement des iniquités de santé (22). Malgré les efforts ensuite fournis, ces iniquités de santé ont perduré, et durant les années 1970, des chercheurs ont même montré que l'ampleur du phénomène continuait de s'accroître.

1.4.2 Le « *Black Report* » (23)

En 1977, le gouvernement anglais formait le Groupe de Recherche sur les Inégalités de Santé, avec à sa tête Douglas Black. Le rapport du groupe, basé sur de nombreux travaux préexistants, a été publié en 1980. Il est connu comme le « *Black Report* » et représente la première initiative d'un gouvernement national d'étudier de façon systématique les iniquités de santé.

Ici encore, c'est la mortalité qui y était utilisée comme indicateur principal, et le rapport mettait en évidence des différences en fonction du sexe, de la région d'habitation, du pays d'origine et de la classe sociale professionnelle. Le rapport s'intéressait aussi à l'évolution des iniquités de santé, et montrait qu'elles étaient stagnantes pour certaines, et se détérioraient pour d'autres. Un chapitre entier était réservé aux iniquités dans l'utilisation des services de santé à besoin égal (visites chez le médecin généraliste, utilisation des services hospitaliers, des services de prévention et de promotion de la santé...). Déjà à l'époque, il était admis que cet ensemble de facteurs ne pouvait expliquer la totalité des différences observées, mais ces différences sont par définition injustes. Dans le cadre de ce manuscrit de thèse, un résultat est particulièrement intéressant : les femmes des deux dernières classes sociales professionnelles étaient plus à risque de ne pas être dépistées du cancer de col de l'utérus alors qu'elles étaient, déjà à l'époque, les plus à risque d'en mourir. Plus généralement, c'est pour l'utilisation des services de prévention

que l'on observait le plus d'iniquités. Les auteurs du rapport insistaient sur un point crucial : la quantité et la qualité des soins disponibles sont l'une des voies de création des iniquités de santé. Cependant, pour qu'un individu requiert le système de santé, sa perception d'en avoir besoin doit surpasser les barrières perçues (liées, notamment, à la classe sociale professionnelle). Les différentes interactions entre quantité et qualité des soins et besoins et barrières perçues sont donc des éléments importants dans la compréhension de la création et de la perpétuation des iniquités de santé.

Enfin, ce rapport soulignait la nécessité, si l'on souhaitait améliorer la santé générale de la population et diminuer les différences évitables de santé entre individus, d'améliorer les environnements physiques et sociaux dans lesquels vivaient les classes les moins privilégiées.

1.4.3 Au-delà du « *Black Report* »

Aux États-Unis d'Amérique, les données de recensement de décès étaient collectées dès 1850 et le premier rapport utilisant des certificats de naissance et de décès standardisés était publié dès 1900 (24). Ces données étaient stratifiées en fonction de l'âge, du sexe, du lieu de naissance et de la couleur de peau (ce qui posera les bases des études « raciales » par la suite, voir l'**Encadré 1** – La question « raciale »).

Encadré 1 - La question « raciale »

Dans « *The Health of the Negro* » (25), l'auteur observait des différences de santé entre les individus Noirs et les individus Blancs, qu'il supposait liées principalement aux environnements de vie plutôt qu'à des différences génétiques, hypothèse qui sera (au moins en partie) vérifiée et confirmée plus tard (26). En 1984, un rapport intitulé « *Health, United States, 1983* » (27) était publié. Il démontrait des disparités majeures dans les taux de mortalité et de morbidité, principalement en défaveur des individus Noirs, mais aussi pour les autres Américains appartenant à des minorités. En réponse à ce rapport, les États-Unis d'Amérique ont formé une équipe pour mieux étudier et comprendre ces iniquités, ce qui a abouti en 1985 à la publication du « *Report of the Secretary's Task Force on Black and Minority Health* » (28). Ce rapport mettait en lumière les disparités de santé en défaveur des groupes « raciaux/ethniques » minoritaires (Afro-Américains, Amérindiens, Hispaniques, Asio-Américains et Océano-Américains) par rapport au groupe majoritaire des individus Blancs. À partir des années 1980, les mesures « raciales/ethniques » ont aussi été utilisées en les agrégeant, représentant des « concentrations » d'individus d'une « race/ethnie » supposée commune, utilisées parfois comme des marqueurs de la position sur l'échelle de la hiérarchie sociale, parfois comme des indicateurs de discrimination ou de ségrégation.

L'étude des « races » s'est développée dans la deuxième moitié du XIX^{ème} siècle, et a très vite servi à établir des hiérarchies entre celles-ci, menant entre autres à l'esclavage, l'apartheid, la colonisation et les exterminations de la 2^{nde} guerre mondiale. Le concept de « race » n'a pas de valeur biologique (29). Pour le reste du document, nous utiliserons, comme il l'a été recommandé (30), le terme d'ethnie, qui sous-entend un héritage culturel et/ou une hérédité commune. La couleur de peau sera donc considérée comme une (mauvaise) approximation de cette notion.

Alors que les nations d'Europe optaient principalement pour la classe sociale professionnelle comme mesure de la position sur l'échelle de la hiérarchie sociale, les États-Unis d'Amérique prenaient une voie différente en utilisant principalement le niveau de revenu. En

1916, dans un échantillon d'hommes travaillant dans l'industrie du vêtement, Warren et Sydenstricker (31) observaient, parmi ceux dont les revenus annuels étaient inférieurs à 500 dollars, 25% d'individus avec une mauvaise nutrition, 21% de mortalité infantile, 10% d'anémie et 6% d'atteints de tuberculose. Parmi ceux dont les revenus étaient supérieurs à 700 dollars annuels, ces taux étaient respectivement de 13%, 12%, 4% et moins d'1%. En 1933, Sydenstricker publiait « *Health and Environment* » (32), étudiant de nombreux paramètres (urbain, rural, environnement social, professionnel) pour leurs associations avec les maladies mentales, les handicaps et la mortalité. Collins, dans la monographie « *Economic Status and Health* » (33) concluait à une meilleure santé et une plus longue survie chez les plus riches, sans que les facteurs de risque individuels connus ne puissent l'expliquer complètement. Il affirmait que « toute méthode basée sur le revenu est, bien entendu, supérieure aux autres méthodes. ». Ces travaux ouvrent plusieurs débats : avec Stevenson en Angleterre au sujet de la meilleure mesure des iniquités de santé, et aux États-Unis d'Amérique sur la possible confusion entre les effets de l'ethnie et ceux de la position sur l'échelle de la hiérarchie sociale. On trouve d'autres approches, par exemple, dans « *Infant mortality and its causes* » (34), les indicateurs sont nombreux et divers : le loyer mensuel, la possession d'une douche/d'une baignoire, de cabinets personnels, le surpeuplement du foyer, le type de soins disponibles pendant la grossesse et à l'accouchement... Dans la première enquête nationale par questionnaire sur la santé (1935), le revenu était à nouveau utilisé (35). Les résultats de cette enquête montraient une prépondérance de maladies, de handicaps mais aussi une plus grande difficulté d'accès aux soins des individus avec un bas niveau de revenu. L'ensemble de ces initiatives ne suffira pourtant pas : en 1943, un rapport de Linder et Grove (36) affirmait qu'en routine, les données de mortalité des États-Unis d'Amérique devaient être stratifiées par « zones géographiques, causes de décès, âge, « race », sexe, lieu de naissance et mois du décès ».

Dans les années 1960, le niveau scolaire s'est ajouté aux revenus et aux classes sociales professionnelles comme indicateur de la position sur l'échelle de la hiérarchie sociale (37). Il était notamment utilisé pour son rôle central dans les déterminations des deux autres, ainsi que pour sa comparabilité entre pays. Vers la fin des années 1980, Townsend développait le concept de « *deprivation* » (défavorisation dans la suite du document) (38), qu'il définissait comme un « état observable et démontrable de désavantage par rapport à la communauté locale, à la société, ou à la nation à laquelle un individu, une famille, ou un groupe appartient. ». La défavorisation s'applique donc à un ensemble de conditions (elle est d'ailleurs très généralement multidimensionnelle), et non aux ressources seules, ce qui la distingue (entre autres) du revenu. Bien qu'il y ait encore des débats quant à la meilleure mesure de la position sur l'échelle de la hiérarchie sociale, toutes ces mesures sont encore très largement utilisées, dans des versions de plus en plus précises, ou dans des versions composites (39).

Une autre approche, qui permet notamment de pallier la difficulté de collecter des données individuelles, consiste à ne plus comparer les individus entre eux mais à comparer des zones géographiques diverses et leurs caractéristiques. C'est l'approche écologique, qui cherche à étudier la santé en considérant le contexte environnemental des individus. Les approches individuelles et contextuelles sont parfois utilisées ensemble, généralement au travers des analyses multiniveaux. Cette approche n'était pas nouvelle (40), mais elle ne sera pas utilisée en routine avant les années 1980-1990. Quelques exceptions sont à noter : ainsi, en 1926, Goldberger (41) montrait que le risque de pellagre (maladie de la malnutrition) était associé à la disponibilité de nourriture au niveau des villages (notamment de fruits et légumes frais), indépendamment du

revenu. Il montrait aussi que les effets bénéfiques d'un revenu élevé du foyer se dissipaient dans les villages avec une faible disponibilité de nourriture. En 1939, Faris (42) montrait une sur-incidence de schizophrénie dans les « zones désorganisées » (dérivées du pourcentage de résidents immigrés, du nombre de restaurants, de la mortalité infantile, du type de logement (habitation unifamiliale, hôtel, appartement, habitation multifamiliale), du niveau scolaire moyen de la zone, et du pourcentage de propriétaires d'un poste de radio) proches des centres-villes par rapport aux zones en périphérie. Après le regain d'intérêt pour ces approches à partir des années 1980, la position des zones sur l'échelle de la hiérarchie sociale est fréquemment mesurée, au travers d'indicateurs socio-économiques unidimensionnels (généralement dérivés du revenu, du niveau scolaire, des ethnies ou de la classe sociale professionnelle) ou composites (*e.g.* défavorisation), initiant les débats sur les mesures individuelles et contextuelles de la position sur l'échelle de la hiérarchie sociale, sur les meilleures mesures de cette position pour un même environnement, et sur le chemin causal entre contexte et état de santé.

La littérature moderne est le fruit de ces différents travaux, où les différentes approches ont coexisté, se sont mélangées et se sont précisées. Elles ont toutes été très largement associées à des différences de santé non-aléatoires en fonction des différents marqueurs, très généralement de plus en plus défavorables à mesure que la position sur l'échelle de la hiérarchie sociale diminue, formant ainsi le gradient socio-économique de la santé (**Encadré 2** – La gradient socio-économique de la santé) (43–52).

Encadré 2 - Le gradient socio-économique de la santé.

L'effet de la grande pauvreté sur la santé, associée généralement aux caractéristiques de malnutrition, de surpeuplement, de conditions sanitaires insalubres, de comportements de santé dangereux ou de difficultés d'accès aux soins est un problème en soi. Pourtant, de nombreuses études s'accordent sur l'existence d'un gradient socio-économique de la santé, une plus mauvaise santé à chaque descente des marches de l'échelle de la hiérarchie sociale (53). Parmi les plus célèbres, on trouve les études de Whitehall (54), sur une cohorte de 17 350 fonctionnaires britanniques suivis 10 ans, qui ont montré que pour cette population non-pauvre, avec un accès facile aux soins, le risque relatif de mortalité était plus élevé à mesure que les grades des fonctionnaires diminuaient (par rapport aux plus hauts grades : 1,6 pour le second, 2,2 pour le troisième et 2,7 pour le dernier grade).

La façon dont nous structurons notre société et nos nations impacte la santé des individus, et crée des iniquités dans un droit pourtant fondamental. La lutte pour la réduction des iniquités de santé a pris un tournant majeur en 2005 avec la création par l'Organisation Mondiale de la Santé de la Commission des Déterminants sociaux de la Santé.

2. Les déterminants de la santé

2.1 Prémices

En 1977, il est affirmé pendant l'assemblée mondiale de la santé que « l'objectif social principal des gouvernements et de l'Organisation Mondiale de la Santé dans les prochaines décennies doit être l'obtention pour tous les citoyens du Monde, d'ici l'année 2000, d'un niveau de santé qui leur permettra de mener une vie socialement et économiquement productive. ». Pour la région Européenne de l'Organisation Mondiale de la Santé, cela s'est traduit en 1980 par l'adoption d'une première politique de santé commune : la stratégie Européenne pour atteindre la santé pour tous, suivie de l'adoption en 1984 de 38 objectifs « *Targets for Health for All* » (55). Le premier était que : « D'ici l'année 2000, les différences de santé entre les pays et entre les groupes à l'intérieur de pays doivent être réduites d'au moins 25% via l'amélioration de la santé des nations ou des groupes désavantagés ».

2.2 Commission des Déterminants sociaux de la Santé

Devant la difficulté à réaliser cet objectif, la Commission des Déterminants sociaux de la Santé publiait en 2008 son rapport « *Closing the Gap in a Generation: Health Equity Through Action on the Social Determinants of Health* » (56). Les déterminants sociaux de la santé sont les « circonstances dans lesquelles les individus naissent, grandissent, vivent, travaillent et vieillissent ainsi que les systèmes mis en place pour faire face à la maladie » (57). En utilisant ce cadre, chaque secteur devient alors un secteur lié à la santé (revenus, travail, éducation, cadre de vie...), tout au long de la vie des individus. Les trois recommandations principales du rapport pour améliorer la santé et réduire les iniquités de santé étaient :

- Améliorer les conditions de vie au quotidien
- S'attaquer à l'inéquitable distribution du pouvoir, de l'argent, et des ressources
- Mesurer et comprendre le problème et évaluer l'impact de l'action

L'ambition de ce rapport était grande. Son premier auteur, Marmot, disait : « Nous avons les connaissances, nous avons les moyens, mais en avons-nous la volonté ? » (58). Ce rapport a été publié en 2008, il y a 17 ans. Une génération dure environ 25 ans.

3. Cancers, cancers dépistables et dépistage des cancers

3.1. Epidémiologie générale des cancers

Les cancers sont très surveillés, entre autres, à travers un réseau international de registres populationnels des cancers (59), permettant, pour beaucoup de pays (à hauts niveaux de revenu, principalement), d'analyser des données d'échelle géographique très fine. Les données épidémiologiques sont donc très nombreuses et très fiables (60–62).

3.1.1. Définition

Les cancers constituent un groupe de « maladies provoquées par la transformation de cellules qui deviennent anormales et prolifèrent de façon excessive. » (63). Bien qu'ils ne soient pas nécessairement héréditaires (seulement 5 à 10% des cancers le sont), ils sont par essence génétiques.

3.1.2. Histoire naturelle de la maladie

L'histoire naturelle du développement d'un cancer commence par une ou des lésions précancéreuses. Dans la plupart des cas, ces entités sont bénignes : elles ne progresseront pas ou régresseront, parfois complètement. Elles peuvent aussi devenir malignes, et ne sont généralement plus éliminables par le corps. Elles risquent ensuite de devenir invasives et de s'étendre aux tissus voisins, puis métastatiques, c'est-à-dire se développer à distance du tissu d'origine. Plus un cancer est développé, plus les risques de morbidité et de mortalité sont élevés.

3.1.3. Facteurs de risque

Une partie des comportements individuels augmentent les risques de cancer (pour certaines localisations plus que d'autres) (64), c'est le cas du tabac, de l'alcool, d'une mauvaise nutrition (*e.g.* consommation de viande rouge et d'aliments transformés) et de ses conséquences (*e.g.* obésité), ou encore d'un faible niveau d'activité physique – qui sont des pratiques courantes principalement dans les pays à hauts niveaux de revenu.

D'autres sont directement liés aux expositions professionnelles – ceux-ci augmentent dans certaines régions en raison des transferts d'emplois à haut risque des nations avec un haut niveau de revenu vers les nations avec un bas niveau de revenu, les moins à même de s'en protéger efficacement.

Les agents infectieux (*Helicobacter pylori*, virus des hépatites B et C, virus du papillome humain, virus de l'immunodéficience humaine, parasites...) sont aussi associés au risque de développer un cancer, principalement dans les pays à bas niveaux de revenu (dans les pays à hauts niveaux de revenu, les préventions primaire et secondaire ainsi que l'accessibilité aux traitements ont permis de largement les réduire).

Enfin, il est des environnements plus ou moins carcinogènes (polluants de l'air, métaux, gaz d'échappement diesel...).

La plupart de ces facteurs de risque sont très fortement associés aux déterminants sociaux de la santé, intra- ou internationaux, et les types de cancers peuvent donc varier en fonction du développement économique. Les nations à hauts niveaux de revenu voient généralement une augmentation des cas de cancers (en partie à cause des modes de vie et du vieillissement de la population, principalement pour les cancers du sein, du côlon-rectum, du poumon et de la prostate), et une diminution des cancers liés aux agents infectieux (estomac, foie, col de l'utérus).

3.1.4. Iniquités et incidence, survie et mortalité

En 2020 (65), 19 292 789 nouveaux cas de cancer avaient été diagnostiqués dans le Monde (**Figure 7** – Incidence tous cancers par pays, standardisée sur l'âge). L'Asie (environ 60% de la population mondiale) comptait pour 49% des cas, l'Europe (environ 10% de la population mondiale) pour 23% des cas, les Amériques (environ 13% de la population mondiale) pour 21% des cas, l'Afrique (environ 16% de la population mondiale) pour 6% des cas, et l'Océanie (environ 0,5% de la population) pour 1% des cas. Les cinq cancers les plus diagnostiqués étaient les cancers du sein (12%), du poumon (11%), du côlon-rectum (10%), de la prostate (7%) et de l'estomac (6%). La relation entre position sur l'échelle de la hiérarchie sociale et incidence des cancers est complexe. La plupart des cancers sont plus fréquents lorsque l'on descend l'échelle (*e.g.* cancers du poumon, des voies aéro-digestives supérieures, de l'estomac, du foie, du col de l'utérus). On observe l'inverse pour certaines localisations (*e.g.* cancers de la prostate, du sein, mélanomes), et des tendances plus variables pour d'autres (*e.g.* cancers du côlon-rectum, de l'ovaire) (66–70).

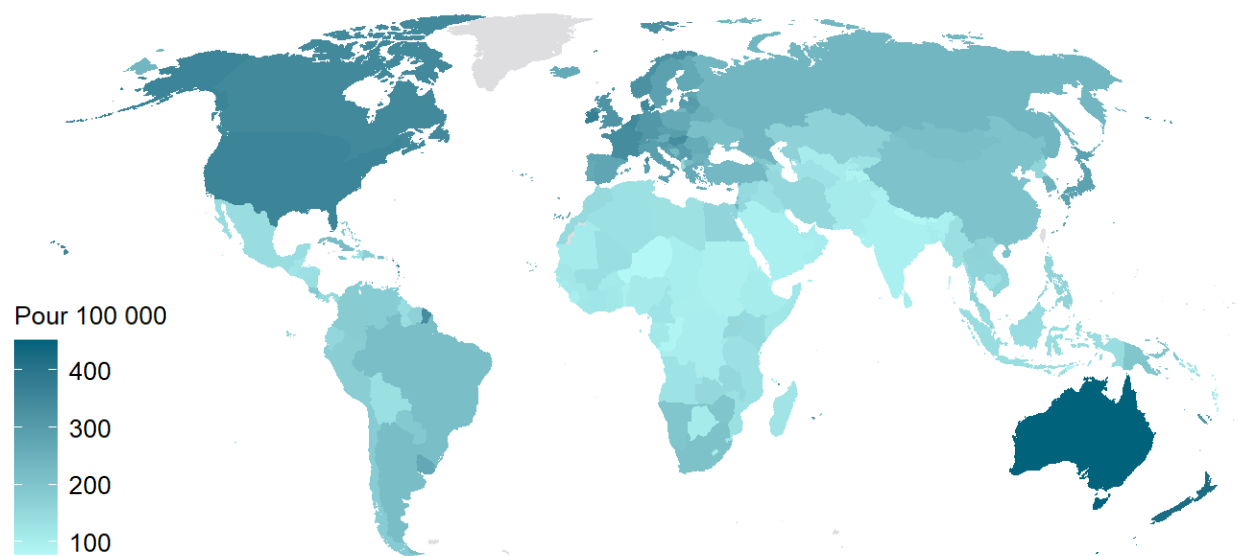


Figure 7 – Incidence tous cancers par pays, standardisée sur l'âge (2020)

Source : Centre International de Recherche sur le Cancer (<https://www.iarc.who.int>)

Entre 1990 et 2017, le nombre de morts par cancer a augmenté de 66%, et le taux de mortalité par cancer a augmenté de 17% (71). Pourtant, grâce à la détection précoce et/ou aux meilleurs traitements, la durée de survie avec un cancer (le délai entre le diagnostic et le décès) s'améliore très largement pour la plupart des localisations, plus fortement dans les pays à hauts niveaux de revenu qu'ailleurs. En conséquence, le nombre de morts par cancer est plus élevé dans les pays à hauts niveaux de revenu, pourtant, la survie avec un cancer est moins longue dans les pays à bas niveaux de revenu.

Selon les études CONCORD (61,62)

- L'étendue des différences de survie à 5 ans après un diagnostic de cancer est très importante
- La survie à 5 ans est plus faible et plus variable pour les nations d'Afrique, d'Asie, d'Amérique Centrale et d'Amérique du Sud que pour les nations d'Europe, d'Amérique du Nord, et d'Océanie

En 2020 (65), les cancers avaient tué 9 958 133 individus dans le Monde (environ 17% des décès), dont 87% avaient plus de 50 ans (**Figure 8** – Mortalité tous cancers par pays, standardisée sur l'âge). L'Asie (60% de la population mondiale, 49% des cas) comptait pour 58% des décès, l'Europe (10% de la population mondiale, 23% des cas) pour 20% des décès, les Amériques (13% de la population mondiale, 21% des cas) pour 14% des décès, l'Afrique (16% de la population mondiale, 6% des cas) pour 7% des décès, et l'Océanie (0,5% de la population, 1% des cas) pour 1% des décès. Les cinq cancers les plus mortels étaient : les cancers du poumon (18%), du côlon-rectum (9%), du foie (8%), de l'estomac (8%) et du sein (7%). Dans la quasi-totalité des pays et pour la quasi-totalité des localisations, plus on descend l'échelle de la hiérarchie sociale, plus la survie avec un cancer est courte et plus la mortalité par cancer est élevée (quelle que soit l'incidence) (72–74).

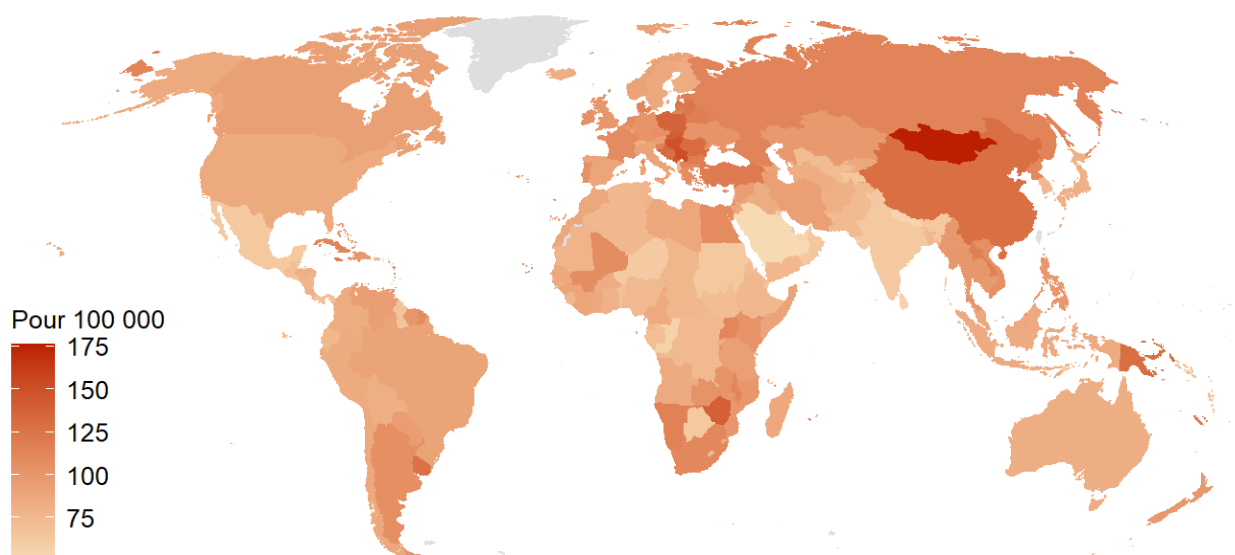


Figure 8– Mortalité tous cancers par pays, standardisée sur l'âge (2020)

Source : Centre International de Recherche sur le Cancer (<https://www.iarc.who.int>)

Les cancers sont, et resteront, un problème grave, et l'accroissement de la population mondiale couplé à son vieillissement et à l'adoption de modes de vie à risque sont autant de facteurs propices à leur développement et à leur extension.

3.2. Le dépistage des cancers

Encadré 3 - La détection précoce (75)

La détection des cancers à un stade de développement précoce (cancers en devenir ou naissants) permet d'en optimiser la prise en charge. La détection précoce s'appuie sur deux ensembles complémentaires : le diagnostic précoce et le dépistage des cancers. Le diagnostic précoce correspond aux méthodes dont l'objectif est de réduire la proportion de patients diagnostiqués avec un cancer déjà trop développé, par une meilleure identification des premiers signes par les soignants et les individus, et par un accès assuré aux techniques de diagnostic, puis de traitement. Le dépistage correspond aux examens pratiqués chez une population asymptomatique pour détecter les individus malades ou ceux à risque de le devenir le plus tôt possible. Cela nécessite que l'efficacité du dépistage soit démontrée, et un niveau de ressources élevé, si l'on souhaite couvrir une part suffisante de la population, ainsi qu'un accès assuré aux techniques de diagnostic, puis de traitement.

3.2.1. Les dépistages recommandés

L'Organisation Mondiale de la Santé recommande la réalisation de trois dépistages, ceux des cancers du sein, du col de l'utérus, et du côlon-rectum, selon des conditions bien définies (76). Ces conditions sont :

- 1) La maladie dont on recherche les cas constitue une menace grave pour la santé publique
- 2) Un traitement à l'efficacité démontrée doit pouvoir être administré aux sujets diagnostiqués positifs
- 3) Il faut disposer de moyens appropriés de diagnostic et de traitement
- 4) La maladie doit être décelable pendant une phase de latence ou au début de la phase clinique
- 5) L'efficacité de l'examen de dépistage doit être démontrée
- 6) L'examen doit être acceptable pour la population
- 7) L'histoire naturelle de la maladie doit être connue (notamment son évolution de la phase de latence à la phase symptomatique)
- 8) Le choix des sujets qui seront traités doit être opéré selon des critères préétablis
- 9) Le coût de la recherche de cas, du diagnostic et du traitement ne doit pas être disproportionné par rapport au coût global des soins médicaux
- 10) La continuité de l'action dans la recherche de cas doit être assurée, et non considérée comme exécutée « une fois pour toutes »

3.2.2. Les objectifs des dépistages

Les trois dépistages n'ont pas les mêmes objectifs à long terme. Les dépistages des cancers du col de l'utérus et du côlon-rectum permettent de détecter des lésions précancéreuses, des cancers à un stade précoce, et des cancers développés : une couverture théorique de 100% permettrait donc de réduire la létalité des cancers dont la prise en charge précoce le permet, mais aussi d'éviter la quasi-totalité des cas par la détection des lésions précancéreuses, donc d'éradiquer les maladies. Le dépistage des cancers du sein ne permet de détecter que les cancers à un stade précoce et les cancers développés (pas de détection des lésions précancéreuses) : une

couverture théorique de 100% permettrait donc uniquement de réduire la létalité des cancers dont la prise en charge précoce le permet.

3.2.3. Types de dépistage

Les programmes de dépistage sont des engagements politiques à proposer, superviser et monitorer des services de dépistage, après avoir défini des recommandations sur la population ciblée, les examens à proposer et l'intervalle entre deux examens (77,78). Ils peuvent être nationaux (pays entier) ou régionaux (sous-parties des pays). Dans le dépistage opportuniste, la réalisation de l'examen résulte d'une recommandation par un professionnel de santé ou d'une démarche individuelle. En fonction des pays, il peut être structuré et encadré par un programme de dépistage et/ou entièrement spontané. Dans le dépistage organisé, la proposition de l'examen se fait dans le cadre d'un programme très structuré, avec une définition précise de son organisation (population cible, méthodes d'identification, protocole de l'examen) et une coordination avec les systèmes de diagnostic et de traitement, pour assurer un niveau élevé de qualité à chaque étape et pour tous. Il nécessite une main-d'œuvre, des infrastructures, et des ressources importantes. Il doit aussi faire l'objet d'évaluations strictes de ses performances, et, en cas de déficience, être modifié. C'est le dépistage considéré comme le plus équitable.

3.2.4. La population cible

Les dépistages sont recommandés pour les individus d'une classe d'âge spécifique pour laquelle les risques de développer un cancer sont plus élevés. Dans ces classes d'âge, les populations à risque moyen de développer un cancer sont différenciées des populations à risque élevé. Il est recommandé aux individus à risque élevé de développer l'un des cancers dépistables (mutations génétiques, maladies à risque, antécédent personnel ou familial du cancer ou de ses précurseurs) un suivi plus personnalisé et plus fréquent. Aucun critère n'est utilisé dans le dépistage pour définir des populations à faible risque, pourtant, c'est pour eux que la balance bénéfices/risques du dépistage est la plus désavantageuse.

3.2.5. Bénéfices et risques des dépistages

La mise en place d'une proposition de dépistage nécessite une balance bénéfices/risques favorable. Cette balance est modifiée par la localisation cancéreuse, les modalités de l'examen (en fonction des recommandations, des examens disponibles...), puis modulée par la participation et la prise en charge post-dépistage (organisation, suivi...). Même dans les pays dans lesquels les dépistages sont organisés depuis longtemps, les bénéfices et les risques (donc la balance) sont très difficiles à mesurer (79–81).

3.2.5.1. Les bénéfices des dépistages

- Éviter le développement de cancers (côlon-rectum et col de l'utérus)
- Optimiser la probabilité de diagnostiquer des cancers traitables et de les traiter efficacement
- Réduire les morbidités liées aux traitements
- Réduire les complications liées au cancer
- Améliorer la qualité de vie avec un cancer
- Diminuer la mortalité toutes-causes

3.2.5.2. Les risques des dépistages

Ils correspondent aux conséquences néfastes (physiques, psychologiques, financiers, pertes d'opportunité (82)) d'une cascade de possibilités d'erreurs liées aux dépistages et aux diagnostics :

- Erreur de dépistage
 - Les faux-positifs, dépistés positifs alors qu'ils ne sont pas atteints de la maladie
 - Les faux-négatifs, dépistés négatifs alors qu'ils sont atteints de la maladie
- Erreur de diagnostic
 - Les faux-positifs, diagnostiqués positifs alors qu'ils ne sont pas atteints de la maladie
 - Les faux-négatifs, diagnostiqués négatifs alors qu'ils sont atteints de la maladie
- Surdiagnostic
- Surtraitement

Pour les nations ayant les moyens et la volonté de proposer un dépistage, les modalités de définition de la population cible, des examens réalisés et de leur fréquence peuvent changer selon leurs habitudes et leurs possibilités économiques.

3.3. Epidémiologie générale des cancers dépistables

3.3.1. Les cancers du sein

3.3.1.1. Facteurs de risque

Les facteurs de risque associés au cancer du sein (64) sont : un faible niveau d'activité physique, une histoire familiale ou personnelle de cancer du sein, les radiations, travailler la nuit, une forte densité mammaire, la ménopause précoce, la nulliparité, un âge plus élevé à la première grossesse menée à terme, ne pas avoir ou n'avoir pas pu allaiter, certaines contraceptions hormonales, le traitement hormonal de la ménopause et la prise de certains médicaments. A part l'alcool, et la quantité d'alcool, l'hygiène diététique est très peu associée au cancer du sein (83). L'obésité et la prise de poids (sauf pour les femmes déjà en surpoids ou obèses) semblent aussi être des facteurs de risque avant la ménopause, mais semblent être des facteurs protecteurs après.

3.3.1.2. Iniquités et incidence, survie et mortalité

Alors qu'il est le premier cancer diagnostiqué dans le Monde (1 700 000 cas annuels), moins d'un pourcent des cas sont des hommes (**Figure 9** – Incidence des cancers du sein par pays, standardisée sur l'âge). Chez les femmes, il représente un cancer diagnostiqué sur quatre, et est le cancer le plus diagnostiqué chez les femmes dans 159 sur 185 pays. Il est plus fréquent dans les nations à hauts niveaux de revenu – qui concentrent la moitié des cas – mais augmente aussi dans la plupart des autres nations, en partie à cause du changement des schémas reproductifs, d'une augmentation de l'obésité et d'un mode de vie sédentaire. Les nations les plus touchées sont celles d'Europe de l'Ouest, d'Europe du Nord, d'Amérique du Nord, et d'Australie/Nouvelle-Zélande, et les moins touchées sont celles d'Afrique et d'Asie. Dans les pays à hauts niveaux de revenu, plus on monte l'échelle sociale et plus la probabilité d'être diagnostiqué d'un cancer du sein est élevée (particulièrement pour les stades précoces). Les grossesses moins nombreuses et

plus tardives semblent être l'un des principaux facteurs explicatifs. On ne retrouve pas cette tendance dans les pays à bas et moyens niveaux de revenu (73).

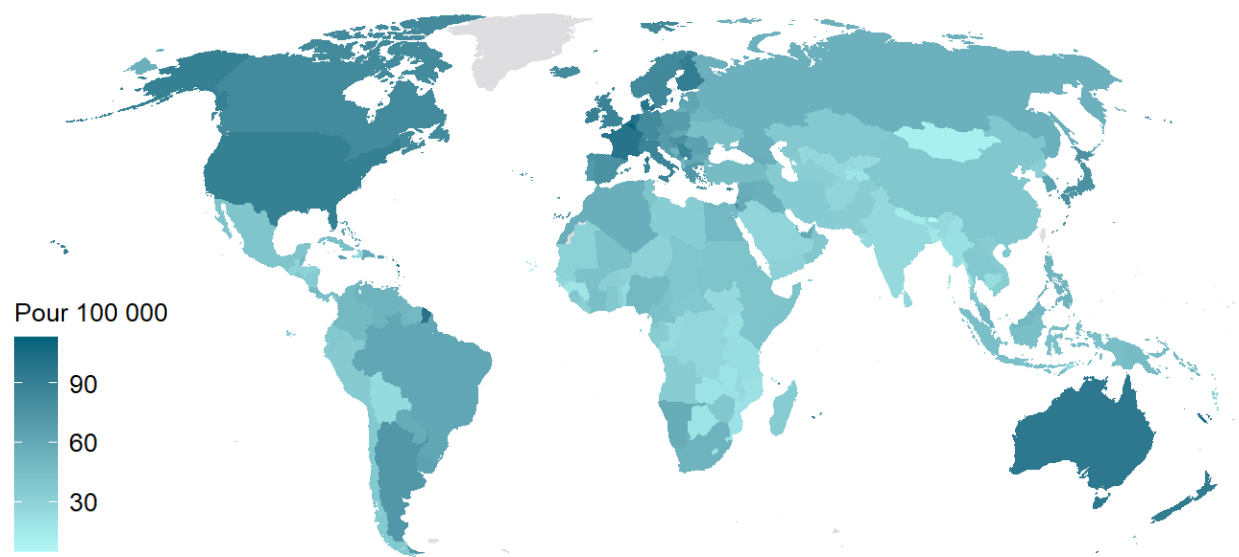


Figure 9– Incidence des cancers du sein par pays, standardisée sur l'âge (2020)

Source : Centre International de Recherche sur le Cancer (<https://www.iarc.who.int>)

Dans les études CONCORD (61,62), la survie à 5 ans pour les femmes diagnostiquées avec un cancer du sein était supérieure à 85% dans 25 des pays surveillés (Amérique du Nord, 16 pays européens, Australie, Nouvelle-Zélande, Israël, Japon, Corée, Costa Rica, Martinique). Elle se situait entre 80 et 84% dans 13 pays (4 en Amérique Centrale et Amérique du Sud, 5 en Asie, 4 en Europe), entre 70 et 79% dans 12 pays (Cuba, Équateur, Koweït, Mongolie et 8 pays d'Europe), et était inférieure à 70% en Thaïlande (69%) et en Inde (66%).

C'est le 5^{ème} cancer le plus mortel (une mort par cancer sur six, le 1^{er} chez les femmes), avec 522 000 morts annuelles (**Figure 10** – Mortalité des cancers du sein par pays, standardisée sur l'âge). Il est le cancer le plus létal dans 110 sur 185 nations (à hauts ou bas niveaux de revenu). Alors qu'il est plus incident dans les pays à hauts niveaux de revenu, il est plus mortel dans les pays à bas niveaux de revenu (84), dans lesquels il est la première cause de décès chez les femmes. Le pronostic est très dépendant du stade au diagnostic, plus le cancer est développé au moment du diagnostic, plus le pronostic est sombre (85). Dans toutes les nations, plus on descend l'échelle de la hiérarchie sociale et plus la survie est courte et la mortalité élevée (72–74).

3.3.1.3. Méthodes de dépistage usuelles

- La mammographie
- L'autopalpation des seins
- L'examen clinique des seins

3.3.1.4. Recommandations de dépistage

Pour les nations qui peuvent le mettre en place, l'Organisation Mondiale de la Santé recommande l'implémentation/la réalisation d'un dépistage par mammographie bisannuelle dans le cadre d'un programme organisé pour les femmes de 50 à 69 ans (86). La recommandation pour

les femmes de 40 à 49 ans et les femmes de 70 à 75 ans est conditionnée par la possibilité pour le pays de conduire les programmes dans un contexte rigoureux de recherche, de surveillance et d'évaluation. Pour les autres, l'Organisation Mondiale de la Santé recommande la réalisation d'un examen clinique des seins et/ou de l'autopalpation des seins pour les femmes de 50 à 69 ans, et ne recommande pas l'implémentation d'un dépistage basé sur la population pour les femmes de 40 à 49 et de 70 à 75 ans.

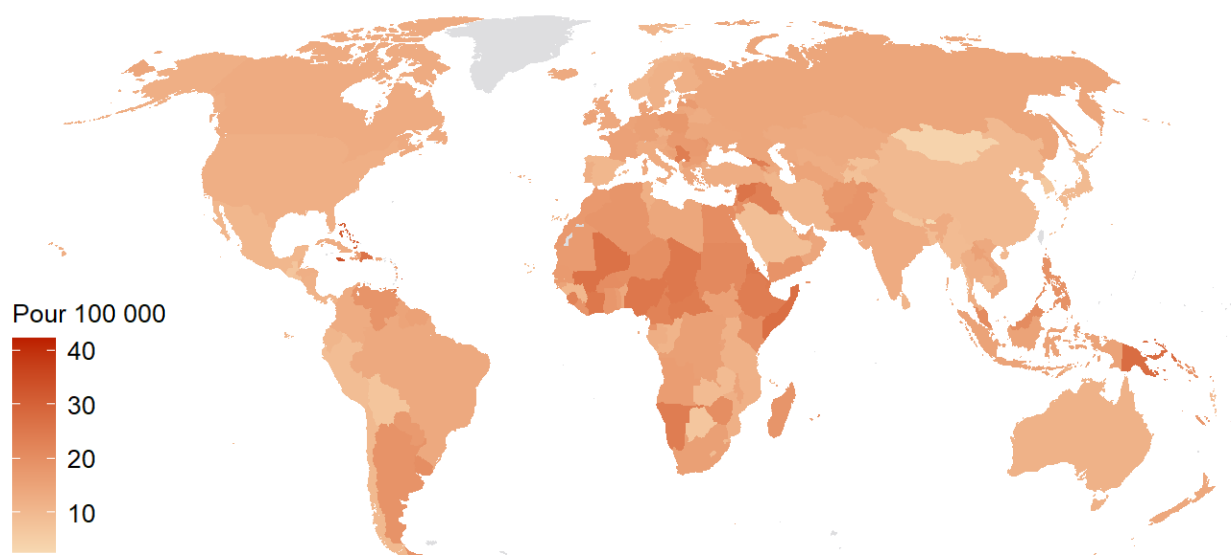


Figure 10 – Mortalité des cancers du sein par pays, standardisée sur l'âge (2020)

Source : Centre International de Recherche sur le Cancer (<https://www.iarc.who.int>)

3.3.2. Les cancers du col de l'utérus

3.3.2.1. Facteurs de risque

La contamination par l'un des 13 virus du papillome humain (HPV¹ – sexuellement transmissible) est une condition nécessaire au développement des cancers du col de l'utérus (avec 70% des cas causés par les HPV 16 et 18) (64). Les rapports sexuels non protégés (volontaires ou non, souvent chez les femmes jeunes) sont donc le facteur de risque principal d'infection à HPV. Une fois infectée, le risque de développer un cancer est ensuite augmenté par le nombre élevé de grossesses, le tabagisme, certaines contraceptions hormonales orales, et la présence d'autres infections (en partie sexuellement transmissibles : virus de l'immunodéficience humaine, *Chlamydia trachomatis*, virus herpès simplex ...).

3.3.2.2. Iniquités et incidence, survie et mortalité

Chez les femmes, c'est le 4^{ème} cancer en termes d'incidence (604 000 cas en 2020) (**Figure 11** – Incidence des cancers du col de l'utérus par pays, standardisée sur l'âge). Il est le plus diagnostiqué dans 23 pays, et 80% des cas sont diagnostiqués dans des nations à bas niveaux de revenu, principalement en Afrique Sub-Saharienne, en Mélanésie, en Amérique du Sud et en Asie du Sud-Est. Dans toutes les nations, plus on descend l'échelle de la hiérarchie sociale et plus l'incidence est élevée (66,87,88).

¹ Human papillomavirus

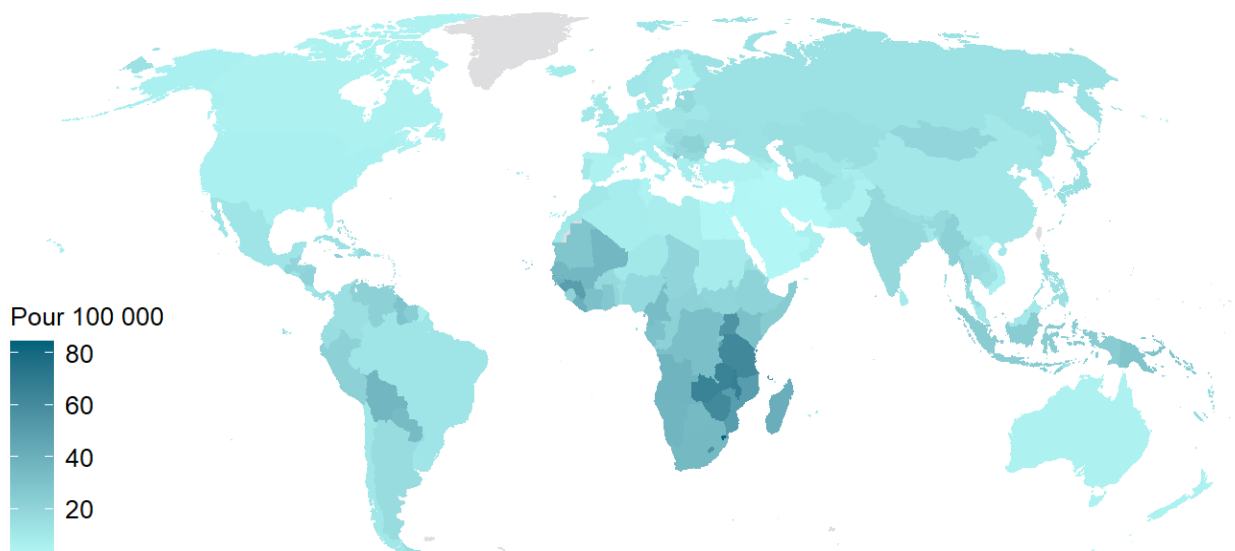


Figure 11 – Incidence des cancers du col de l’utérus par pays, standardisée sur l’âge (2020)
Source : Centre International de Recherche sur le Cancer (<https://www.iarc.who.int>)

Dans les études CONCORD (61,62), on observait de fortes différences de survie à 5 ans entre nations avec une différence très marquée entre les pays à hauts et bas niveaux de revenu. La survie à 5 ans dépassait les 70% pour les femmes atteintes d’un cancer du col de l’utérus au Japon, en Corée, à Taiwan, au Danemark, en Norvège, en Suisse et à Cuba. Elle se situait entre 60 et 69% pour 29 pays (Amérique du Nord, Brésil, Porto Rico, 5 pays d’Asie, 18 pays d’Europe, en Australie et en Nouvelle-Zélande) et entre 50 et 59% pour 11 pays (5 en Amérique Centrale et Amérique du Sud, 6 en Europe, en Inde, au Koweït et en Thaïlande).

Chez les femmes, c’est le 4^{ème} cancer le plus mortel (340 000 morts en 2020) (**Figure 12** – Mortalité des cancers du col de l’utérus par pays, standardisés sur l’âge). Il est le cancer le plus mortel dans 36 pays, tous à bas niveaux de revenu (89). Le pronostic est très dépendant du stade au diagnostic, plus le cancer est développé au moment du diagnostic, plus le pronostic est sombre (90). Dans toutes les nations, plus on descend l’échelle de la hiérarchie sociale et plus la survie est courte et la létalité est élevée (72–74,88).

3.3.2.3. Méthodes de dépistage usuelles

- La cytologie cervicale (frottis)
- Le typage HPV
- L’inspection visuelle à l’acide acétique (VIA)

3.3.2.4. Recommandations de dépistage

L’Organisation Mondiale de la Santé (91) recommande l’implémentation/la réalisation d’un dépistage par typage HPV (les programmes utilisant la VIA ou la cytologie doivent être maintenus jusqu’à remplacement), tous les 5 à 10 ans (tous les 3 ans pour la VIA et la cytologie) pour les femmes de 30 ans à 50 ans, puis un arrêt du dépistage après deux examens négatifs successifs dans les nations qui peuvent l’assurer (pour celles qui ne le peuvent pas, deux dépistages au cours de la vie sont déjà bénéfiques).

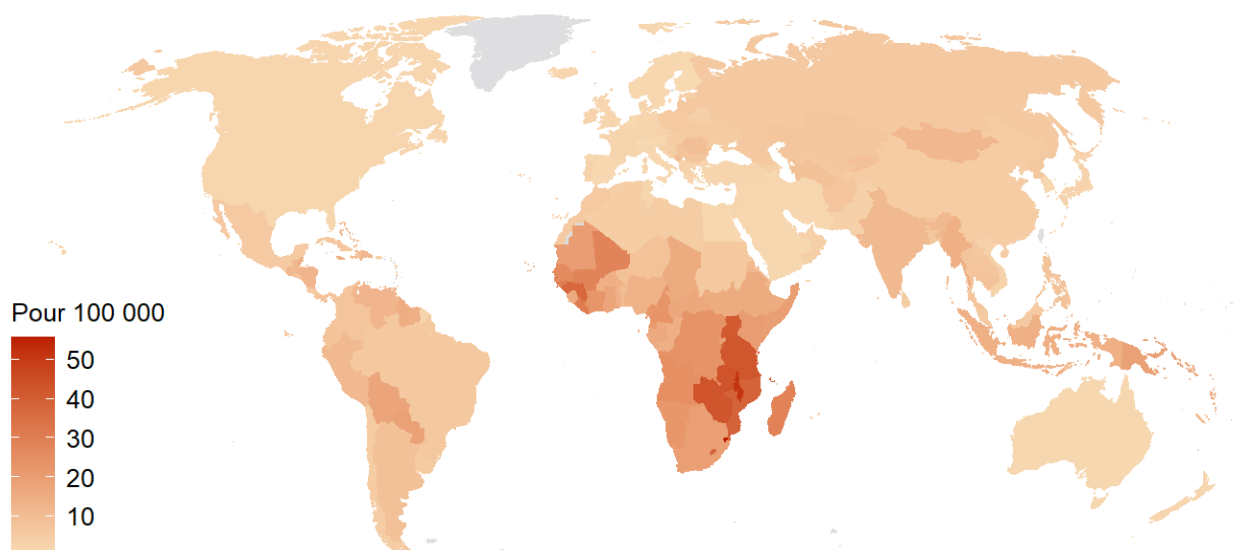


Figure 12 – Mortalité des cancers du col de l’utérus par pays, standardisée sur l’âge (2020)
 Source : Centre International de Recherche sur le Cancer (<https://www.iarc.who.int>)

3.3.3 Les cancers du côlon-rectum

3.3.3.1. Facteurs de risque

Les facteurs de risque connus des cancers du côlon-rectum sont principalement évitables : l’obésité, une mauvaise nutrition (consommation élevée de viandes rouges et d’aliments transformés, de produits gras et sucrés), le tabagisme (par l’augmentation du risque de lésions précancéreuses, les polypes adénomateux), et la consommation d’alcool (92,93). Un faible niveau d’activité physique est aussi associé à une augmentation du risque de développer des cancers du côlon.

3.3.3.2. Iniquités et incidence, survie et mortalité

C’est le troisième cancer le plus diagnostiqué dans le Monde (1 900 000 de cas en 2020, environ 1 cancer sur 10) (**Figure 13** – Incidence des cancers du côlon-rectum par pays, standardisée sur l’âge). Dans les nations à hauts niveaux de revenu, son incidence est élevée et stable. Les nations les plus atteintes sont celles d’Australie, de Nouvelle-Zélande, d’Europe, d’Amérique du Nord et d’Asie du Sud-Est. L’incidence augmente généralement dans les autres régions du Monde, en partie à cause de la généralisation d’une mauvaise nutrition, de l’inactivité physique, et de leurs conséquences. Les nations les moins atteintes sont celles d’Afrique, d’Asie Centrale et d’Asie du Sud. Dans les nations, la relation entre incidence des cancers du côlon-rectum et position sur l’échelle de la hiérarchie sociale est variable géographiquement et dans le temps, dans les nations favorisées comme défavorisées (73,74).

Dans les études CONCORD (61,62), la survie à 5 ans pour les individus diagnostiqués avec des cancers du côlon dépassait 70% dans les nations d’Israël, de Jordanie, de Corée et d’Australie. Elle était supérieure à 60% dans les nations d’Amérique du Nord, d’Océanie, certaines nations d’Europe, et quelques nations d’Amérique du Sud et d’Asie (26 pays), et se situait entre 50 et 60% pour la plupart des nations des autres pays surveillés (20 pays), à l’exception de celles d’Équateur (48%), de Thaïlande (47%), de Russie (45%) et d’Inde (39%). Ce schéma est assez similaire pour les cancers du rectum, avec des taux de survie à 5 ans après un diagnostic supérieurs à 70% en

Jordanie, Corée et Australie, entre 50 et 69% dans 24 pays (Amérique du Nord, Nouvelle-Zélande, 17 pays d'Europe, 4 nations d'Asie), entre 50 et 59% dans 18 pays (7 en Amérique Centrale et Amérique du Sud, 5 en Asie, 6 en Europe), et inférieurs à 50% en Slovaquie (49%), en Pologne (48%), en Croatie (48%), en Bulgarie (46%), en Equateur (45%), en Thaïlande (44%), en Russie (42%), et en Inde (30%).

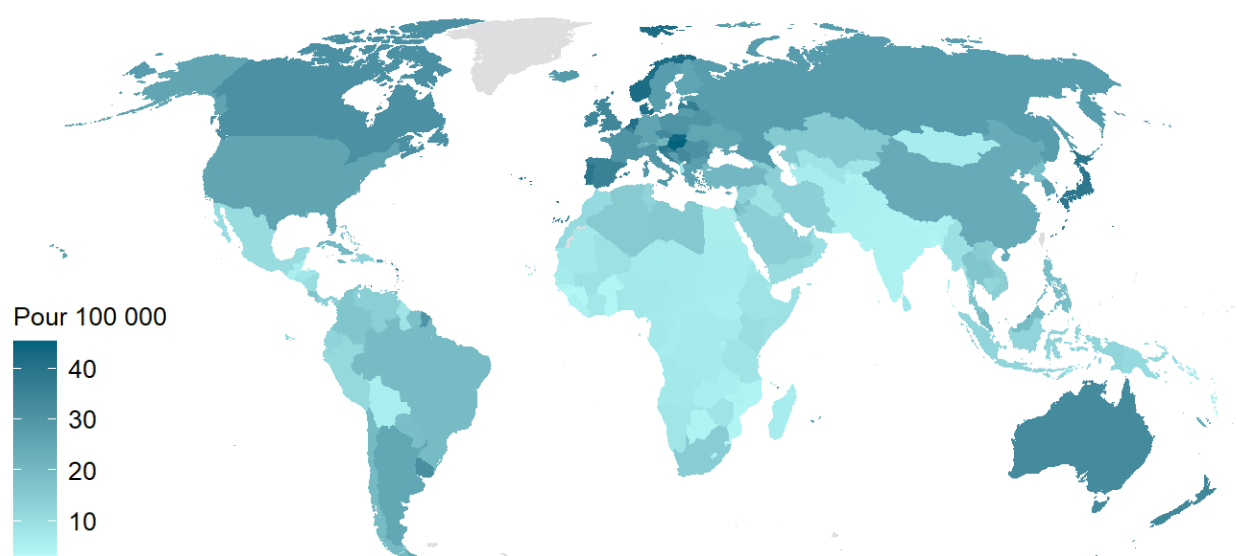


Figure 13 – Incidence des cancers du côlon-rectum par pays, standardisée sur l'âge (2020)
Source : Centre International de Recherche sur le Cancer (<https://www.iarc.who.int>)

C'est le second cancer le plus mortel (935 000 morts en 2020, environ 1 mort par cancer sur 10) (**Figure 14** – Mortalité des cancers du côlon-rectum par pays, standardisée sur l'âge). Alors que l'incidence est plus faible dans les nations à bas niveaux de revenu, elles concentrent la moitié des décès. Le pronostic est très dépendant du stade au diagnostic – plus le cancer est développé au moment du diagnostic, plus le pronostic est sombre (92). Dans toutes les nations, plus on descend l'échelle de la hiérarchie sociale et plus la survie des personnes avec un cancer est courte et la mortalité élevée (72–74).

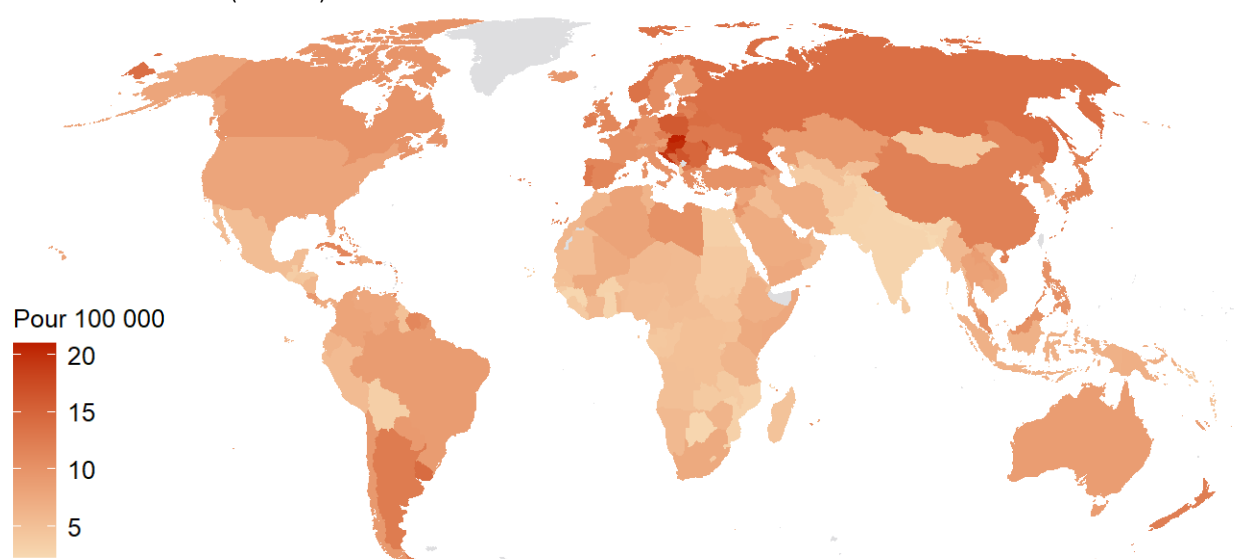


Figure 14 – Mortalité des cancers du côlon-rectum par pays, standardisée sur l'âge (2020)
Source : Centre International de Recherche sur le Cancer (<https://www.iarc.who.int>)

3.3.3.3. Méthodes de dépistage usuelles

Plusieurs examens de dépistage coexistent. Deux approches sont utilisées : les examens invasifs et les tests basés sur un prélèvement de selles.

Les examens invasifs :

- Rectosigmoïdoscopie souple
- Coloscopie (c'est aussi généralement l'examen de diagnostic)

Les examens basés sur un prélèvement de selles :

- Examen au gaïac (FOBT²)
- Examen immunochimique (FIT³)

3.3.3.4. Recommandations de dépistage

L'Organisation Mondiale de la Santé n'a pas clairement défini les conditions de recommandation du dépistage des cancers du côlon-rectum. Les méthodes de dépistage sont nombreuses, et les recommandations de groupes experts varient à la fois géographiquement et dans le temps. Ces recommandations ont été revues et examinées (94). La majorité des nations proposaient un âge minimal de 50 ans et un âge maximal entre 70 et 75 ans. La plupart incluaient les examens au gaïac (FOBT), immunochimiques (FIT), la rectosigmoïdoscopie souple et la coloscopie – sans consensus sur la meilleure méthode. Les FOBT et FIT sont généralement recommandés tous les ans ou tous les deux ans. Concernant les examens invasifs, la coloscopie est généralement recommandée tous les 10 ans, et la rectosigmoïdoscopie souple tous les 5 ans, avec des variations de tous les 3 à tous les 10 ans.

3.4. Situation internationale des dépistages

Dépister une population nécessite des capacités techniques, d'organisation et de suivi que seules quelques nations peuvent atteindre. Malgré la recommandation de l'Organisation Mondiale de la Santé, peu d'individus ont donc accès aux dépistages (95–101). Le manque de données dans la plupart des pays à bas niveaux de revenu rend la synthèse difficile, mais une tendance très claire se dégage : dans les pays à hauts niveaux de revenu, la possibilité d'être dépisté est assez usuelle, au travers de dépistages organisés ciblés sur la population (*e.g.* la plupart des pays de l'Union Européenne) ou de dépistages opportunistes encadrés (*e.g.* États-Unis). Pour les autres pays, la proposition de dépistage est en général suboptimale, voire inexistante (c'est le cas dans la majorité des pays à bas niveaux de revenu).

Pour les nations pour lesquelles les programmes de dépistage existent, deux conclusions sont généralement tirées :

- 1) la couverture de la population est insuffisante (92,95,101–105)
- 2) l'accès au dépistage n'est pas équitable (101–105)

² Fecal Occult Blood Test

³ Fecal Immunochemical Test

Dans le **Chapitre 2**, nous avons rapporté les résultats d'une revue systématique de la littérature que nous avons menée pour identifier les caractéristiques contextuelles associées à la participation aux dépistages des cancers du sein, du col de l'utérus et du côlon-rectum dans le Monde. Cette étude a été publiée dans une revue à comité de lecture, et la publication est disponible en **Annexe 1**. Le **Chapitre 3**, est un état des lieux des iniquités de santé et des cancers en France, en détaillant plus particulièrement le cas des cancers du sein. Le **Chapitre 4** rapporte les résultats d'une seconde étude que nous avons menée pour évaluer les iniquités socio-territoriales de participation au dépistage des cancers du sein en France. Cette étude a aussi été publiée dans une revue à comité de lecture, et la publication est disponible en **Annexe 2**. Dans le **Chapitre 5**, nous avons discuté les différentes perspectives et enjeux des travaux menés dans le cadre de cette thèse.

4. Références

1. Organisation Mondiale de la Santé. Constitution de l'Organisation Mondiale de la Santé [Internet]. 1946 [cité 25 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.who.int/fr/about/governance/constitution>
2. Organisation Mondiale de la Santé. Déclaration d'Alma-Ata. 1978 [cité 25 sept 2021]. Disponible sur: https://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0005/113882/E93945.pdf
3. Roser M, Ortiz-Ospina E, Ritchie H. Life Expectancy. Our World Data [Internet]. 2013 [cité 25 sept 2021]. Disponible sur: <https://ourworldindata.org/life-expectancy>
4. Riley JC. Rising Life Expectancy: A Global History. Cambridge University Press; 2001. 260. ISBN: 978-0-521-00281-3. <http://doi.org/10.1017/CBO9781316036495>.
5. Organisation Mondiale de la Santé. Life expectancy and Healthy life expectancy [Internet]. 2020 [cité 25 sept 2021]. Disponible sur: <https://apps.who.int/gho/data/view.main.SDG2016LEXREGv>
6. Preston SH. The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development. *Popul Stud*. 1975;29(2):231. <http://doi.org/10.2307/2173509>.
7. Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. *Health Promot Int*. 1991;6(3):217-228. <https://doi.org/10.1093/heapro/6.3.217>.
8. Organisation Mondiale de la Santé. Trends in maternal mortality 2000 to 2017: estimates by WHO, UNICEF, UNFPA, World Bank Group and the United Nations Population Division [Internet]. 2019 [cité 25 sept 2021]. 16 p. ISBN : 9789241516488. Disponible sur: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/327595>
9. Say L, Chou D, Gemmill A, Tunçalp Ö, Moller A-B, Daniels J, et al. Global causes of maternal death: a WHO systematic analysis. *Lancet Glob Health*. 2014;2(6):e323-e333. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(14\)70227-X](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(14)70227-X).
10. Roser M, Ritchie H, Dadonaite B. Child and Infant Mortality. Our World Data [Internet]. 2013 [cité 25 sept 2021]. Disponible sur: <https://ourworldindata.org/child-mortality>
11. Ramazzini B, Guerra F, Corona G. *De Morbis Artificum Diatriba* [Internet]. 1700 [cité 25 sept 2021]. 320 p. Disponible sur: <https://babel.hathitrust.org/cgi/pt?id=ucm.5325108025>
12. Pott P. Chirurgical observations relative to the cataract, the polypus of the nose, the cancer of the scrotum, the different kinds of ruptures, and the mortification of the toes and feet. 1775;208 p. Disponible sur: <https://wellcomecollection.org/works/pvdd4yrv>.
13. Villermé LR. De la mortalité dans les divers quartiers de la ville de Paris. 1830; 51 p. Disponible sur: <https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k81421x.pdf>.
14. Villermé LR. Tableau de l'état physique et moral des ouvriers employés dans les manufactures de coton, de laine et de soie. 1840. Disponible sur: <https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k6503b.pdf> (Tome 1)
<https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k6504n.textelimage> (Tome 2).
15. Manier B. Le travail des enfants dans le monde. 2011. 128 p. ISBN: 978-2-7071-6709-5. <https://doi.org/10.3917/dec.manie.2011.01>.

16. Chadwick E. Report to Her Majesty's Principal Secretary of State for the Home Department from the Poor Law Commissioners, on an Inquiry into the sanitary condition of the labouring population of Great Britain. 1842. 457 p.
Disponible sur: <https://wellcomecollection.org/works/vgy8svyj>.
17. Virchow RC. Mittheilungen über die in Oberschlesien herrschende Typhus-Epidemie. 1848;184 p. <https://doi.org/10.1515/9783111683898>.
18. Shattuck L. Report of the Sanitary Commission of Massachusetts. 1850. 344 p. Disponible sur: <https://archive.org/details/b21359131/mode/2up>.
19. Stevenson THC. The Fertility of Various Social Classes in England and Wales from the Middle of the Nineteenth Century to 1911. J R Stat Soc. 1920;83(3):401.
<https://doi.org/10.2307/2340958>.
20. Stevenson THC. The Social Distribution of Mortality from Different Causes in England and Wales, 1910-12. Biometrika. 1923;15(3/4):382-400. <https://doi.org/10.2307/2331872>.
21. Titmuss RM. Poverty and population. A tactual study of contemporary social waste. 1938; 320 p.
22. Titmuss RM. Birth, poverty and wealth. A study of infant mortality. 1943;118 p. ISBN : 9781406755213
23. Working Group on Inequalities in Health. Inequalities in Health: Report of a Research Working Group. Social Health Assoc. 1980. Disponible sur: <https://www.sochealth.co.uk/national-health-service/public-health-and-wellbeing/poverty-and-inequality/the-black-report-1980>
24. Krieger N, Fee E. Measuring Social Inequalities in Health in the United States: A Historical Review, 1900–1950. Int J Health Serv. 1996;26(3):391-418. <https://doi.org/10.2190/B3AH-Q5KE-VBGF-NC74>.
25. Dublin L. The Health of the Negro. The annals of the American Academy of Political and Social Science. 1928;140(1):77-85. <https://doi.org/10.1177/000271622814000111>.
26. Tibbitts C. The Socio-Economic Background of Negro Health Status. J Negro Educ. 1937;6(3):413-428. <https://doi.org/10.2307/2292288>.
27. Heckler M, Brandt E, Feinlein M. Health, United States, 1983. 1983;278 p. Disponible sur: <https://hdl.handle.net/2027/umn.319510003374451>.
28. Heckler M. Report of the Secretary's Task Force on Black & Minority Health. 1985. Disponible sur: <http://resource.nlm.nih.gov/8602912>.
29. Templeton AR. Biological Races in Humans. Stud Hist Philos Biol Biomed Sci. 2013;44(3):262-271. <http://doi.org/10.1016/j.shpsc.2013.04.010>.
30. Beaglehole E, Comas J, Pinto CL, Frazier F, Ginsberg M, Kabir H, et al. The Race question [Internet]. 1950 [cité 27 sept 2021]. Disponible sur: <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000128291>
31. Schereschewsky JW, Warren BS, Sydenstricker E. Health of Garment Workers: The Relation of Economic Status to Health. Public Health Rep 1896-1970. 1916;31(21):1298-1305. <https://doi.org/10.2307/4573639>.
32. Sydenstricker E. Health and Environment. McGraw-Hill; 1933. 250 p. ISBN: 978-0405039751.
33. Collins SDW. Economic Status and Health: A Review and Study of the Relevant Morbidity and Mortality Data. 1927. 74 p. Disponible sur: <https://books.google.fr/books?hl=fr&lr=&id=PsNKAAAAMAAJ&oi=fnd&pg=PA1&ots=9IRHBcfdEo&sig=MpBcCvgARd5tuoryUrOU7HJOzYU#v=onepage&q&f=false>.

34. Woodbury RM. Infant Mortality and its Causes. 1926. 230 p. ISBN: 9780598411853.
35. Weisz G. Epidemiology and Health Care Reform The National Health Survey of 1935-1936. *Am J Public Health*. 2011;101(3):438-447. <http://doi.org/10.2105/AJPH.2010.196519>.
36. Linder FE, Grove RD. Vital Statistics Rates in the United States, 1900-1940. U.S. Government Printing Office; 1943. 887 p. Disponible sur: https://www.cdc.gov/nchs/data/vsus/vsrates1940_60.pdf.
37. Kitagawa E, Hauser P. Differential Mortality in the United States - A Study in Socioeconomic Epidemiology. Harvard University Press; 1973. 255 p. <https://doi.org/10.4159/harvard.9780674188471>.
38. Townsend P. Deprivation*. *J Soc Policy*. avr 1987;16(2):125-146. <http://doi.org/10.1017/S0047279400020341>.
39. Liberatos P, Link BG, Kelsey JL. The measurement of social class in epidemiology. *Epidemiol Rev*. 1988;10:87-121. <http://doi.org/10.1093/oxfordjournals.epirev.a036030>.
40. Barrett FA. Finke's 1792 map of human diseases: the first world disease map? *Soc Sci Med*. 2000;50(7):915-921. [http://doi.org/10.1016/S0277-9536\(99\)00344-5](http://doi.org/10.1016/S0277-9536(99)00344-5).
41. Goldberger J, Wheeler GA, Sydenstricker E. A Study of the Relation of Family Income and Other Economic Factors to Pellagra Incidence in Seven Cotton-Mill Villages of South Carolina in 1916. *Public Health Rep* 1896-1970. 1920;35(46):2673-2714. <http://doi.org/10.2307/4575780>.
42. Faris REL, Dunham HW. Mental disorders in urban areas: an ecological study of schizophrenia and other psychoses. Oxford, England: Univ. Chicago Press; 1939. xxxviii, 270 p. ISBN : 9780226238166
43. Antonovsky A. Social Class, Life Expectancy and Overall Mortality. *Milbank Mem Fund Q*. 1967;45(2):31. <http://doi.org/10.2307/3348839>.
44. Smith GD, Bartley M, Blane D. The Black report on socioeconomic inequalities in health 10 years on. *BMJ*. 1990;301(6748):373-377. <http://doi.org/10.1136/bmj.301.6748.373>.
45. Whitehead M. Inequalities in health. The Black report: The health divide. Townsend P, Davidson N, éditeurs. London: Penguin Books; 1992. ISBN: 9780140172652.
46. Feinstein JS. The Relationship between Socioeconomic Status and Health: A Review of the Literature. *Milbank Q*. 1993;71(2):279. <http://doi.org/10.2307/3350401>.
47. Smedley BD, Stith AY, Nelson AR, éditeurs. Unequal Treatment: Confronting Racial and Ethnic Disparities in Health Care. Washington (DC): National Academies Press (US); 2003. <http://doi.org/10.17226/12875>.
48. Dahlgren G, Whitehead M. European strategies for tackling social inequities in health: Levelling up Part 2. 2006;149 p. Disponible sur: <https://dssbr.ensp.fiocruz.br/wp-content/uploads/2011/08/European-strategies-for-tackling-social-inequities.pdf>.
49. Feinstein L, Sabates R, Anderson TM, Sorhaindo A, Hammond C. What are the effects of education on health? 2006; 184 p. Disponible sur: [http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.468.5872 & rep=rep1 & type=pdf](http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.468.5872&rep=rep1&type=pdf).
50. Creek J, Hughes A. Occupation and Health: A Review of Selected Literature. *Br J Occup Ther*. 2008;71(11):456-468. <http://doi.org/10.1177/030802260807101102>.

51. Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam A-JR, Schaap MM, Menvielle G, Leinsalu M, et al. Socioeconomic Inequalities in Health in 22 European Countries. 2009. *N Engl J Med* 2008; 358:2468-2481. <http://doi.org/10.1056/NEJMsa0707519>.
52. Zajacova A, Lawrence EM. The Relationship Between Education and Health: Reducing Disparities Through a Contextual Approach. *Annu Rev Public Health*. 2018;39(1):273-289. <http://doi.org/10.1146/annurev-publhealth-031816-044628>.
53. Adler NE, Boyce T, Chesney MA, Cohen S, Folkman S, Kahn RL, et al. Socioeconomic status and health. The challenge of the gradient. *Am Psychol*. 1994;49(1):15-24. <http://doi.org/10.1037//0003-066x.49.1.15>.
54. Marmot MG, Shipley MJ, Rose G. Inequalities in death--specific explanations of a general pattern? *The Lancet*. 1984;323(8384):1003-1006. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(84\)92337-7](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(84)92337-7).
55. Organisation Mondiale de la Santé. Targets for Health for All. 1984. Disponible sur: https://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0006/109779/WA_540_GA1_85TA.pdf.
56. Commission des Déterminants Sociaux de la Santé. Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. 2008;10(3):253. Disponible sur: https://www.who.int/social_determinants/final_report/csdh_finalreport_2008.pdf.
57. Organisation Mondiale de la Santé. Principaux concepts. Disponible sur: https://www.who.int/social_determinants/final_report/key_concepts/fr/.
58. Ministère de la santé et des sports. Actes du colloque - Réduire les inégalités sociales de santé. 2010. Disponible sur: https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/Actes_du_colloque_inegalites_sociales_de_sante_mnistere_sante_sports_11012010b.pdf.
59. Terracini B, Zanetti R. A short history of pathology registries, with emphasis on cancer registries. *Soz- Präventivmedizin*. 2003;48(1):3-10. <https://doi.org/10.1007/s000380300001>.
60. Schottenfeld D, Fraumeni JF, éditeurs. *Cancer Epidemiology and Prevention*. 3^e éd. New York: Oxford University Press; 2018. 1410 p. ISBN : 9780195149616. <http://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195149616.001.0001>.
61. Allemani C, Weir HK, Carreira H, Harewood R, Spika D, Wang X-S, et al. Global surveillance of cancer survival 1995–2009: analysis of individual data for 25 676 887 patients from 279 population-based registries in 67 countries (CONCORD-2). *The Lancet*. 2015;385(9972):977-1010. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(14\)62038-9](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(14)62038-9).
62. Allemani C, Matsuda T, Di Carlo V, Harewood R, Matz M, Nikšić M, et al. Global surveillance of trends in cancer survival: analysis of individual records for 37,513,025 patients diagnosed with one of 18 cancers during 2000–2014 from 322 population-based registries in 71 countries (CONCORD-3). *Lancet Lond Engl*. 2018;391(10125):1023-1075. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(17\)33326-3](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(17)33326-3).
63. Institut National du Cancer. Définition cancer [Internet][cité 28 juill 2021]. Disponible sur: <https://www.e-cancer.fr/Dictionnaire/C/cancer>
64. Vineis P, Wild CP. Global cancer patterns: causes and prevention. *The Lancet*. 2014;383(9916):549-557. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)62224-2](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)62224-2).
65. Sung H, Ferlay J, Siegel RL, Laversanne M, Soerjomataram I, Jemal A, et al. Global Cancer Statistics 2020: GLOBOCAN Estimates of Incidence and Mortality Worldwide for 36 Cancers in 185 Countries. *CA Cancer J Clin*. 2021;71(3):209-249. <http://doi.org/10.3322/caac.21660>.

66. Faggiano F, Partanen T, Kogevinas M, Boffetta P. Socioeconomic differences in cancer incidence and mortality. *IARC Sci Publ.* 1997;(138):65-176. PMID: 9353664.
67. Vaccarella S, Lortet-Tieulent J, Saracci R, Conway D, Straif K, Wild C. Reducing Social Inequalities in Cancer: Evidence and Priorities for Research. 2019. ISBN: 9789283222231. Disponible sur: <https://publications.iarc.fr/Book-And-Report-Series/Iarc-Scientific-Publications/Reducing-Social-Inequalities-In-Cancer-Evidence-And-Priorities-For-Research-2019>
68. Ferlay J, Soerjomataram I, Dikshit R, Eser S, Mathers C, Rebelo M, et al. Cancer incidence and mortality worldwide: Sources, methods and major patterns in GLOBOCAN 2012. *Int J Cancer.* 2015;136(5):E359-E386. <http://doi.org/10.1002/ijc.29210>.
69. Mihor A, Tomsic S, Zagar T, Lokar K, Zadnik V. Socioeconomic Inequalities in Cancer Incidence in Europe: A Comprehensive Review of Population-based Epidemiological Studies. *Radiol Oncol.* 2020;54(1):1-13. <http://doi.org/10.2478/raon-2020-0008>.
70. Singh GK, Jemal A. Socioeconomic and Racial/Ethnic Disparities in Cancer Mortality, Incidence, and Survival in the United States, 1950–2014: Over Six Decades of Changing Patterns and Widening Inequalities. *J Environ Public Health.* 2017;2017:2819372. <http://doi.org/10.1155/2017/2819372>.
71. Roser M, Ritchie H. Cancer. Our World Data [Internet]. 3 juill 2015 [cité 28 juill 2021]; Disponible sur: <https://ourworldindata.org/cancer>
72. Woods LM, Rachet B, Coleman MP. Origins of socio-economic inequalities in cancer survival: a review. *Ann Oncol.* 2006;17(1):5-19. <http://doi.org/10.1093/annonc/mdj007>.
73. Vaccarella S, De Vries E, Sierra MS, Conway DI, Mackenbach JP. Social inequalities in cancer within countries. In: Vaccarella S, Lortet-Tieulent J, Saracci R, Conway DI, Straif K, Wild CP, éditeurs. Reducing social inequalities in cancer: evidence and priorities for research [Internet]. Lyon (FR): International Agency for Research on Cancer; 2019 [cité 28 juill 2021]. Disponible sur: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK566179/>
74. Kogevinas M, Porta M. Socioeconomic differences in cancer survival: a review of the evidence. *IARC Sci Publ.* 1997;(138):177-206. PMID: 9353665.
75. Organisation Mondiale de la Santé - Bureau Régional de l'Europe. Screening and early detection [Internet]. [cité 30 juill 2021]. Disponible sur: <https://www.euro.who.int/en/health-topics/noncommunicable-diseases/cancer/policy/screening-and-early-detection>
76. Wilson JMG, Jungner G, Organization WH. Principes et pratique du dépistage des maladies [Internet]. Organisation mondiale de la Santé; 1970 [cité 3 août 2021]. ISBN : 978942300345. Disponible sur: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/41503>
77. Centre international de recherche sur le cancer - Canscreen5 [Internet] [cité 4 août 2021]. Disponible sur: <https://canscreen5.iarc.fr/?page=help>
78. Centre international de recherche sur le cancer. Cervix Cancer Screening [Internet]. [cité 5 août 2021]. Disponible sur: <https://publications.iarc.fr/Book-And-Report-Series/Iarc-Handbooks-Of-Cancer-Prevention/Cervix-Cancer-Screening-2005>
79. 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.* 2015;314(15):1615-1634. <http://doi.org/10.1001/jama.2015.13183>.

80. Petry KU, Wörmann B, Schneider A. Benefits and Risks of Cervical Cancer Screening. *Oncol Res Treat.* 2014;37(Suppl. 3):48-57. <http://doi.org/10.1159/000365059>.
81. Riemann JF, Schröder C, Kallenbach M, Giersiepen K, Schmoll H-J. Benefits and Risks of Colorectal Cancer Screening. *Oncol Res Treat.* 2014;37(Suppl. 3):11-20. <http://doi.org/10.1159/000364886>.
82. Harris RP, Sheridan SL, Lewis CL, Barclay C, Vu MB, Kistler CE, et al. The Harms of Screening: A Proposed Taxonomy and Application to Lung Cancer Screening. *JAMA Intern Med.* 2014;174(2):286. <http://doi.org/10.1001/jamainternmed.2013.12745>
83. Vera-Ramirez L, Ramirez-Tortosa MC, Sanchez-Rovira P, Ramirez-Tortosa CL, Granados-Principal S, Lorente JA, et al. Impact of Diet on Breast Cancer Risk: A Review of Experimental and Observational Studies. *Crit Rev Food Sci Nutr.* 2013;53(1):49-75. <https://doi.org/10.1080/10408398.2010.521600>.
84. Liu L, Kawashima M, Toi M. Breast cancer in global health: beyond diversity and inequality. *IJS Glob Health.* 2020;3(6):e32. <http://doi.org/10.1097/GH9.0000000000000032>.
85. Sant M, Allemani C, Capocaccia R, Hakulinen T, Aareleid T, Coebergh JW, et al. Stage at diagnosis is a key explanation of differences in breast cancer survival across Europe. *Int J Cancer.* 2003;106(3):416-422. <http://doi.org/10.1002/ijc.11226>.
86. Organisation Mondiale de la Santé. WHO position paper on mammography screening. [Internet]. 2014 [cité 28 juill 2021]. Disponible sur: http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/137339/1/9789241507936_eng.pdf?ua=1.
87. Boscoe F, Henry K, Sherman R, Johnson C. The relationship between cancer incidence, stage and poverty in the United States. 2016;139(3):607-12. <http://doi.org/10.1002/ijc.30087>.
88. Singh GK, Azuine RE, Siahpush M. Global Inequalities in Cervical Cancer Incidence and Mortality are Linked to Deprivation, Low Socioeconomic Status, and Human Development. *Int J MCH AIDS.* 2012;1(1):17-30. <http://doi.org/10.21106/ijma.12>.
89. Arbyn M, Weiderpass E, Bruni L, Sanjosé S de, Saraiya M, Ferlay J, et al. Estimates of incidence and mortality of cervical cancer in 2018: a worldwide analysis. *Lancet Glob Health.* 2020;8(2):e191-e203. [http://doi.org/10.1016/S2214-109X\(19\)30482-6](http://doi.org/10.1016/S2214-109X(19)30482-6).
90. Waggoner SE. Cervical cancer. *The Lancet.* 2003;361(9376):2217-2225. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(03\)13778-6](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(03)13778-6).
91. Organisation Mondiale de la Santé. WHO guideline for screening and treatment of cervical pre-cancer lesions for cervical cancer prevention [Internet] [cité 3 août 2021]. Disponible sur: <https://www.who.int/publications-detail-redirect/9789240030824>
92. Centre International de Recherche sur le Cancer. Colorectal Cancer Screening [Internet]. 2017 [cité 30 juill 2021]. ISBN: 978-92-832-3023-6. Disponible sur: <https://publications.iarc.fr/Book-And-Report-Series/Iarc-Handbooks-Of-Cancer-Prevention/Colorectal-Cancer-Screening-2019>.
93. Wu K, Keum N, Nishihara R, Giovannucci EL. Cancers of the Colon and Rectum. In: *Cancer Epidemiology and Prevention*. 4^e éd. New York: Oxford University Press; 2017. <http://doi.org/10.1093/oso/9780190238667.003.0036>.
94. Bénard F, Barkun AN, Martel M, Renteln D von. Systematic review of colorectal cancer screening guidelines for average-risk adults: Summarizing the current global recommendations. *World J Gastroenterol.* 2018;24(1):124-138. <http://doi.org/10.3748/wjg.v24.i1.124>.

95. Navarro M, Nicolas A, Ferrandez A, Lanas A. Colorectal cancer population screening programs worldwide in 2016: An update. *World J Gastroenterol*. 2017;23(20):3632-3642. <http://doi.org/10.3748/wjg.v23.i20.3632>.
96. Schreuders E, Ruco A, Rabeneck L, Schoen R, Sung J, Young G, et al. Colorectal cancer screening: A global overview of existing programmes. *Gut*. 2015;64 p. <http://doi.org/10.1136/gutjnl-2014-309086>.
97. Vu M, Yu J, Awolude OA, Chuang L. Cervical cancer worldwide. *Curr Probl Cancer*. 2018;42(5):457-465. <http://doi.org/10.1016/j.currprobcancer.2018.06.003>.
98. Global Health Observatory | By category | Cervical cancer screening - Response by country [Internet]. Organisation Mondiale de la Santé; [cité 4 août 2021]. Disponible sur: <https://apps.who.int/gho/data/view.main.UHCCERVICALCANCERv>
99. Global Health Observatory | By category | Primary and secondary prevention of cancer - Response by country [Internet]. Organisation Mondiale de la Santé; [cité 4 août 2021]. Disponible sur: <https://apps.who.int/gho/data/view.main.24766>
100. Sankaranarayanan R, Budukh AM, Rajkumar R. Effective screening programmes for cervical cancer in low- and middle-income developing countries. *Bull World Health Organ*. 2001;9. PMID: 11693978
101. Young GP, Rabeneck L, Winawer SJ. The Global Paradigm Shift in Screening for Colorectal Cancer. *Gastroenterology*. 2019;156(4):843-851.e2. <http://doi.org/10.1053/j.gastro.2019.02.006>.
102. Hadjipetrou A, Anyfantakis D, Galanakis CG, Kastanakis M, Kastanakis S. Colorectal cancer, screening and primary care: A mini literature review. *World J Gastroenterol*. 2017;23(33):6049-58. <http://doi.org/10.3748/wjg.v23.i33.6049>
103. Kaminski MF, Robertson DJ, Senore C, Rex DK. Optimizing the Quality of Colorectal Cancer Screening Worldwide. *Gastroenterology*. 2020;158(2):404-17. <https://doi.org/10.1053/j.gastro.2019.11.026>
104. Altobelli E, Lattanzi A, Paduano R, Varassi G, di Orio F. Colorectal cancer prevention in Europe: Burden of disease and status of screening programs. *Prev Med*. 2014;62:132-41. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2014.02.010>
105. Centre international de recherche sur le cancer. Cancer Screening In the European Union - Report on the implementation of the Council Recommendation on cancer screening [Internet]. 2017. Disponible sur: https://ec.europa.eu/health/sites/default/files/major_chronic_diseases/docs/2017_cancer_screening_2ndreportimplementation_en.pdf

Chapitre II. Caractéristiques contextuelles associées à la participation aux dépistages des cancers : revue systématique des études observationnelles

1. Introduction

Les iniquités socio-territoriales de santé sont des inégalités évitables et injustes (1). Elles semblent pourtant quasi-universelles. Elles ont été largement étudiées dans le cadre des cancers, montrant que la position sur l'échelle de la hiérarchie sociale en détermine en partie l'incidence et le pronostic. Alors que l'incidence varie en fonction des positions selon la localisation cancéreuse, le pays ou la période étudiés, la survie est systématiquement moins bonne à mesure que l'on descend l'échelle de la hiérarchie sociale (2). Les mécanismes sous-jacents à ces déterminations sociales sont multiples et en partie non-élucidés. Les déterminants sociaux de la santé (*i.e.* les conditions dans lesquelles un individu naît, grandit, travaille, vieillit et meurt, ainsi que l'ensemble plus large de forces et de systèmes qui les façonnent) agissent au travers de multiples niveaux et d'interactions complexes (3).

Étant donné l'importance pronostique de l'extension du cancer au moment où il est diagnostiqué, les circonstances de ce diagnostic pourraient jouer un rôle majeur dans la construction des iniquités de survie. La détection précoce, *via* ses deux composantes que sont le dépistage et le diagnostic précoce, vise à détecter les cancers le plus tôt possible. Cela permet d'avoir recours à des traitements moins agressifs et d'optimiser leur efficacité, avec comme objectif de diminuer la létalité des cancers. Le dépistage et son organisation sont nationaux ou infranationaux. Ils peuvent faire l'objet de programmes organisés pour la population (*i.e.* chaque individu d'une population éligible est invité à participer à chaque intervalle des recommandations) ou opportunistes (*i.e.* l'invitation à participer dépend d'une démarche individuelle ou est le fruit d'une discussion avec un professionnel de santé).

Deux études pan-européennes ont démontré que les iniquités de participation étaient plus fortes dans les pays sans programme organisé pour la population (4,5). Des caractéristiques individuelles, telles que le niveau de revenu, le niveau scolaire, la classe sociale professionnelle, l'ethnie ou encore les croyances en termes de santé ont aussi déjà été associés à la participation aux dépistages des cancers – mais elles ne semblent pas suffisantes pour expliquer la totalité des différences observées. Dans ce cadre, de plus en plus d'études s'intéressent aux associations entre le contexte dans lequel évoluent les individus et la participation aux dépistages des cancers. Alors que l'acte de participer résulte, *in fine*, d'une décision individuelle, l'idée selon laquelle cette décision peut être influencée par le contexte est de plus en plus acceptée (6). Certaines caractéristiques contextuelles ont déjà fait l'objet de revues systématiques et semblent effectivement affecter la participation (7–10). Alors qu'un dépistage, pour être efficace, doit augmenter le nombre de morts par cancer évitées (et pas nécessairement le nombre de cancers diagnostiqués), les populations pour lesquelles les cancers sont les plus létaux sont généralement celles pour lesquelles les taux de participation aux dépistages sont les plus faibles.

Une des difficultés majeures, dès lors que l'on cherche à appréhender les effets du contexte sur la participation aux dépistages, est l'absence de consensus scientifique sur ce que recouvrent les influences contextuelles. De multiples définitions du contexte ont été proposées⁴ :

⁴ Ces définitions ont été proposées en anglais et traduites dans le cadre de la rédaction de ce manuscrit. Au-delà des différences inhérentes aux langages, une traduction comporte une part de subjectivité qui pourrait déformer ou modifier le sens voulu par les auteurs – ces définitions sont disponibles dans les articles princeps.

un « ensemble d'éléments situationnels dans lequel l'objet d'intérêt est inclus » (11) ; « toutes les informations qui peuvent être utilisées pour caractériser la situation d'une entité » (12) ; « l'ensemble des circonstances entourant une tâche qui sont potentiellement d'importance dans sa réalisation » (13) ; ou encore des « facteurs qui ont le potentiel de modifier le résultat d'un choix en altérant le processus par lequel la décision est prise » (6). Ces définitions doivent être appliquées au travers de cadres opérationnels fondés sur les théories, permettant de sélectionner les caractéristiques à considérer, les échelles auxquelles elles doivent être mesurées, et les méthodes de modélisation statistique appropriées à leur exploration.

A notre connaissance, aucune revue systématique n'a tenté d'examiner les influences des multiples aspects du contexte sur la participation aux dépistages des cancers. L'objectif principal de cette étude était d'identifier les caractéristiques contextuelles qui ont été étudiées jusqu'alors dans le cadre des dépistages des cancers, sans limite géographique ou temporelle. L'objectif secondaire était de mettre en lumière et de discuter les principales limites des études déjà publiées et de proposer des recommandations qui pourraient être prises en compte dans les études futures.

2. Matériels et méthodes

Le cadre conceptuel de cette revue systématique de la littérature a été développé selon les lignes directrices PRISMA (« *Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses* »), pour l'écriture et la lecture des revues systématiques et des méta-analyses (14).

2.1 Algorithmes de recherche

Nous avons interrogé, en anglais, les bases de données PubMed et Web of Science, en utilisant uniquement les termes du thésaurus MeSH (« *Medical Subject Headings* »). Trois chercheurs se sont chargés de développer séparément un algorithme afin de répondre à la question de recherche. Les algorithmes ont été comparés et discutés entre chercheurs jusqu'à consensus. Les algorithmes finaux étaient :

- Pour PubMed: ("mass screening"[MeSH terms] OR "early detection of cancer"[MeSH terms]) AND "neoplasms"[MeSH terms] AND ("socioeconomic factors"[MeSH Terms] AND ("Health-care Disparities"[MeSH terms] OR "Residence characteristics"[MeSH terms] OR "social environment"[MeSH terms])) AND (English[lang] OR French[lang])
- Pour Web of Science: TS = ("neoplasms" AND (("mass screening" OR "early detection of cancer") AND ("socioeconomic factors" AND ("healthcare disparities" OR "social environment" OR "residence characteristics"))))

Le 20 Mai 2019, cette recherche a permis d'identifier 358 articles *via* PubMed et 197 articles *via* Web Of Science. Après suppression des doublons, 388 articles ont été sélectionnés.

2.2 Phase d'examen préalable

Neuf résumés d'article n'ont pas été retrouvés et ont été exclus. Les résumés restants ont été examinés par trois chercheurs séparément. Les critères d'exclusion étaient : aucun résultat sur le dépistage, aucune caractéristique contextuelle, article méthodologique, population et/ou situation particulière (handicap, prison, période de guerre), article ni en anglais, ni en français. Seules les études empiriques publiées dans les journaux avec un système de révision par les pairs ont été inclus (critère ajouté *a posteriori* au protocole initial). Les caractéristiques contextuelles considérées étaient : le support social à visée de réalisation des dépistages des cancers, les caractéristiques des professionnels de santé, les caractéristiques des centres de santé, les mesures géographiques, les mesures d'accessibilité, les mesures agrégées à un niveau supra-individuel, et les études interventionnelles. Les exclusions ont été comparées et discutées entre chercheurs jusqu'à consensus. Durant cette phase d'examen préalable, 154 résumés d'article ont été sélectionnés.

2.3 Phase d'extraction des données

Cinq articles n'ont pas été retrouvés en version intégrale et ont été exclus. Pour les 149 articles restants, une première étape a consisté à faire extraire par trois chercheurs 16 articles choisis aléatoirement. Cette étape a permis d'assurer la pertinence de la grille d'extraction et l'homogénéité des extractions entre chercheurs.

Nous avons mis en place une évaluation de la qualité des articles en utilisant l'outil d'évaluation de la qualité méthodologique des études incluses dans une revue mixte MMAT (« *Mixed Methods Appraisal Tool* ») (15). Cette évaluation a été stoppée avant la seconde étape, les accords entre chercheurs étant insuffisants.

Pour la deuxième étape, la moitié des articles a été assignée aléatoirement entre deux chercheurs, et le troisième assurait l'extraction et la comparaison des extractions de la totalité du corpus. Les désaccords ont été discutés entre chercheurs jusqu'à consensus. Cinquante-neuf articles ont été exclus avec les mêmes critères que précédemment. Quatre articles supplémentaires ont été exclus car la localisation cancéreuse concernée était discutée dans moins de 3 articles (décision du protocole initial).

Les études interventionnelles (*i.e.* étudiant les effets de la modification du contexte sur la participation aux dépistages) et les études observationnelles (*i.e.* étudiant les associations entre caractéristiques du contexte et la participation aux dépistages) sont substantiellement différentes, par les mesures principales d'intérêt, les méthodologies et l'interprétation des résultats. Nous avons choisi d'inclure uniquement les études observationnelles dans le reste de cet article, excluant donc les 16 études interventionnelles. Le corpus final de cette revue systématique de la littérature comptait 70 articles (4,16–84) (**Figure 15** – Diagramme de flux de la sélection du corpus).

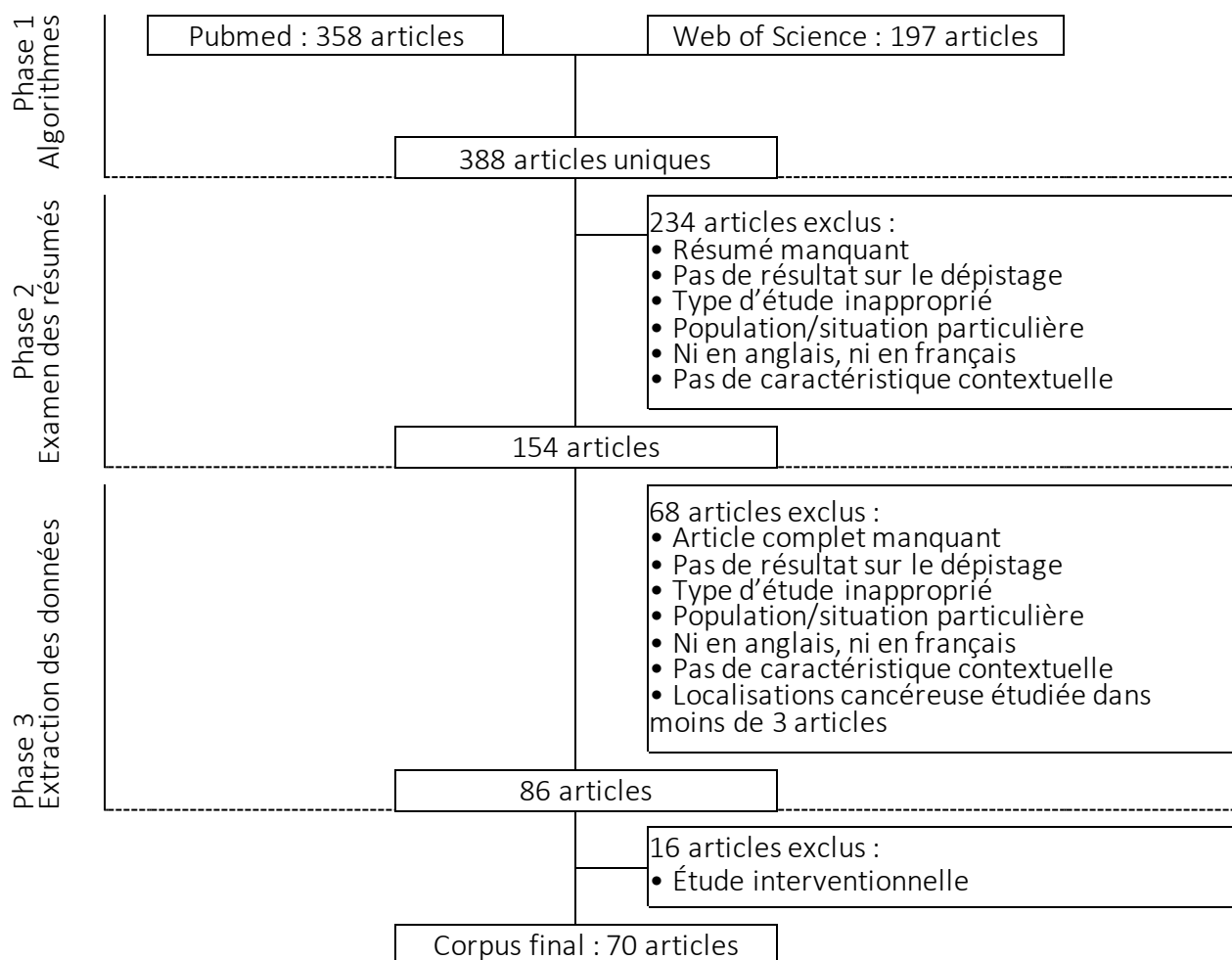


Figure 15 – Diagramme de flux de la sélection du corpus

3. Résultats

3.1 Généralités

3.1.1 Caractéristiques générales sur les publications et leur contenu

Vingt-huit publications utilisaient des données (nationales ou infranationales) provenant des États-Unis d'Amérique (17,18,20,23,26,29–34,37,38,40–42,47,51,54,57,60,62,64,67,69,72,77,80), 7 du Canada (24,43,48,52,53,75,76), 6 du Royaume-Uni (4,21,35,58,68,83), 4 de France (4,27,39,61), 4 du Brésil (22,55,56,73), 3 d'Australie (49,78,81), 1 ou 2 pour les 33 pays restants (**Figure 16** – Nombre de publications par pays).

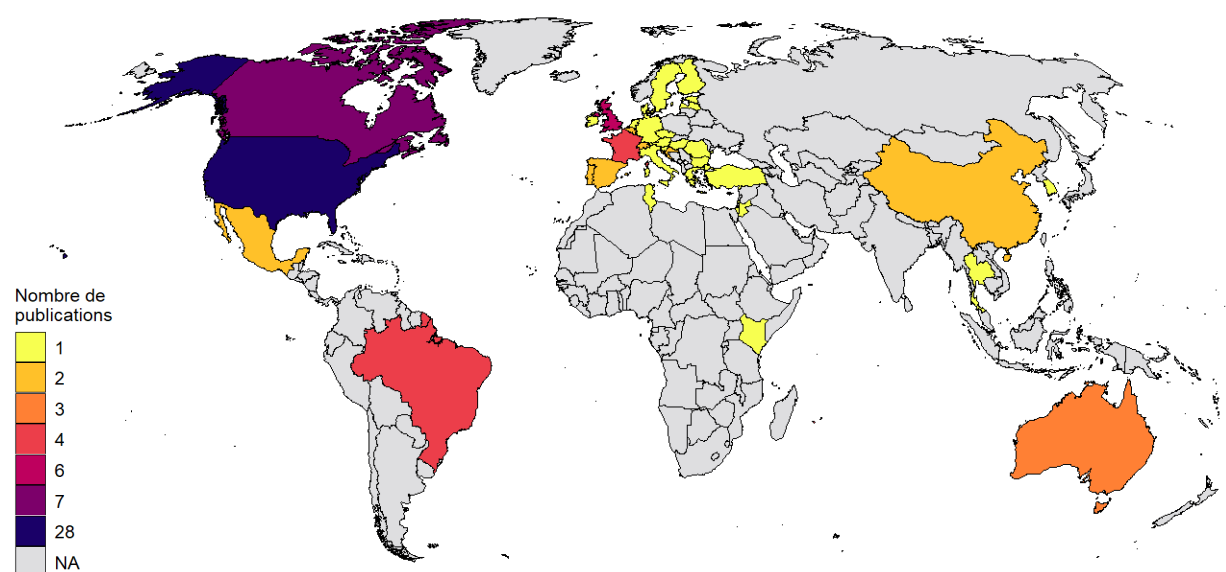


Figure 16 – Nombre de publications par pays

Nous avons identifié 19 études sur les dépistages des cancers du sein (16,18,26,31,34,36,38,42,44,45,47,50,54,57,61,66,72,75,76), 19 sur les dépistages des cancers du col de l'utérus (17,21,22,25,27,28,32,39,48,49,52,55,56,65,74,77,80,81,83), et 18 sur les dépistages des cancers du côlon-rectum (29,30,34,37,40,41,43,46,51,58,60,62,64,67–69,71,78). Neuf publications étudiaient les dépistages des cancers du sein et du col de l'utérus (4,19,20,35,59,70,73,82,84), 2 étudiaient les dépistages des cancers du sein et du côlon-rectum (23,63), et 3 étudiaient les dépistages des cancers du sein, du col de l'utérus et du côlon-rectum (24,53,79).

L'étude la plus ancienne a été publiée en 2000 (27), la plus récente en 2019 (84). Les données de dépistage dataient de 1993 (27) à 2015 (17).

3.1.2 Types de dépistage et populations d'étude

Les dépistages des cancers du sein consistaient généralement en un examen par mammographie, parfois associé à un examen clinique des seins et/ou à une autopalpation. Pour toutes les études, les dépistages des cancers du col de l'utérus consistaient en la réalisation d'un examen cytologique. Les méthodes de réalisation des dépistages des cancers du côlon-rectum

étaient plus hétérogènes entre les pays, les études, et les périodes. On trouvait l'examen au gaïac (FOBT), l'examen immunochimique (FIT), la sigmoïdoscopie, le lavement baryté en double contraste, et la coloscopie.

La population éligible à un dépistage est la population d'une tranche d'âge spécifique avec un risque moyen ou faible de développer le cancer concerné (il est recommandé pour les populations à risque élevé un suivi plus personnalisé). Les limites de la tranche d'âge varient en fonction des politiques appliquées dans chaque pays, de la période, ou encore de recommandations différentes émanant de groupes experts. En général, les analyses ont été effectuées sur toute la population de la tranche d'âge au moment de la collection des données, la plupart des études n'ayant pas suffisamment de précision pour exclure les populations non éligibles.

3.1.3 Les indicateurs du dépistage

Trois catégories d'individus sont classiquement étudiées : les jamais examinés, un ensemble d'individus éligibles qui n'ont réalisé aucun examen de dépistage ; les participants en retard, un ensemble d'individus qui ont participé au moins une fois au dépistage mais dont la dernière participation est plus ancienne que ne le recommande la politique de dépistage ; les participants à jour, un ensemble d'individus dont la dernière participation est en accord avec l'intervalle entre deux examens recommandé dans le cadre de la politique de dépistage. Les deux premières catégories sont parfois réunies, formant un ensemble d'individus non-adhérents aux recommandations, et les deux dernières catégories sont parfois réunies, formant un ensemble d'individus déjà examinés.

Il existe deux voies d'acquisition des données de dépistage : 46 études ont collecté le statut auto-déclaré par questionnaire (4,16–20,22,23,25,26,28–30,32,34,36–42,44,45,47,49–51,54,56,57,59,60,63–66,68–70,73,74,77,79,82,84), 22 études ont utilisé des données collectées dans le but d'évaluer les programmes ou des données du système de santé (21,24,27,33,35,43,46,48,52,53,55,58,61,67,71,72,75,76,78,80,81,83). Deux exceptions sont à noter : une étude a complété ses données auto-déclarées manquantes avec des données du système de santé (31), une autre a considéré qu'un individu avait participé s'il avait déclaré avoir participé et/ou si les données du système de santé l'indiquaient comme participant (62).

3.1.4 Variables d'ajustement individuelles

La plupart des travaux étudiaient aussi des caractéristiques individuelles, majoritairement socio-démographiques (4,16–20,23–26,28–30,32–34,36,38–42,44,47–49,51,53,54,57,59,60,62–70,73,76–78,80–84), socio-économiques (4,16–20,23,25,26,28–32,36,38–42,44,45,47–51,53,57,59,60,62–70,73,77,80,82,84), ou associées à des caractéristiques de santé (4,16–18,20,23,25,26,29–33,36,38–42,47,49,51,54,57,59,60,62,64,65,67–70,73,75–77,79,82,84). Certaines études ont pris en compte des facteurs psycho-sociaux (30,41,49,62), des questions spécifiques sur les cancers et les connaissances liées aux cancers, la perception des dépistages et les connaissances associées aux dépistages (30,31,39,41,44,45,54,62). Le reste des travaux n'étudiait que des caractéristiques contextuelles (21,27,35,71), parfois seulement en analyses univariées (21,22,27,35,37,43,46,52,55,56,58,61,71,72,74).

3.2 Associations entre caractéristiques contextuelles et participation aux dépistages des cancers

Les informations détaillées sur les études, les mesures et les résultats sont disponibles dans le **Tableau 1**.

Abréviations pour les résultats : D-CCR – Dépistages des Cancers du Côlon-Rectum ; D-CCU – Dépistages des Cancers du Col de l’Utérus ; D-CS – Dépistages des Cancers du Sein

3.2.1 Caractéristiques de l’entourage

- Associées à une participation plus élevée : perception du dépistage plus favorable et recommandations de l’entourage à visée de réalisation du dépistage plus élevées (D-CS) (50,54) (D-CCR) (68).
- Non associées : soutien de la famille, des amis, couverture médiatique du dépistage (D-CCR) (30).

3.2.2 Caractéristiques du voisinage

- Associées à une participation plus élevée : satisfaction plus élevée (D-CCR) (41), problèmes environnementaux plus faibles (crimes, déchets) (D-CCR) (23), le stress perçu ne s’applique pas (D-CS) (23).
- Non associées : maintenance perçue (D-CS, C-CCR) (23).

3.2.3 Caractéristiques du professionnel de santé

- Associées à une participation plus élevée : sexe/genre (non-défini dans les études - parfois administratif, parfois déclaré) féminin (D-CS) (53,67,75,76,84) (D-CCU) (53,84) (D-CCR) (53,67), instructions et recommandations à visée de réalisation du dépistage plus élevées (D-CS) (38,50,54) (D-CCR) (30,41,62), plus d’années de pratique médicale (D-CS, D-CCU) (53) (D-CCR) (53,67) – mais moins de 40 années (D-CCR) (67), avec un modèle de soins primaires par inscription des patients (85) (D-CS) (53,75) (D-CCU, D-CCR) (53), en fonction du type de modèle de soins primaires par inscription des patients (D-CS, D-CCU, D-CCR) (53), pratiquant la médecine interne ou la médecine gériatrique comparé aux pratiquants de la médecine générale ou la médecine familiale (D-CCR) (67), formé dans le pays étudié (D-CS) (53,75,76) (D-CCU) (53) (D-CCR) (53,67) – cette relation peut varier en fonction de la région du Monde de formation du soignant (D-CS, D-CCU, D-CCR) (53) ou de la région du Monde d’origine des individus (D-CS) (76).
- Interactions significatives : différences de participation en fonction à la fois de la région du Monde de formation du professionnel de santé et de la région du Monde d’origine des individus (D-CS, D-CCU, D-CCR) (53).
- Non associées : âge, nombre d’années depuis la validation de la formation médicale, effectif de la patientèle (D-CCR) (53).

3.2.4 Caractéristiques du centre de santé

- Associées à une participation plus élevée : score au « *Quality and Outcomes framework* » (système d’évaluation des performances et de paiement des médecins généralistes par le système

national de santé au Royaume-Uni) plus élevé, score pour la traçabilité et l'information du « *Quality and Outcomes framework* » plus élevé (D-CCU) (21), score de complexité des centres (fonction de la taille du centre, de la capacité à prodiguer des soins intensifs, de la complexité de prise en charge de la patientèle, des activités de recherche et d'enseignement et du nombre de spécialistes – un plus faible score représentant une plus faible complexité) plus faible (D-CCR) (62).

- Non associées : pourcentages de médecins certifiés par l'« *American Board of Medical Specialties* », de médecins de soins primaires, de médecins travaillant seuls, de centres n'acceptant pas le système « *Medi-Cal* » (système aux États-Unis d'Amérique proposant des soins gratuits ou à frais réduits pour les enfants et les adultes ayant des ressources ou des revenus limités), nombre moyen d'années depuis la validation de la formation médicale (D-CS) (57).

3.2.5 Caractéristiques de distribution des professionnels de santé

- Associées à une participation plus élevée : densité d'obstétriciens et de gynécologues plus élevée (D-CCU) (17), nombre de médecins et de dentistes plus élevé (D-CCU) (27), de gastroentérologues plus élevé, de médecins de soins primaires plus faible (D-CCR) (69).

- Interactions significatives : effet plus important de la densité de gastroentérologues et de médecins de soins primaires pour les individus Hispaniques (D-CCR) (69).

- Non associées : densité de médecins de soins primaires (D-CCR) (40) (D-CCU) (17,21), pourcentage de gastroentérologues par centre proposant des coloscopies (D-CCR) (37), nombre de médecins généralistes et de gynécologues pour 100 000 habitants (D-CCU) (39), score de « personnels » (dérivé du nombre de médecins, de gynécologues-obstétriciens, d'infirmiers et de praticiens ostéopathes pour 10 000 habitants) (D-CS) (18).

3.2.6 Caractéristiques de distribution du matériel médical

- Associées à une participation plus élevée : nombre de cabinets de médecin généraliste dans les 2 miles (1 mile ~ 1 609 mètres) plus élevé (D-CS) (57), densité de centres de soins paramédicaux plus élevée (D-CCU) (27), capacité de dépistage plus élevée (D-CCR) (40).

- Interactions significatives : participation plus faible des individus Asio-Américains et Océano-Américains dans les zones avec des organismes d'assurance maladie (HMO - « *Health Maintenance Organization* » : groupes d'assurances médicales fournissant des services de santé en échange d'une cotisation annuelle fixe) opérant en groupe, en équipe ou en réseau plus élevés, mais pas pour les individus non-Hispaniques Blancs (D-CCR) (64).

- Non associées : nombre de centres de soins (D-CCU) (17), score « équipements » (dérivé du nombre d'hôpitaux et de cabinets de médecin généraliste pour 10 000 habitants) (D-CS) (18), score combinant la proximité, la capacité et la demande (nombre de machines par centre de mammographie pondéré par le temps de trajet pour les femmes > 40 ans) (D-CS) (42), pénétration des HMO, concurrence entre HMO (D-CCR) (64).

3.2.7 Caractéristiques d'éloignement

- Interactions significatives : participation plus élevée pour les individus propriétaires de leur logement proches des soins primaires (D-CS, D-CCU, D-CCR) (79), participation moins élevée pour les individus locataires de logements sociaux proches des soins primaires (D-CS, D-CCR) (79).

- Non associées : temps de trajet/distance jusqu'à un hôpital (D-CS, D-CCU) (84), jusqu'à un centre de mammographie (D-CS) (42,57,66), jusqu'aux soins primaires (D-CCU) (79), jusqu'à un centre

d'endoscopie (D-CCR) (33,37), jusqu'à un centre de gastroentérologie (D-CCR) (37), densité de transports publics (D-CS) (57).

3.2.8 Urbanité (86) de la zone

- Associées à une participation plus élevée : individus résidant en zones urbaines *versus* rurales (D-CS) (19,44,47,50,63,70) (D-CS : APS, ECS) (16) (D-CCU) (22,48,49,56,70,74) (D-CCR) (34,43), rurales *versus* urbaines (D-CS) (75), suburbaines et urbaines *versus* rurales (D-CS) (61), métropolitaines *versus* rurales, urbaines de petite taille et urbaines de taille moyenne (D-CCU) (25), ville-centres et alentours des ville-centres *versus* rurales et suburbaines (D-CCR : tous examens, FOBt) (60), urbaines développées *versus* rurales sous-développées, rurales en développement, urbaines en développement (D-CS) (45), suburbaines et rurales *versus* métropolitaines et urbaines (2001), rurales *versus* suburbaines et métropolitaines (2009), suburbaines et métropolitaines *versus* urbaines (2009) (D-CCU) (28), municipales *versus* non-municipales (D-CS) (59), capitale *versus* non-capitale (D-CS) (73), nombre d'habitants dans la ville plus élevé (D-CCU) (74), densité de population plus faible (D-CCU) (27), régions intérieures, régions extérieures, régions reculées et régions très reculées *versus* villes majeures (D-CCR) (71), rurales et métropolitaines *versus* reculées (D-CCR) (78).
- Interactions significatives : participation plus élevée en zones urbaines hors région Appalachienne *versus* les zones rurales hors région Appalachienne et les zones rurales et urbaines de la région Appalachienne (D-CS, D-CCU) (20), participation hétérogène entre les individus catégorisés par ethnies selon que la zone soit rurale ou urbaine (D-CCR) (29), participation hétérogène en fonction du niveau de revenu individuel et de l'urbanité de la zone (D-CCU) (28), disparités autochtones/non-autochtones plus élevées dans, par ordre décroissant : la région intérieure, la région extérieure, les zones reculées et les villes majeures, aucune différence n'ayant été observée en zone très reculée (D-CCU) (81).
- Non associées : zones urbaines ou rurales (D-CS : mammographie) (16) (D-CS) (34,42,76) (D-CCU) (19,65) (D-CCR) (63), ville-centres, alentours des ville-centres, zones rurales, suburbaines (D-CCR : endoscopie) (60), capitale ou non-capitale (D-CCU) (73).

3.2.9 Caractéristiques issues du concept de pauvreté

- Associées à une participation plus élevée : pauvreté faible (D-CS) (24,66,75) (D-CCU) (24,27,32,48,52,80) (D-CCR) (40,43,51,67) (D-CCR : FOBt) (24), 1^{er}, 3^{ème}, 4^{ème} quartiles de la pauvreté (4^{ème} quartile = pauvreté la plus forte) (D-CS) (26), niveau d'inégalité régionale de revenu faible (D-CCU) (49).
- Interactions significatives : participation moins élevée à mesure que la pauvreté augmente pour les femmes de toutes les régions du Monde excepté l'Europe de l'Ouest, l'Amérique Latine et les Caraïbes (D-CS) (76), participation plus élevée à mesure que la pauvreté diminue, avec un effet plus fort à mesure que le temps de résidence dans le pays augmente (D-CCR) (43), à mesure que le pourcentage de maisons évaluées à 300 000\$ ou plus augmente pour les individus Blancs (D-CS) (31).
- Non associées : pauvreté (D-CCU) (17) (D-CS) (31) (D-CCR : endoscopie) (24), interaction pauvreté et niveau scolaire individuel (D-CCU) (32).

3.2.10 Caractéristiques issues du concept de défavorisation (87)

- Associées à une participation plus élevée : défavorisation faible (D-CCU) (21,27,35,39,83) (D-CS) (35,61) (D-CCR) (58,71,78), 2nd, 3^{ème}, 4^{ème} quintiles de défavorisation pour les femmes (5^{ème} quintile = défavorisation la plus forte) - 2nd, 3^{ème}, 4^{ème} quintiles de défavorisation *versus* le 1^{er}, le 1^{er} *versus* le 5^{ème} pour les hommes (D-CCR) (46), défavorisation élevée (D-CCU) (55), surpeuplement faible (D-CS) (26).
- Non associées : score de concentration d'avantages (dérivé des pourcentages d'individus salariés à plus de 100 000\$, d'individus > 25 ans avec un diplôme universitaire, d'individus appartenant aux cols blancs⁵), score de concentration de désavantages (dérivé des pourcentages d'individus vivant dans la pauvreté, de foyers dirigés par des femmes, d'individus bénéficiaires du programme d'aide supplémentaire à la nutrition, d'individus au chômage) (D-CS) (18), pourcentages d'individus au chômage (D-CS) (26,31), de foyers dirigés par des femmes (D-CS) (26), d'individus propriétaires d'une voiture, de domiciles condamnés (D-CS) (31).

3.2.11 Caractéristiques du niveau scolaire

- Associées à une participation plus élevée : niveau scolaire plus élevé (D-CCU) (52).
- Interactions significatives : participation plus faible pour les femmes Afro-Américaines avec un niveau scolaire plus faible (D-CS) (31), pour les femmes avec un niveau scolaire plus faible dans les pays sans programme national de dépistage (D-CS, D-CCU) (4).
- Non associées : niveau scolaire (D-CS) (26).

3.2.12 Caractéristiques de concentration ethnique

- Associées à une participation plus élevée : pourcentages d'individus Blancs plus élevé (D-CCR) (67), d'individus Hispaniques plus élevé (D-CCU : 30-64 ans) (80), d'individus appartenant à des minorités visibles plus faible (D-CCU) (21,52), d'individus nés outre-mer dans des pays majoritairement non-anglophones plus faible (D-CCR) (71), d'individus aborigènes Australiens plus faible (D-CCR) (71), d'individus du sous-continent de l'Inde plus faible (D-CCR) (58), d'individus Hispaniques plus faible (D-CCU : 21-29 ans) (80) (D-CCR) (40,67), d'individus Noirs plus faible (D-CCU) (48,80) (D-CCR) (40), 1^{er} (moins élevé) et 4^{ème} quartiles du pourcentage d'individus Hispaniques (D-CS) (24).
- Interactions significatives : participation plus faible des femmes Noires vivant dans des zones avec un pourcentage d'individus Hispaniques élevé (D-CCU) (17).
- Non associées : pourcentage d'individus Noirs (D-CS) (18,26) (D-CCU) (17) (D-CCR) (67), interaction entre le pourcentage d'individus classés par ethnies et le temps (D-CCU) (83).

⁵ Expression faisant référence à la chemise blanche, utilisée pour désigner les employés de bureau et les cadres, en opposition aux cols bleus, du bleu de travail, expression utilisée pour désigner les travailleurs manuels et les ouvriers.

3.2.13 Caractéristiques de concentration d'immigration

- Associées à une participation plus élevée : pourcentage d'individus immigrés faible (D-CS, D-CCR : FOBt) (24) (D-CCU) (24,52).
- Interactions significatives : participation la plus forte dans les zones concentrant des revenus forts et des pourcentages d'individus immigrés faibles ; la plus faible dans les zones concentrant des revenus faibles et des pourcentages d'individus immigrés élevés (D-CS, D-CCR : FOBt) (24) (D-CCU) (24,52).
- Non associées : concentration d'immigration (dérivée des pourcentages d'individus nés à l'étranger, d'individus non anglophones) (D-CS) (18), pourcentages d'individus immigrés (D-CCR : endoscopie) (24), interaction entre pourcentage d'individus immigrés et niveau de revenu (D-CCR : endoscopie) (24).

3.2.14 Caractéristiques linguistiques

- Associées à une participation plus élevée : communauté francophone (D-CCU) (48), pourcentage d'individus dont la langue n'est ni le français ni l'anglais plus élevé (D-CCU) (52), régions linguistiques Allemandes et Italiennes *versus* la région Française en Suisse (D-CCU) (25).

3.2.15 Autres caractéristiques des zones

- Associées à une participation plus élevée : pourcentages de femmes plus faible (D-CCR) (71), de femmes entre 25-49 ans plus faible (D-CCU) (21), de femmes plus élevé (D-CCU) (27), de femmes entre 50-64 ans plus élevé (D-CCU) (21), d'individus ≥ 65 ans plus élevé (D-CCR) (71), âge moyen des femmes moins élevé (D-CCU) (27).
- Non associées : religion (D-CCU) (83), pourcentage de femmes entre 50-64 ans (D-CCU) (21).

3.2.16 Caractéristiques géographiques

Les différences de taux entre unités géographiques sont très dépendantes de la zone étudiée, un résumé compréhensif des résultats nécessiterait un plus haut degré de connaissance et de précision. Toutefois, pour toutes les études concernées, dans tous les pays, pour toutes les localisations et tous les indicateurs, on observait des différences géographiques en comparant les unités géographiques uniquement (22,37,55,56,72,82), en considérant aussi les caractéristiques des individus (36,77) ou les caractéristiques individuelles et contextuelles (4,17,19,32,33,39,47–49,51,59,65,68,70,73,83).

Liste des abréviations du **Tableau 1**

^{DI} Indicateur de défavorisation ; ^{UNI} Analyses univariées ; ^{MULTI} Analyses multivariées ; ^{MM} Modèles multiniveaux

* Période de recueil des données non disponible

AJ: À jour; APS: Autopalpation des seins; ARIA: *Accessibility, remoteness index of Australia*; CCI: Coefficient de corrélation intra-classe; COLO: coloscopie; CT: *Census tract*; DA: *Dissemination Area*; DE: Déjà examiné = AJ + ER; D-CCR: Dépistage des cancers du côlon-rectum; D-CCU: Dépistage des cancers du col de l'utérus; D-CS: Dépistage des cancers du sein; EA: *Enumeration Area*; ECS: Examen clinique des seins; EM: Effet marginal; ER: En retard; FDA: *Food and Drug Administration*; FEdi: *French European Deprivation Index*; FIT: *Faecal immunochemical test*; FOBt: *Faecal occult blood test*; FPL: *Federal Poverty Line*; FQHC: *Federally Qualified Health Centre*; GO: Gynécologue-obstétricien; HMO: *Health Maintenance Organization*; IMD: *Index of Multiple Deprivation*; IRI: Indice relatif d'inégalité; IRIS: Ilots regroupés pour l'information statistique; IRSAD: *Index of relative socio-economic Advantage and Disadvantage*; IRSD: *Index of Relative Social Disadvantage*; IVS-5: *Indice de Vulnerabilidade Social Municipal-5*; JE: Jamais examiné; LBDC: Lavement baryté en double contraste; LGA: *Local Government Areas*; MédG: Médecin généraliste; MG: Mammographie; MSA: *Metropolitan statistic area*; NA: Non-adhérents = ER + JE; nbre: nombre; nd: Non disponible; ORa: Odds Ratio ajusté; PAP: Pap smear (cytologie cervicale); PCP: *Primary care physicist*; PCT: *Primary Care Trust*; QOF: *Quality and outcomes framework*; Réf : catégorie de référence; RIQ: Rapport interquintile; RPa: Rapport de prévalence ajusté ; RR: Rapport relatif; RRa: Rapport relatif ajusté; SEIFA: *Socio-Economic Indexes for Areas*; SIGMO: Rectosigmoïdoscopie souple; SLA: *Statistical Local Areas*; SOA: *Super Output Areas*; ZIP: *Zoning Improvement Plan*

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (1/18)

Référence–Pays : Région–Période Localisations dépistables – Indicateurs – Méthode de dépistage		
Source des données Population étudiée	Niveau de mesure du texte original Caractéristiques contextuelles	Résultats NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(16) – Mexique – 2000 ; 2003 ; 2006 D-CS – DE, JE – APS, ECS, MG <i>Encuesta Nacional de Salud</i> (ENSA) APS : 21 338 répondantes ≥ 25 ans <i>Encuesta Nacional de Salud Reproductiva</i> (ENSAR) APS : 11 800 répondantes 20-49 ans ECS : 10 182 répondantes 25-49 ans <i>Encuesta Nacional de Salud y Nutrición</i> (ENSANUT) MG : 12 281 répondantes > 40 ans		
	Locality Rurale, urbaine	^{MULTI} Moins de DE dans les localities rurales pour l'APS (ENSA : $MPa_{RURALE} = 0,72$; $MPa_{URBAINE} = 0,79$) et l'ECS (ENSA : $MPa_{RURALE} = 0,12$; $MPa_{URBAINE} = 0,13$ – ENSAR : $MPa_{RURALE} = 0,44$; $MPa_{URBAINE} = 0,47$); ENSANUT : pas d'effet MPa : médiane prédite ajustée
(17) – États-Unis d'Amérique : Texas – 2014-15 D-CCU – AJ, NA – PAP		
<i>Texas Behavioral Risk Factor Surveillance System</i> 4 276 répondantes 21-65 ans	County Nbre de cabinets de MG pour 10 ⁵ femmes ; de cabinets de GO pour 10 ⁵ femmes (Réf : < 10) ; de centres de santé pour 10 ⁵ femmes ; % d'individus sous le seuil de pauvreté ; d'individus Noirs ; d'individus Hispaniques Interaction Ethnies individuelles x % d'individus Noirs ou Hispaniques	^{MM} Plus d'AJ dans les counties avec plus de cabinets de GO ($ORa_{10-20} = 2,07$ [1,33-3,23] ; $ORa_{>20} = 1,75$ [1,09–2,82]) ; moins d'AJ parmi les femmes Noires dans des counties à forte concentration d'Hispaniques ($ORa_{QUA1} = 0,08$ [0,02 – 0,37]) ; CCI entre counties dans le modèle nul = 7,33% ; dans le modèle final = 3,40%
(18) – États-Unis d'Amérique : Michigan – 2008 D-CS – AJ, NA – ECS, MG		
<i>Michigan Special Cancer Behavioral Risk Factor Survey</i> 1 163 répondantes 50-74 ans, Noires ou Blanches	County % d'individus Noirs ; scores d'analyse en composantes principales : personnels ; centres ; concentration d'affluences ; concentration de désavantages ; concentration d'immigration	^{MM} Aucune association
(19) – Jordanie – 2012 D-CS – AJ, NA – APS, ECS ; D-CCU – DE, JE – PAP		
<i>Jordan Population and Family Health Survey</i> D-CS : 11 068 répondantes 20-49 ans, déjà mariées D-CCU : 8 333 répondantes 20-49 ans, déjà mariées	nd Rurale, urbaine (Réf) Geographical location Sud (Réf), Nord, Centre	^{MULTI} D-CS : moins d'AJ en zone rurale ($ORa_{APS} = 0,86$ [0,76–0,97], $ORa_{ECS} = 0,82$ [0,70–0,95]) ; APS : plus d'AJ en geographical location Nord ($ORa = 1,38$ [1,17–1,63]) ; ECS & D-CCU : plus d'AJ et de DE en geographical location Centre ($ORa_{ECS} = 1,33$ [1,08–1,63], $ORa_{D-CCU} = 2,15$ [1,67–2,77]) ; Nord ($ORa_{ECS} = 1,46$ [1,18–1,81], $ORa_{D-CCU} = 2,28$ [1,76–2,96])

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (2/18)

Référence—Pays : Région—Période		
Localisations dépistables—Indicateurs—Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(20)—États-Unis d'Amérique : 13 États—1997		
D-CS—AJ, NA—ECS, MG ; D-CCU—AJ, NA—PAP		
<i>Behavioural Risk Factor Surveillance System</i>		
<i>Surveillance System</i>	County	MULTI D-CS & D-CCU : plus d'AJ dans les counties urbains Hors-Appalaches (ORa _{D-CS} = 1,49 [1,25–1,78], ORa _{D-CCU} = 1,23 [1,00–1,51])
D-CS : 9 908 répondantes	Interaction Rurale, urbaine x	
≥ 40 ans	Appalaches, Hors-Appalaches	
D-CCU : 12 949	(Réf: Rurale Appalaches)	
répondantes ≥ 18 ans		
(21)—Angleterre—2008-09		
D-CCU—AJ, NA—PAP		
	PCT & practice Score QOF ; QOF sur la traçabilité et l'information ; IMD ^{DI} ; nbre de patientes femmes par médecin généraliste à temps-plein pour 10 ⁵ individus ; % de femmes 25-49 ans ; de femmes 50-64 ans ; de femmes appartenant aux minorités ethniques	NB : Variables continues MULTI Moins d'AJ dans les PCTs & practices avec des % élevés de femmes : appartenant aux minorités ethniques (ORa _{PCT} = 0,96 [0,93–0,99] ; ORa _{PRACTICE} = 0,96 [0,95–0,97]), de 25-49 ans (ORa _{PCT} = 0,69 [0,59–0,81] ; ORa _{PRACTICE} = 0,96 [0,92–0,99]) ; des scores de défavorisation plus élevés (ORa _{PCT} = 0,91 [0,88–0,96] ; ORa _{PRACTICE} = 0,96 [0,95–0,97]) ; plus d'AJ dans les practices avec des % élevés de femmes 50-64 ans (ORa = 1,22 [1,15 – 1,30]) ; des scores élevés au QOF (ORa = 1,42 [1,38 – 1,48]) ; au QOF sur la traçabilité et l'information (ORa = 1,07 [1,05 – 1,08])
26 497 476 femmes 25-64 ans		
(22)—Brésil—2013		
D-CCU—AJ, ER, JE—PAP		
<i>Brazilian Health Survey</i>		
Répondantes	nd Rurale, urbaine	UNI Plus d'AJ en zone urbaine (80,1% [79,1–81,2]) qu'en rurale (74,1 [71,6 – 76,6]) ; plus de JE en zone rurale (13,8 [12 – 15,7]) qu'en urbaine (8,3% [7,6 – 9,1]) ; différences entre les States en AJ (de 66,7% à Maranhao à 86,5% en Roraima) ; en ER (7,6% à Acre et 18,1% en Amapa) ; en JE (5,2% à Parana à 16,1% à Para)
25-64 ans, de 63 348 foyers	State	
(23)—États-Unis d'Amérique : Wisconsin—2008-12		
D-CS—AJ, ER, JE—MG ; D-CCR—AJ, ER, JE—FOBt, COLO, SIGMO		
<i>Survey of the Health of Wisconsin</i>	Neighborhood Stress perçu (Réf: aucun, faible, modéré & sévère, non-applicable) ; bien entretenu (Réf: désaccord, accord) ; pas de criminalité (Réf: désaccord, accord) ; propre (Réf: désaccord, accord)	NB : Analyses séparées par caractéristiques contextuelles MULTI D-CS : plus d'AJ dans les neighborhoods où le stress perçu n'est pas applicable (ORa = 2,51 [1,09–5,75]) ; D-CRC : plus d'AJ dans les neighborhoods sans déchets (ORa = 1,86 [1,14–3,04]) ; plus de DE dans les neighborhoods sans criminalité (ORa = 3,61 [1,24–10,56]) ; propres (ORa = 1,86 [1,13–3,06])
1 265 répondantes ≥ 50 ans, Blanches, Noires & Afro-Américaines, Hispaniques		

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (3/18)

Référence—Pays : Région—Période		
Localisations dépitables — Indicateurs — Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(24) — Canada : Ontario — 2009		
D-CS — AJ, NA — MG; D-CCU — AJ, NA — PAP, D-CCR — AJ, NA — FOBt, ENDO		
Résidents de la classe d'âge éligible D-CS : 1 773 500 femmes 50-74 ans D-CCU : 4 156 698 femmes 21-69 ans D-CCR : 3 541 132 individus 50-74 ans	DA Revenu moyen des foyers (en quintiles [Q5 = fort]); % d'immigration (HI = élevé (>51.9%); LI = faible) Interaction Revenu moyen des foyers x % d'immigration	^{UNI} FOBt & D-CCU & D-CS : Plus d'AJ dans les DA s avec des % d'immigration faibles chez les femmes (HI _{FOBt} = 54,8%; LI _{FOBt} = 63,0; HI _{D-CCU} = 56,2; LI _{D-CCU} = 64,8; HI _{D-CS} = 51,7; LI _{D-CS} = 61,4); chez les hommes (HI _{FOBt} = 46,9; LI _{FOBt} = 56,7); avec des revenus moyens des foyers plus élevés chez les femmes (Q1 _{FOBt} = 54,8; Q5 _{FOBt} = 66,2; Q1 _{D-CCU} = 56,1; Q5 _{D-CCU} = 68,1; Q1 _{D-CS} = 51,8; Q5 _{D-CS} = 64,4); chez les hommes (Q1 _{FOBt} = 46,0; Q5 _{FOBt} = 61,9); avec des % d'immigration faibles combinés à des revenus moyens des foyers élevés chez les femmes (Q1/LI _{FOBt} = 63,1; Q2345/HI _{FOBt} = 48,6; Q1/LI _{D-CCU} = 65,1; Q2345/HI _{D-CCU} = 52,0; Q1/LI _{D-CS} = 61,5; Q2345/HI _{D-CS} = 45,7); chez les hommes (Q1/LI _{FOBt} = 57,1; Q2345/HI _{FOBt} = 40,6)
(25) — Suisse — 1992-2012		
D-CCU — AJ, NA — PAP		
Swiss Health Interview Survey 32 651 répondantes 20-70 ans	nd Zone métropolitaine (Réf), urbaine de taille moyenne, urbaine de petite taille, rurale Linguistic region Allemande, Italienne, Française (Réf)	^{MULTI} Moins d'AJ en zones urbaines de taille moyenne (RPa = 0,93 [0,91–0,95]); urbaines de petite taille (RPa = 0,95 [0,92–0,97]); rurales (RPa = 0,90 [0,87–0,93]); plus de AJ en linguistic regions Allemande (RPa = 1,17 [1,14–1,20]); Italienne (RPa = 1,22 [1,17–1,26])
(26) — États-Unis d'Amérique : Texas — 2010		
D-CS — AJ, NA — MG		
Health of Houston Survey 1 541 répondantes 40-74 ans	CT % d'individus sous le seuil de pauvreté; > 16 ans de la population active au chômage; adultes ≥ 25 ans n'ayant pas été au lycée; d'individus Noirs non-Hispaniques; d'individus Hispaniques; foyers dirigés par des femmes; domiciles avec plus d'1 personne par chambre (surpeuplement)	NB : en quartiles (Réf : Qua1 = faible) ^{MM} Moins d'AJ dans les CTs du Qua2 (ORa = 0,52 [0,30–0,89]) et du Qua3 (ORa = 0,54 [0,32–0,90]) du % d'individus Hispaniques; du Qua2 du % d'individus sous le seuil de pauvreté (ORa = 0,50 [0,30–0,85]); avec des % de domiciles surpeuplés plus élevés (ORa _{QUA2} = 0,49 [0,30–0,83]; ORa _{QUA3} = 0,50 [0,29–0,88]; ORa _{QUA4} = 0,53 [0,29–0,96])

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (4/18)

Référence–Pays : Région–Période		
Localisations dépistables – Indicateurs – Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(27) – France : Doubs – 1993-95		
D-CCU – AJ, NA – PAP		
Femmes 25-65 ans, dans 594 villes	Town Densité de MédG & dentistes ; de centres paramédicaux ; de population ; % de femmes ; âge moyen des femmes ; revenu net moyen par foyer ; indicateur de Carstairs (CI) ^{DI} ; indicateur Underprivileged Area (UPA) ^{DI} ; indicateur Department of Environment (DoE) ^{DI}	NB : Analyses séparées par caractéristiques contextuelles ^{MULTI} Plus d'AJ dans les towns avec une augmentation des densités de MédG & de dentistes (de $\beta_{DoE} = 14,2$ [SE = 1,7] à $\beta_{UPA} = 15,2$ [SE = 1,7]) ; de centres paramédicaux (de $\beta_{CI} = 6,8$ [SE = 2,2] à $\beta_{DoE} = 9,2$ [SE = 2,2]) ; du % de femmes (de $\beta_{UPA} = 1,6$ [SE = 0,29] à $\beta_{DoE} = 2,0$ [SE = 0,29]) ; des revenus nets moyens par foyer (de $\beta_{CI} = 1,9 \cdot 10^{-3}$ [SE = $3 \cdot 10^{-4}$] à $\beta_{DoE} = 2,6 \cdot 10^{-3}$ [SE = $3 \cdot 10^{-3}$]) ; Moins d'AJ dans les towns avec une augmentation des scores de défavorisation (de $\beta_{DoE} = -0,02$ [SE = 0,0031] à $\beta_{UPA} = -0,0073$ [SE = 0,0008]) ; des âges moyens des femmes (de $\beta_{DoE} = -0,01$ [SE = 0,0021] à $\beta_{CI} = -0,02$ [SE = 0,002]) ; des densités de population (de $\beta_{DoE} = -0,003$ [SE = 0,001] à $\beta_{CI} = -0,007$ [SE = 0,001])
(28) – Taiwan – 2001 ; 09		
D-CCU – AJ, NA – PAP		
<i>Nationally representative survey</i> 2001 : 5 704 répondantes 30-69 ans 2009 : 6 420 répondantes 30-69 ans	Town Urbanité = métropolitaine (Réf, urbaine, suburbaine, rurale) Interaction Urbanité x revenus individuels (faible (< NT\$30 000) ; moyen (NT\$30 000–99 999) ; élevé (> NT\$100 000) (Réf: Métropolitaine à faibles revenus) NT\$: Nouveau dollar de Taïwan	^{MULTI} 2001 : plus d'AJ dans les towns suburbaines (ORa = 1,75 [1,27–2,42]) ; rurales (ORa = 1,87 [1,38–2,54]) ; moins d'AJ dans les towns urbaines à revenus individuels élevés (ORa = 0,55 [0,32–0,94]) ; suburbaines & rurales à revenus individuels moyens (ORa = 0,68 [0,48–0,96]) ; rurales à revenus individuels élevés (ORa = 0,31 [0,20–0,50]) ; 2009 : plus d'AJ dans les towns rurales (ORa = 1,33 [1,02–1,74]) ; moins d'AJ dans les towns urbaines (ORa = 0,71 [0,52–0,98]) ; urbaines à revenus individuels moyens (ORa = 1,53 [1,05–2,23])
(29) - États-Unis d'Amérique – 1998 ; 2000 ; 02 ; 03 ; 05		
D-CCR – AJ, NA – FOBt, ENDO		
<i>Behavioural Risk Factor Surveillance System</i> Pondérée = 1 036 007 646 répondants > 50 ans	County Rurale, urbaine Interaction Rurale, urbaine x ethnies individuelles (Blancs, Afro-Américains & Noirs, Hispaniques & Latinos, Indiens d'Amérique & Natifs de l'Alaska, Asiatiques)	^{MULTI} Tous tests, FOBt, ENDO : taux d'AJ le plus élevé pour les individus Afro-Américains & Noirs dans les counties urbains (RPa = 51,8% [50,7–53,0] ; RPa _{FOBt} = 9,7 [9,0–10,4] ; RPa _{ENDO} = 26,7 [25,7–27,7]) ; le plus faible pour les individus Asiatiques dans les counties urbains (RPa = 35,4 [32,2–38,7] ; RPa _{FOBt} = 6,1 [4,8–7,4] ; RPa _{ENDO} = 21,2 [16,2–26,2])

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (5/18)

Référence–Pays : Région–Période		
Localisations dépisables – Indicateurs – Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(30) – États-Unis d'Amérique : Californie – *publication en 2008		
D-CCR – AJ, NA – FOBt, SIGMO, COLO, LBDC		
Questionnaire spécifique 158 répondants à bas niveau de revenu > 50 ans	Entourage Encouragements de la famille et des amis pour la réalisation du dépistage (Réf : non) ; information sur le dépistage des cancers du côlon-rectum <i>via</i> les médias (Réf : non) ; Physician Recommandation (Réf : non)	^{MULTI} Plus d'AJ quand les physiciens recommandent le dépistage (ORa = 11,47 [10,15- 12,78])
(31) – États-Unis d'Amérique : Connecticut – 1996-98		
D-CS – AJ, NA – MG		
1 085 femmes, 40-79 ans, 422 femmes Noires, 663 femmes Blanches	CT % d'adultes dans la classe ouvrière (1) ; d'adultes au chômage (2) ; d'individus sous le seuil de pauvreté (3) ; d'adultes n'ayant pas étudié au lycée (4) ; de propriétaires d'un domicile ≥ \$300 000 (5) ; de surpeuplement ; de foyers sans voiture ; de domiciles condamnés ; revenu moyen (6) ; indicateur SEP ^a (1,2,3,4,5,6)	NB : En quartiles (Réf : Qua1 = faible) sauf % de propriétaires d'un domicile ≥ \$300 000 (Réf : > 10) ^{MULTI} Femmes Noires : plus de NA dans les CTs du Qua3 du % d'adultes dans la classe ouvrière (ORa = 2,34 [1,11–4,94]) ; des Qua3 (ORa = 2,70 [1,26–5,77]) et Qua4 (ORa = 3,56 [1,34–9,47]) du % d'adultes n'ayant pas étudié au lycée ; du Qua4 de l'indicateur SEP (ORa = 3,13 [1,01–9,70]) ; femmes Blanches : plus de NA dans les CTs du Qua4 de surpeuplement (ORa = 1,72 [1,07–2,74]) ; avec < 10% de propriétaires d'un domicile ≥ \$300 000 (ORa = 1,46 [1,00–2,12])
(32) – États-Unis d'Amérique : 44 États – 1995		
D-CCU – AJ, NA – PAP		
<i>Black Women's Health Study</i> 40 009 répondantes 21- 69 ans	CT % d'individus sous le seuil de pauvreté (Réf : < 5%, 5-10%, 10-15%, > 20%) Interaction Niveau d'éducation individuel x % d'individus sous le seuil de pauvreté ; State	^{MM} Plus de NA dans les CTs avec des % d'individus sous le seuil de pauvreté plus élevés (ORa _{10-15%} = 1,1 [1,0–1,03], ORa _{20%} = 1,2 [1,1–1,4]) ; variance entre States ajustée sur les variables individuelles σ = 0,041 [SE = 0,017] ; après ajustement sur le % d'individus sous le seuil de pauvreté σ = 0,031 [SE = 0,015]
(33) – États-Unis d'Amérique : Oregon – 2010-13		
D-CCR – AJ, NA – FOBt, COLO, SIGMO		
64 711 individus venant d'avoir 50 ans, assurés commerciallement ou par Medicaid	ZIP Distance au ZIP le plus proche possédant un centre d'endoscopie ; rurale (Réf), urbaine County Nbre de MédG ajusté sur la population ; % d'individus sous le seuil de pauvreté fédéral ; d'individus n'ayant pas étudié au lycée ; d'individus au chômage ; d'individus non-assurés ; d'individus non-Blancs	^{MM} Plus d'AJ dans les ZIPs urbaines (ORa = 1,14 [1,07–1,21]) ; aucun résultat sur les counties à cause de problèmes de convergence ; prédictions ajustées des probabilités moyennes entre counties de 22,4% (Jefferson county) à 46,8% Benton county)

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (6/18)

Référence—Pays : Région—Période		
Localisations dépistables — Indicateurs — Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(34) — États-Unis d'Amérique : Louisiane — 2008-11		
D-CS — DE, JE — MG		
Questionnaire spécifique	<i>FQHC</i> Rurale, urbaine	^{MULTI} Aucune association
1 189 répondantes > 40 ans		
(35) — Angleterre — 2007-12		
D-CS — AJ, NA — nd ; D-CCU — AJ, NA — nd		
151 PCT		NB : Analyses séparées par années
DC-S : Femmes 53-70 ans	PCT Domaine revenus de l'IMD ^{DI} (en	^{MULTI} D-CS & D-CCU : moins d'AJ dans les PCTs avec un
D-CCU : Femmes 25-64 ans	quintiles, Réf : Q1 = faible)	score du domaine revenus de l'IMD élevé (de $RR_{D-CCU Q5 2007/08} = 0,85 [0,84-0,86]$ à $RR_{D-CCU Q5 2012/13} = 0,89 [0,88-0,90]$; de $RR_{D-CCU Q5 2007/08} = 0,93 [0,92-0,94]$ à $RR_{D-CCU Q5 2012/13} = 0,94 [0,93-0,95]$)
(36) — Portugal — 2005-06		
D-CS — AJ, ER, JE — MG		
4th National Health Survey	Region NUTS II Région Nord (Norte),	NB : Analyses séparées par groupes d'âge
3 045 répondantes > 30 ans	Région Centre (Centro) (Réf), Région de Lisbonne (LVT), Alentejo, Algarve, Région autonome des Açores, Région autonome de Madère (Madeira)	^{MULTI} Différences entre les regions NUTS II de JE et d'AJ (de $OR_{AJ JE Açores} = 4,04 [2,37-6,92]$ pour les 45-69 ans à $OR_{AJ JE LVT} = 0,36 [0,19-0,78]$ pour les > 69 ans ; $OR_{AJ Madeira} = 0,21 [0,05-0,82]$ pour les 30-44 ans)
(37) — États-Unis d'Amérique : Mississippi — 2006 ; 08 ; 10		
D-CCR — DE, JE — ENDO		
Mississippi Behavioural Risk Factor Surveillance System	District % de gastroentérologues par centre proposant des coloscopies	^{UNI} Différences entre Districts en DE (de 45,8% (Public Health District 3) à 60,6% (Public Health District 5))
2 972 973 répondants > 50 ans	County Temps de trajet jusqu'à un centre d'endoscopie ; jusqu'au gastroentérologue	
(38) — États-Unis d'Amérique : Colorado, Denver — 2006		
D-CS — AJ, NA — MG		
Questionnaire spécifique		
344 répondantes > 40 ans, Latino-Américaines, résidant dans des quartiers à forte concentration d'Hispaniques et de Latino-Américains	Physician Instruction à l'APS (Réf : non) ; recommandation à la réalisation d'une MG (Réf : non)	^{MULTI} Plus d'AJ si les physicians recommandent la réalisation d'une MG ($OR_a = 5,09 [2,6 - 9,8]$; si instruits à l'APS ($OR_a = 3,44 [1,5 - 7,7]$)
(39) — France : Paris — 2005		
D-CCU — DE, JE — PAP		
Health, Inequalities and Social ruptures	Residential neighbourhood Typologie socio-économique ^{DI} (fonction des emplois et des statuts professionnels : Réf : classes aisées, classes moyennes, classes ouvrières) ; Nbre de MédG et de GO pour 10 ⁵ habitants	^{MM} Plus de JE dans les residential neighbourhoods des classes moyennes ($OR_a = 1,95 [1,05-3,62]$) ; des classes ouvrières ($OR_a = 2,31 [1,26-4,25]$) ; CCI entre residential neighbourhoods dans le modèle vide = 12% ; dans le modèle final = 2%
1 828 répondantes 18-65 ans		

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (7/18)

Référence—Pays : Région—Période		
Localisations dépistables — Indicateurs — Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(40) — États-Unis d'Amérique — 2000 ; 03		
D-CCR — DE, JE — FOBt, COLO, SIGMO		
<i>National Health Interview Survey</i>	County Nbre de MédG pour 10⁵ individus ≥ 50 ans (incrémentations de 100) ; de SIGMO et COLO pour 10⁵ individus ≥ 50 ans (incrémentations de 750) ; % d'individus Afro-Américains (incrémentations de 5) ; d'individus Hispaniques (incrémentations de 5) ; revenu moyen des foyers (incrémentations de 20 000\$)	NB : Variables continues MM Plus de DE dans les counties avec un revenu moyen des foyers plus élevé (ORa = 1,14 [1,05–1,23]) ; un nbre de SIGMO et COLO pour 10⁵ individus plus élevé (ORa = 1,04 [1,01–1,06]) ; moins de DE dans les counties avec un % élevé d'individus Afro-Américains (ORa = 0,98 [0,97–1]) ; d'individus Hispaniques (ORa = 0,98 [0,96–1]) ;
(41) — États-Unis d'Amérique : Philadelphie — *publication 2016		
D-CCR — DE, JE — COLO, SIGMO		
Questionnaire spécifique	Physician Communication à propos du dépistage (réf = non) Neighbourhood Satisfaction (Neighbourhood Environment Walkability scale, incrementations d'1 écart-type)	MULTI Plus de DE si les physicians communiquent à propos du dépistage (ORa = 10,78 [4,85–29,94]) et dans les neighbourhoods avec une satisfaction plus élevée (ORa = 1,38 [1,01–1,90])
(42) — États-Unis d'Amérique : Utah — 2008 ; 10		
D-CS — AJ, NA — MG		
<i>Behavioural Risk Factor Surveillance System</i>	ZIP Combinaison de proximité, capacité et demande (nbre de machines par centre de mammographie pondéré par le temps de trajet pour les femmes > 40 ans) ; temps de trajet médian au centre de mammographie le plus proche ; Urbaine (Réf), rurale	MULTI Aucune association
(43) — Canada : Ontario — 2005–11		
D-CCR — AJ, NA — FOBt, ENDO		
6 cohortes annuelles des populations éligibles au dépistage 50–74 ans, de 3 016 904 individus en 2005/06 à 3 553 847 individus en 2010/11	DA Revenus des quartiers (en quintiles : Q1 = faible) ; Rurale, urbaine Interaction Durée de résidence individuelle (récente, longue) x revenus des quartiers	UNI FOBt & ENDO : plus d'AJ dans les DAs urbaines ($\Delta_{\text{urbaine-rurale}}$ de 3,8% [3,7–3,9] en 2008/09 à 1,5 [1,3–1,7] en 2010/11) ; avec des revenus des quartiers élevés ($\Delta_{\text{Q5-Q1}}$ de 8,7 [8,6–8,8] en 2005/06 à 9,8 [9,7–9,9] en 2007/08 & 9,8 [9,5–10] en 2009/10) ; pour les individus des DAs combinant longue durée de résidence et revenus des quartiers élevés ($\Delta_{\text{longueQ3Q4Q5-récenteQ1Q2}}$ de 14,7 [14,4–15] en 2005/06 à 17,6 [17,2–18] en 2008/09 ; FOBt : plus d'AJ dans les DAs urbaines ($\Delta_{\text{urbaine-rurale}}$ de 2,6 [2,5–2,7] en 2007/08 à 0,3 [0,2–0,4] en 2010/11) ; avec des revenus des quartiers élevés ($\Delta_{\text{Q5-Q1}}$ de 3 [2,6–3,4] en 2008/09 & 3 [2,6–3,4] en 2009/10 à 2,3 [2,1–2,5] en 2010/11 ; pour les individus des DAs combinant longue durée de résidence et revenus des quartiers élevés ($\Delta_{\text{longueQ3Q4Q5-récenteQ1Q2}}$ de 2,9 [2,8–3] en 2005/06 à 4,9 [4,7–5] en 2008/09)

Tableau 1 — Caractéristiques et résultats des études du corpus (8/18)

Référence—Pays : Région—Période		
Localisations dépistables — Indicateurs — Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(44) — Tunisie : Ariana, Zaghouan — 2003		
D-CS — DE, JE — APS, ECS, MG		
Questionnaire spécifique	Governorate Ariana (Réf : urbaine), Zaghouan (rurale)	MULTI APS & ECS & MG : moins de DE à Zaghouan (ORa _{APS} = 0,19 [0,15–0,24], ORa _{ECS} = 0,24 [0,17–0,33], ORa _{MG} = 0,3 [0,20–0,44])
1 929 répondantes 20-60 ans		
(45) — Chine : Province Sichuan — 2009-10		
D-CS — AJ, ER, JE — nd		
Questionnaire spécifique	Region Chengdu (Réf : urbain développé, Mianyang (urbain en développement), périphérie de Chengdu (rural développé) et Jianyang (rural sous-développé)	MULTI Plus de JE à Jianyang (ORa = 12,01 [2,99–48,27]) ; plus d'ER dans la périphérie de Chengdu (ORa = 4,601 [1,98–10,68]) ; à Mianyang (ORa = 2,14 [1,23–3,76])
1 162 répondantes 35-69 ans, résidentes de la communauté locale depuis > 3 ans		
(46) — Espagne : Pays Basque — 2009-11		
D-CCR — AJ, NA — FIT		
230 510 individus 50-69 ans, invités pour la 1 ^{ère} fois au programme de dépistage	CT Indicateur de défavorisation ^{DI} (en quintiles, Réf : Q1 = faible)	UNI Plus d'AJ dans les CTs des Q2 (OR = 1,21 [1,16–1,25] ; Q3 (OR = 1,30 [1,25–1,35]) ; Q4 (OR = 1,17 [1,13–1,22]) de l'indicateur de défavorisation chez les femmes ; dans les CTs des Q2 (OR = 1,14 [1,10–1,19]) ; Q3 (OR = 1,20 [1,15–1,25]) ; Q4 (OR = 1,10 [1,06–1,14]) et moins en Q5 (OR = 0,93 [0,90–0,97]) de l'indicateur de défavorisation chez les hommes
(47) — États-Unis d'Amérique — 2000-2010		
D-CS — AJ, NA — ECS, MG		
<i>Medical Expenditure Panel Survey</i>		
76 068 répondantes > 40 ans, surreprésentant les groupes d'individus d'ethnies moins fréquentes	MSA Rurale (Réf), urbaine Geographical region Nord-Est (Réf), Midwest, Sud, Ouest	MULTI Tous tests combinés & MG : plus d'AJ dans les MSAs urbaines (ORa = 1,25 [1,15–1,34], ORa _{MG} = 1,28 [1,19–1,38]) ; moins d'AJ dans les geographical regions du Midwest (ORa = 0,89 [0,81–0,97], ORa _{MG} = 0,84 [0,77–0,93]) ; du Sud (ORa = 0,88 [0,80–0,96], ORa _{MG} = 0,86 [0,76–0,93]) ; de l'Ouest (ORa = 0,8 [0,72–0,88], ORa _{MG} = 0,78 [0,71–0,87])
(48) — Canada : Nouvelle-Écosse — 1994-99		
D-CCU — AJ, NA — PAP		
344 255 femmes ≥ 18 ans, vivant en Nouvelle-Écosse et disposant d'un numéro de carte de santé	EA Revenu moyen des femmes de plus de 15 ans (Réf : > 17500\$) ; ≥ 50% Autochtones du Canada (Réf : non) ; ≥ 10% d'individus Noirs (Réf : non) ; ≥ 50% d'individus ayant le français comme langue maternelle (Réf : non) ; urbaine (Réf), rurale Region Canada continental (Réf), île du Cap-Breton	MULTI Plus de NA dans les EAs rurales (ORa = 1,09 [1,07–1,11] ; avec ≥ 50% d'individus Autochtones du Canada (ORa = 1,60 [1,46–1,76]) ; ≥ 10% d'individus Noirs (ORa = 1,25 [1,19–1,30]) ; des revenus moyens des femmes de plus de 15 ans plus faibles (ORa _{<17500} = 1,11 [1,09–1,14] ; ORa _{<12500} = 1,19 [1,15–1,22]) ; de l'île de Cap-Breton (ORa = 1,36 [1,33–1,39]) ; moins de NA dans les EAs avec ≥ 50% d'individus ayant le français comme langue maternelle (ORa = 0,93 [0,89–0,99])

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (9/18)

Référence–Pays : Région–Période		
Localisations dépistables – Indicateurs – Méthode de dépistage		
Source des données Population étudiée	Niveau de mesure du texte original Caractéristiques contextuelles	Résultats NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(49) – Kenya – 2014 D-CCU – DE, JE – nd		
<i>Kenya Demographics and Health Survey</i> 10 333 répondantes 15-49 ans	nd Urbaine (Réf), rurale Cluster Region Inégalités de revenus (Réf : faibles, modérées, élevées)	MM Moins de DE en zone rurale (ORa = 0,87 [0,77–0,98]) ; dans les regions aux inégalités de revenus élevées (ORa = 0,70 [0,57–0,87]) ; variance entre clusters dans le modèle vide = 0,158 ; dans le modèle final = 0,142
(50) – Corée : Province J – 2013 D-CS – AJ, NA – MG		
Questionnaire spécifique 178 répondantes > 40 ans	Entourage Score d'influence sociale (fonction de ce que les parents, les proches et les amis pensent du fait que l'individu réalise une MG ; de si les autres incitent l'individu à réaliser une MG ; du nombre de personnes connues de l'individu ayant réalisé une MG) nd Rurale, urbaine Physician Réalise l'ECS (Réf : non)	UNI Plus d'AJ dans les zones urbaines (49,6%) que rurales (22,9, p-value < 0,001) ; MULTI Plus d'AJ quand le score d'influence sociale est élevé (ORa = 1,51 [1,02–2,22]) ; quand les physicians réalisent l'ECS (ORa = 4,65 [1,71–12,61])
(51) – États-Unis d'Amérique : Missouri – 2006 D-CCR – AJ, NA – FOBt, COLO, SIGMO		
<i>Behavioural Risk Factor Surveillance System</i> 3 022 répondants > 50 ans	ZIP-5 % d'individus sous le seuil de pauvreté des États-Unis d'Amérique (Réf : < 10, > 10) ZIP-3 % d'individus sous le seuil de pauvreté des États-Unis d'Amérique (Réf : < 20, > 20)	MM Moins d'AJ dans les ZIPs avec des % d'individus sous le seuil de pauvreté plus élevés (ORa _{ZIP-5} = 0,81 [0,67–0,98] ; ORa _{ZIP-3} = 0,64 [0,50–0,83]) ; CCI dans le modèle vide entre les ZIP-5 = 14,8% ; dans le modèle final = 13,6%
(52) – Canada : Toronto – 2000-02 D-CCU – AJ, NA – PAP		
724 584 résidentes 18-66 ans, en contact avec le système de santé de l'Ontario dans les 3 ans précédant l'étude	CT % d'individus immigrés dans les 5 dernières années ; d'individus dont le langage au domicile n'est ni l'Anglais ni le Français ; d'individus appartenant aux minorités visibles ; d'individus avec un niveau scolaire inférieur au baccalauréat ; de foyers sous le seuil de pauvreté Interaction % de foyers sous le seuil de pauvreté (faible = ≥ 20, sinon élevé) x % d'individus immigrés dans les 5 dernières années (élevé = HI (≥ 9,5), sinon faible = LI)	NB : En quintiles, RIQ : Q5 = élevé/Q1 UNI Moins d'AJ dans les CTs avec des % élevés d'individus immigrés dans les 5 dernières années (RIQ = 0,81 [0,80–0,81]) ; d'individus dont le langage au domicile n'est ni l'Anglais ni le Français (RIQ = 0,83 [0,82–0,83]) ; d'individus appartenant aux minorités visibles (RIQ = 0,85 [0,85–0,86]) ; d'individus avec un niveau scolaire inférieur au baccalauréat (RIQ = 0,90 [0,90–0,91]) ; de foyers sous le seuil de pauvreté (RIQ = 0,84 [0,84–0,85]) ; combinant des % de foyers sous le seuil de pauvreté et des % d'individus immigrés dans les 5 dernières années élevés (RR _{FAIBLE HI ÉLEVÉ LI} = 0,86 [0,85–0,86])

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (10/18)

Référence—Pays : Région—Période

Localisations dépistables — Indicateurs — Méthode de dépistage

Niveau de mesure du
Source des données texte originel Résultats
Population étudiée Caractéristiques NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
contextuelles

(53)—Canada: Ontario—2010

D-CS—AJ, NA—MG; D-CCU—AJ, NA—PAP; D-CCR—AJ, NA—FOBT, COLO, LBDC

MM Toute la population (I) ; individus immigrés (II) ; individus immigrés inscrits auprès d'un *physician* de la même région du Monde (III) : plus d'AJ avec des *Physician* Âge ; sexe *physicians* femmes (ORa_{D-CS|I} = 1,43 [1,39–1,48], ORa_{D-CCU|I} = 1,97 [1,90–2,05], (Réf: homme) ; années ORa_{D-CCR|I} = 1,37 [1,31–1,44]) ; ORa_{D-CS|II} = 1,43 [1,35–1,53], ORa_{D-CCU|II} = 1,80 [1,70–1,91], ORa_{D-CCR|II} = 1,28 [1,17–1,39] ; ORa_{D-CS|III} = 1,25 [1,10–1,43], ORa_{D-CCU|III} = 1,71 [1,52–1,92]) ; avec un modèle d'inscription des patients aux soins primaires basé sur une équipe (ORa_{D-CS|I} = 1,93 [1,81–2,06], ORa_{D-CCU|I} = 1,73 [1,60–1,96], ORa_{D-CCR|I} = 2,30 [2,12–2,50] ; ORa_{D-CS|II} = 1,78 [1,60–1,98], ORa_{D-CCU|II} = 1,50 [1,34–1,67], ORa_{D-CCR|II} = 2,51 [2,19–2,87] ; ORa_{D-CS|III} = 1,44 [1,06–1,94], ORa_{D-CCU|III} = 1,43 [1,12–1,83], ORa_{D-CCR|III} = 2,10 [1,37–3,21]) ; sur la capitation (ORa_{D-CS|I} = 1,73 [1,63–1,84], ORa_{D-CCU|I} = 1,78 [1,67–1,89], ORa_{D-CCR|I} = 2,50 [2,30–2,71] ; ORa_{D-CS|II} = 1,61 [1,47–1,77], ORa_{D-CCU|II} = 1,57 [1,44–1,72], ORa_{D-CCR|II} = 2,74 [2,42–3,10] ; ORa_{D-CS|III} = 1,37 [1,10–1,69], ORa_{D-CCU|III} = 1,32 [1,09–1,60], ORa_{D-CCR|III} = 2,59 [1,89–3,54]) ; sur le paiement à l'acte Caraïbes, Asie de l'Est, Europe de l'Est, Moyen-Orient & Afrique du Nord, Asie du Sud, Afrique Sub-Saharienne, États-Unis d'Amérique & Australie & Nouvelle-Zélande, Europe de l'Ouest) ; type de modèle d'inscription des patients aux soins primaires (Réf: pas de modèle, basé sur une équipe, basé sur la capitation, basé sur le paiement à l'acte), effectif de la patientèle (incrémentations de 100)

D-CS : 1 156 627 femmes 50-74 ans
D-CCU : 2 730 380 femmes 21-69 ans
D-CCR : 2 260 569 femmes 50-74 ans

ORa_{D-CS|I} = 1,43 [1,39–1,48], ORa_{D-CCU|I} = 1,97 [1,90–2,05], ORa_{D-CCR|I} = 1,37 [1,31–1,44] ; ORa_{D-CS|II} = 1,43 [1,35–1,53], ORa_{D-CCU|II} = 1,80 [1,70–1,91], ORa_{D-CCR|II} = 1,28 [1,17–1,39] ; ORa_{D-CS|III} = 1,25 [1,10–1,43], ORa_{D-CCU|III} = 1,71 [1,52–1,92]) ; avec un modèle d'inscription des patients aux soins primaires basé sur une équipe (ORa_{D-CS|I} = 1,93 [1,81–2,06], ORa_{D-CCU|I} = 1,73 [1,60–1,96], ORa_{D-CCR|I} = 2,30 [2,12–2,50] ; ORa_{D-CS|II} = 1,78 [1,60–1,98], ORa_{D-CCU|II} = 1,50 [1,34–1,67], ORa_{D-CCR|II} = 2,51 [2,19–2,87] ; ORa_{D-CS|III} = 1,44 [1,06–1,94], ORa_{D-CCU|III} = 1,43 [1,12–1,83], ORa_{D-CCR|III} = 2,10 [1,37–3,21]) ; sur la capitation (ORa_{D-CS|I} = 1,73 [1,63–1,84], ORa_{D-CCU|I} = 1,78 [1,67–1,89], ORa_{D-CCR|I} = 2,50 [2,30–2,71] ; ORa_{D-CS|II} = 1,61 [1,47–1,77], ORa_{D-CCU|II} = 1,57 [1,44–1,72], ORa_{D-CCR|II} = 2,74 [2,42–3,10] ; ORa_{D-CS|III} = 1,37 [1,10–1,69], ORa_{D-CCU|III} = 1,32 [1,09–1,60], ORa_{D-CCR|III} = 2,59 [1,89–3,54]) ; sur le paiement à l'acte (ORa_{D-CS|I} = 1,61 [1,52–1,72], ORa_{D-CCU|I} = 1,67 [1,57–1,78], ORa_{D-CCR|I} = 2,32 [2,15–2,50] ; ORa_{D-CS|II} = 1,60 [1,47–1,73], ORa_{D-CCU|II} = 1,56 [1,43–1,71], ORa_{D-CCR|II} = 2,44 [2,19–2,72] ; ORa_{D-CS|III} = 1,33 [1,14–1,54], ORa_{D-CCU|III} = 1,35 [1,14–1,60], ORa_{D-CCR|III} = 2,29 [1,89–3,54]) ; avec plus d'années de pratique de la médecine libérale en Ontario (ORa_{D-CS|10-14|I} = 1,08 [1,02–1,14], ORa_{D-CS|15-19|I} = 1,11 [1,05–1,17], ORa_{D-CS|>20|I} = 1,12 [1,06–1,19] ; ORa_{D-CCU|15-19|I} = 1,10 [1,04–1,16], ORa_{D-CCU|>20|I} = 1,13 [1,06–1,20] ; ORa_{D-CCR|10-14|I} = 1,13 [1,04–1,23], ORa_{D-CCR|15-19|I} = 1,27 [1,17–1,38], ORa_{D-CCR|>20|I} = 1,32 [1,21–1,45] ; ORa_{D-CS|10-14|II} = 1,13 [1,01–1,27], ORa_{D-CS|15-19|II} = 1,19 [1,08–1,32], ORa_{D-CS|>20|II} = 1,13 [1,02–1,25] ; ORa_{D-CCR|15-19|II} = 1,25 [1,09–1,43], ORa_{D-CCR|>20|II} = 1,26 [1,08–1,46] ; moins d'AJ avec des *physicians* formés en Amérique Latine & Caraïbes (ORa_{D-CS|I} = 0,84 [0,74–0,96], ORa_{D-CCU|I} = 0,87 [0,78–0,98], ORa_{D-CCR|I} = 0,72 [0,59–0,88] ; ORa_{D-CCU|II} = 0,87 [0,77–0,98], ORa_{D-CCR|II} = 0,67 [0,52–0,85]) ; en Asie de l'Est (ORa_{D-CCU|I} = 0,83 [0,76–0,91] ; ORa_{D-CCU|II} = 0,86 [0,78–0,95]) ; en Europe de l'Est (ORa_{D-CS|I} = 0,91 [0,83–0,99], ORa_{D-CCR|I} = 0,85 [0,74–0,98]) ; au Moyen-Orient & Afrique du Nord (ORa_{D-CS|I} = 0,84 [0,79–0,91], ORa_{D-CCU|I} = 0,82 [0,76–0,88], ORa_{D-CCR|I} = 0,88 [0,78–0,98] ; ORa_{D-CCU|II} = 0,85 [0,77–0,94]) ; en Asie du Sud (ORa_{D-CS|I} = 0,85 [0,80–0,91], ORa_{D-CCU|I} = 0,80 [0,75–0,97], ORa_{D-CCR|I} = 0,83 [0,74–0,93] ; ORa_{D-CCU|II} = 0,87 [0,79–0,95] ; ORa_{D-CCU|III} = 0,56 [0,32–0,98]), en Europe de l'Ouest (ORa_{D-CS|I} = 0,90 [0,85–0,95], ORa_{D-CCU|I} = 0,88 [0,83–0,93], ORa_{D-CCR|I} = 0,88 [0,81–0,96] ; ORa_{D-CCU|II} = 0,90 [0,82–0,99])

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (11/18)

Référence–Pays : Région–Période		
Localisations dépistables – Indicateurs – Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(54) – États-Unis d'Amérique : Mississippi – 2003		
D-CS – AJ, ER, JE – MG		
Questionnaire spécifique 987 répondantes > 40 ans	Entourage Recommandation de réalisation de la MG par la famille et les amis (Réf : oui) ; Physician Recommande la réalisation de la MG (Réf : oui)	^{MULTI} Plus d'ER (ORa = 2,21 [1,28–3,83]) et de JE (ORa = 2,17 [1,20–3,95]) quand l'entourage ne recommande pas la réalisation de la MG ; plus de JE quand les physicians ne recommandent pas la réalisation de la MG (ORa = 6,26 [3,05–12,85])
(55) – Brésil : Rio Grande do Sul – 2011-12		
D-CCU – AJ, NA – PAP		
5 919 954 femmes 25-64 ans	Municipality Score IVS-5 ^{DI} (< -0,50 ; [-0,50-0] ; [0,01-1,00] ; > 1 = défavorisation élevée) Macro-Region Serra, Metropolitana, Vales, Sul, Norte, Missioneira, Centro-Oeste	^{UNI} Plus d'AJ dans les municipalities avec un score IVS-5 élevé (de IVS-5 < -0,50 = 15,3% à IVS-5 > 1 = 25,9%) ; différences de participation entre macro-regions (de Sul = 14,4% à Norte = 23,5%)
(56) – Brésil – 2008		
D-CCU – DE, JE – PAP		
<i>National Sample Survey</i> 102 108 répondantes 25-64 ans	<i>Household</i> nd Rurale, urbaine Region Nord, Nord-Est, Centre-Ouest, Sud-Est, Sud	^{UNI} Plus de JE dans les zones rurales (22,2%) qu'urbaines (11,5%) ; différences de JE entre Regions (de 17,4% dans la région Nord à 9,7% dans la région Centre-Ouest)
(57) – États-Unis d'Amérique : Comté de Los Angeles - 2001		
D-CS- AJ, NA – MG		
<i>California Health Interview Survey</i> 4 249 répondantes 40-84 ans	Clinician & Team characteristics % de médecins certifiés par l' <i>American Board of Medical Specialties</i> ; de médecins de soins primaires ; de médecins travaillant seuls ; de centres n'acceptant pas le système MediCAL ; nbre moyen d'années depuis la validation de la formation médicale Community Distance jusqu'au centre de MG le plus proche ; nbre de cabinets de MG dans les 2 miles ; d'arrêts de transport public dans les 3 miles	NB : En quartiles (Réf : Qua4 = élevé) ^{MM} Moins d'AJ dans les communities avec un nbre de cabinets de MG dans les 2 miles plus faible (ORa _{QUA1} = 0,76 [0,60–0,97] ; ORa _{QUA3} = 0,81 [0,66–1])
(58) – UK – Coventry, Rugby, North Warwickshire – 2000; 03; 05		
D-CCR – AJ, NA – FOBT		
Population éligible 60-69 ans 1 ^{er} cycle (C1) : 49 311 2 ^{ème} cycle (C2) : 48 633 3 ^{ème} cycle (C3) : 49 664	CT % d'individus originaires du sous-continent Indien (en quintiles : Q1 = faible ; Δ _{SOUS-CONTINENT INDIEN} (%) = Q1Q4-Q5) SOA Score IMD ^{DI} (Q1 = faible ; ΔIMD (%) = Q1Q2-Q5)	^{UNI} Plus d'AJ pour chaque campagne dans les CTs avec des % d'individus originaires du sous-continent Indien plus faibles (Δ _{SOUS-CONTINENT INDIEN} : C1 = 16,2 ; C2 = 13,8 ; C3 = 15) ; des scores IMD faibles (Δ _{IMD} : C1 = 24,4 ; C2 = 23,3 ; C3 = 24,1)

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (12/18)

Référence–Pays : Région–Période		
Localisations dépistables–Indicateurs–Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte	Résultats
Population étudiée	origine	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
	Caractéristiques contextuelles	
(59)–Thaïlande–2007 ; 09		
D-CS–DE, JE–MG ; D-CCU–DE, JE–PAP		
<i>Reproductive Health Survey (RHS)</i>		MULTI Moins de DE en zone non-municipale ($OR_{D-CS HWS} = 0,64$ [0,51–0,79], $OR_{D-CS RHS} = 0,62$ [0,54–0,71]; $OR_{D-CCU HWS} = 1,14$ [1,03–1,26], $OR_{D-CCU RHS} = 1,17$ [1,08–1,27]); en regions
26 951 répondantes 30-59 ans	nd Municipale (Réf), non-municipale	Centre ($OR_{D-CS HWS} = 0,57$ [0,40–0,83], $OR_{D-CS RHS} = 0,59$ [0,45–0,78]; $OR_{D-CCU HWS} = 1,26$ [1,08–1,48]); Nord ($OR_{D-CS HWS} = 0,58$ [0,39–0,86], $OR_{D-CS RHS} = 0,45$ [0,31–0,56]; $OR_{D-CCU HWS} = 1,29$ [1,03–1,61], $OR_{D-CCU RHS} = 2,17$ [1,83–2,57]); Nord-Est ($OR_{D-CS RHS} = 0,46$ [0,34–0,61]; $OR_{D-CCU RHS} = 1,86$ [1,57–2,19]); Sud ($OR_{D-CCU RHS} = 1,60$ [1,34–1,90])
<i>Health and Welfare Survey (HWS)</i>	Region Bangkok (Réf), Centre, Nord, Nord-Est, Sud	
14 619 répondantes > 35 ans		
(60)–États-Unis d'Amérique : Texas – 2012		
D-CCR –AJ, NA, JE –FOBT, SIGM, COLO		
<i>Behavioural Risk Factor Surveillance System</i>	MSA Ville-centres (Réf) ; alentours des ville-centres ; suburbaines ; pas dans une MSA (rurale)	MULTI Tous tests confondus & FOBT : moins de DE dans les MSA suburbaines ($OR_a = 0,61$ [0,39-0,95]; $OR_{FOBT} = 0,42$ [0,28-0,63]); rurales ($OR_a = 0,70$ [0,51-0,97]; $OR_{FOBT} = 0,64$ [0,48-0,86]) FOBT : moins d'AJ dans les MSA rurales ($OR_a = 0,49$ [0,28 – 0,87])
(61)–France–13 départements–2010–11		
D-CS–AJ, NA–MG		
622 382 femmes 51-74 ans, éligibles, assurées	nd Urbaine, suburbaine, rurale IRIS score F-EDI ^{DI} (en tertiles : T1 = faible défavorisation)	UNI Plus de NA dans les zones rurales (42,6%) que suburbaines (36,8) et urbaines (36,4) ; dans les IRIS avec un score F-EDI plus élevé (T1 = 33,5 ; T2 = 37,4 ; T3 = 40,9)
(4)–Europe–22 pays Européens – 2002-03		
D-CS–AJ, NA–MG ; D-CCU–AJ, NA–PAP		
<i>World Health Survey</i>	Country Type de programme (Réf : opportuniste, national, pilote & régional) Interaction Type de programme x niveau scolaire individuel (enseignement primaire et inférieur, secondaire, secondaire complet, universitaire)	MULTI D-CS : plus d'AJ dans les countries avec des programmes nationaux (RPa = 3,85 [2,19-6,74]) ; pilotes & régionaux (RPa = 2,23 [1,25–4,00]) ; réduction de la variance entre countries = 74,4% D-CS & D-CCU : IRI plus élevé dans les countries avec des programmes pilotes & régionaux ($IRI_{D-CS} = 1,58$ [1,26–1,98], $IRI_{D-CCU} = 1,35$ [1,10–1,65]) ; opportunistes ($IRI_{D-CS} = 3,11$ [1,78–5,42], $IRI_{D-CCU} = 1,28$ [1,12–1,48]) ; réduction de la variance entre niveaux scolaire D-CS = –24,3% ; D-CCU = –13%
D-CCU : 11 770 répondantes 25-69 ans		
D-CS : 4 784 répondantes 50-69 ans		
(62)–États-Unis d'Amérique – 2007		
D-CCR –AJ, NA–FOBT, SIGMO, COLO, LBDC		
<i>Survey of ColoRectal Cancer Educational and Environmental Needs</i>	Physician Recommandation à la réalisation du dépistage (Réf : non) Facility Score de complexité (Réf : élevé, faible)	MULTI Plus d'AJ avec des physicians qui recommandent la réalisation du dépistage ($OR_a = 2,92$ [2,38-3,58]) ; des facilities ayant un score de complexité faible ($OR_a = 1,27$ [1,04-1,5])
2 416 répondants 50-75 ans, anciens combattants des États-Unis		

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (13/18)

Référence—Pays : Région—Période		
Localisations dépistables—Indicateurs—Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(63)—Croatie—2003		
D-CS—AJ, NA—nd ; D-CCR—AJ, NA—nd		
<i>Croatian Adult Health Survey</i>		
D-CS : 9 070 répondantes ≥ 40 ans	Settlement Urbain (Réf), rural	MULTI D-CS : moins d’AJ dans les settlements ruraux (ORa = 0,60 [0,48-0,74])
D-CCR : ≥ 50 ans		
(64)—États-Unis d’Amérique : Californie—2001		
D-CCR—AJ, NA—FOBT, SIGMO, COLO		
Questionnaire spécifique	MSA Concurrence entre HMO (= 1 - indicateur de Herfindahl-Hirschman) ;	NB : γ = effet MSA MM Tous tests combinés & COLO : plus de NA pour les individus Asio-Américains & Océano-Américains dans les MSAs avec un % de HMO opérant en groupe, en équipe ou en réseau plus élevé (γ = -3,1 [-6,0 ; -0,2] ; γ COLO = -4,5 [-7,5 ; -1,5])
1 327 répondants 40-80 ans, 525 Asio-Américains & Océano-Américains, 802 non-Hispaniques Blancs	pénétration des HMO (nbre d’inscrits aux HMO/population) ; % de HMO opérant en groupe, en équipe ou en réseau	
(65)—Mexique—2012		
D-CCU—AJ, NA—PAP		
<i>Encuesta Nacional de Salud y Nutrición</i>	nd Urbaine (Réf), rurale	MULTI Moins d’AJ en regions West Central (ORa = 0,80 [0,67–0,97]) ; North (ORa = 0,75 [0,61–0,92]) ; plus d’AJ en region South (ORa = 1,38 [1,14–1,66])
3 792 répondantes 50-69 ans	Region East Central (Réf), West Central, North, South	
(66)—Suisse—Genève—*publication 2018		
D-CS—DE, JE—MG		
Bus Santé study	CTs Médiane des revenus	MULTI Indépendance spatiale entre clusters dans le modèle vide = 63,3% ; après ajustement sur le SSE (revenu de la région, niveau d’éducation individuel) & caractéristiques démographiques = 86,6%
5 002 répondantes 50-74 ans	Cluster (fonction de la participation au dépistage) ; distance au centre de MG le plus proche	
(67)—États-Unis d’Amérique : Texas—2000-09		
D-CCR—AJ, NA—FOBT, SIGMO, COLO, LBDC		
660 308 individus 66-74 ans, assurés par Medicare	ZIP % d’individus Noirs ; d’individus Hispaniques, médiane des revenus (en quartile : Qua1 (faible))	NB : Δ = Qua1-Qua4 UNI Moins d’AJ dans les ZIPs avec des % d’individus Hispaniques élevés (Δ = 9%) ; un revenu médian faible (Δ = 10,6%)
	Physician Genre (Réf : masculin) ; formé aux États-Unis d’Amérique (Réf : non) ; spécialité médicale (médecine générale, médecine familiale, médecine interne (Réf), médecine gériatrique) ; années de pratique médicale (Réf : < 20, 21-40, > 40) ; % d’individus Blancs dans la patientèle (incrémentations de 10%)	MM Population avec un médecin de soins primaires (n = 413 439) : plus d’AJ avec des physicians femmes (ORa = 1,12 [1,08-1,16]) ; formés aux États-Unis d’Amérique (ORa = 1,10 [1,06–1,14]) ; avec 21-40 ans de pratique médicale (ORa = 1,04 [1,01–1,08]) ; avec un % d’individus Blancs dans la patientèle plus élevé (ORa = 1,05 [1,04–1,06]) ; moins d’AJ avec des physicians avec > 40 ans de pratique médicale (ORa = 0,85 [0,80–0,91]) ; pratiquant la médecine générale (ORa = 0,64 [0,59–0,71]) ; la médecine familiale (ORa = 0,74 [0,72-0,76])

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (14/18)

Référence – Pays : Région – Période		
Localisations dépistables – Indicateurs – Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(68) – Royaume-Uni – 2010-11		
D-CCR – DE, JE – FOBt		
<i>English Longitudinal Study of Ageing</i>	Partenaire Non-éligible (Réf) ; éligible et dépisté au CCR ; éligible et non dépisté & pas de partenaire Government office region Sud-Est (Réf) ; Nord-Est ; Nord-Ouest ; Yorkshire-et-Humber ; Midlands de l'Est ; Midlands de l'Ouest ; Est ; Grand Londres ; Sud-Ouest	MULTI Plus de DE quand les partenaires sont éligibles et dépistés (EM = 0,15 [0,09–0,21]) ; dans les Government office regions Nord-Est (EM = 0,28 [0,19–0,38]) ; Yorkshire-et-Humber (EM = 0,16 [0,07–0,24]) ; Midlands de l'Est (EM = 0,13 [0,05–0,21]) ; Midlands de l'Ouest (EM = 0,15 [0,07–0,23]) ; Est (EM = 0,13 [0,05–0,21]) ; moins de DE quand les partenaires sont éligibles et non dépistés ou sans partenaire (EM = 0,13 [–0,1 ; –0,04])
1 833 répondants 61-69 ans		
(69) – États-Unis d'Amérique : sauf le Connecticut, l'Arizona, l'Illinois, et le Tennessee – 1997 ; 99 ; 2001 ; 02 ; 04 ; 06 ; 08		
D-CCR – AJ, NA – FOBt, ENDO		
<i>Behavioural Risk Factor Surveillance System</i>	State Nbre de médecins de soins primaires (MSP) en cabinets ; de gastroentérologues (GE) en cabinets (incrémentations de 10/10⁶ d'adultes > 50 ans) Interaction Nbre MSP ; GE x ethnique individuelle (Blancs non-Hispaniques, Noirs non-Hispaniques, Hispaniques, Autres)	MULTI Plus d'AJ dans les states avec un nbre de GE plus élevé (ORa = 1,01 [1,01–1,01]) ; effet plus fort pour les individus Hispaniques (ORa = 1,02 [1,01–1,03]) ; moins d'AJ dans les states avec un nbre de MSP plus élevé (ORa = 0,99 [0,99–0,99]) ; effet plus fort pour les individus Hispaniques (ORa = 0,99 [0,99–0,99])
816 881 répondants > 50 ans		
(70) – Turquie – 2012		
D-CS – DE, JE – MG ; D-CCU – DE, JE – PAP		
<i>Chronic Disease and Risk Factors Survey</i>	nd Urbaine (Réf) ; rurale Region Ouest (Réf) ; Nord ; Sud ; Est ; Centre	MULTI Moins de DE en zones rurales (ORa_{D-CS} = 0,50 [0,43–0,59] ; ORa_{D-CCU} = 0,45 [0,38–0,52]) ; dans les regions Est (ORa_{D-CS} = 0,61 [0,47–0,77]) ; Centre (ORa_{D-CCU} = 0,77 [0,65–0,91]) ; Nord (ORa_{D-CCU} = 0,78 [0,63–0,97]) ; Est (ORa_{D-CCU} = 0,65 [0,52–0,81])
6 846 répondantes > 30 ans		
(71) – Australie – 2011-13		
D-CCR – AJ, NA – FOBt		
1 855 201 éligibles 50, 55 ou 65 ans	LGA % d'individus ≥ 65 ans ; d'individus femmes ; d'individus autochtones d'Australie ; d'individus nés hors Australie dans des pays majoritairement non anglophones ; score SEIFA^{DI} (+ élevé = + défavorisés) ; score ARIA (Réf : ville majeure, région intérieure, région extérieure, région reculée, région très reculée)	NB : variables continues sauf ARIA MULTI Plus d'AJ dans les LGAs en région intérieure (ORa = 1,08 [1,07–1,09]) ; région extérieure (ORa = 1,08 [1,07–1,10]) ; région reculée (ORa = 1,08 [1,04–1,12]) ; région très reculée (ORa = 1,12 [1,05–1,19]) ; avec un % d'individus ≥ 65 ans élevé (ORa = 1,10 [1,10–1,11]) ; moins d'AJ dans les LGAs avec des % élevés d'individus nés en hors Australie dans des pays majoritairement non anglophones (ORa = 0,96 [0,96–0,97]) ; d'individus autochtones d'Australie (ORa = 0,80 [0,78–0,81]) ; d'individus femmes (ORa = 0,81 [0,81–0,82]) ; un score SEIFA plus élevé (ORa = 0,97 [0,96–0,97])

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (15/18)

Référence—Pays : Région—Période		
Localisations dépitables — Indicateurs — Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(72) — États-Unis d'Amérique — 44 États — 2006-08		
D-CS — AJ, NA — MG		
3 821 084 individus 40-64 ans, assurés Medicaid	State	UNI Différences d'AJ entre les 44 States (du Maryland = 17% à Rhode Island = 45%)
(73) — Brésil — 2013-14		
D-CS — AJ, NA — MG ; D-CCU — AJ, NA — PAP		
<i>Brazilian National Health Survey</i>		
D-CCU : 22 828 répondantes 25-64 ans	City Non-capitale (Réf), capitale	MULTI D-CS : plus d'AJ dans la capitale (ORa = 1,34 [1,06–1,70]) ; moins d'AJ dans les regions Nord (ORa = 0,35 [0,27–0,46]) ; Nord-Est (ORa = 0,56 [0,46–0,69]) ; Centre-Ouest (ORa = 0,59 [0,47–0,74])
D-CS : 8 536 répondantes 50-69 ans	Region Sud-Est (Réf) ; Nord, Nord-Est ; Centre-Ouest ; Sud	
(74) — Bulgarie, Roumanie — *publication 2009		
D-CCU — DE, JE — PAP		
Questionnaire spécifique	Town Bulgarie : nbre habitants (< 5000, 5000-50000, 50000-500000, > 500 000)	UNI Plus de DE dans les towns avec un nbre d'habitants élevé (< 5000 = 32,4% ; 5000-50000 = 45,0 ; 50000-500000 = 54,5 ; > 500 000 = 60,7) ; en zone urbaine (24,5) <i>versus</i> rurale (14,6)
2 152 répondantes 20-65 ans		
Bulgarie : 1 099		
Roumanie : 1 053	nd Roumanie : rurale, urbaine	
(75) — Canada : Ontario — 2010-12		
D-CS — AJ, NA — MG		
1 407 060 femmes 50-69 ans, éligibles à l'assurance-santé de l'Ontario, domiciliées dans une région métropolitaine de recensement de l'Ontario	Physician Sexe (Réf : femme) ; région de la formation médicale (Réf : Canada), participation à un modèle de soins primaires par inscription des patients (Réf : oui) nd Revenus du voisinage (en quintiles, Réf : Q5 = élevé) ; rurale (Réf), urbaine	MM Moins d'AJ avec des physicians hommes (RRa = 0,97 [0,96–0,97]) ; formés hors Canada (RRa = 0,96 [0,95–0,97]) ; sans modèle de soins primaires par inscription des patients (RRa = 0,78 [0,77–0,79]) ; dans les zones où les revenus de voisinage sont plus faibles (RRa _{Q1} = 0,91 [0,91–0,91], RRa _{Q4} = 0,99 [0,98–0,99]) ; urbaines (RRa = 0,99 [0,98–0,99])
(76) — Canada : Ontario — 2010-12		
D-CS — AJ, NA — MG		
183 332 femmes 50-69 ans, immigrées, éligibles à l'assurance-santé de l'Ontario, domiciliées dans une région métropolitaine de recensement de l'Ontario	Région du Monde d'origine Amérique latine & Caraïbes, Asie de l'Est & Océan Pacifique, Europe de l'Est & Asie centrale, Moyen-Orient & Afrique du Nord, Asie du Sud, Afrique Sub-Saharienne, Europe de l'Ouest Physician Sexe (Réf : femme) ; région de la formation médicale (Réf : Canada) nd Revenus du quartier (en quintiles, Réf : Q5 = élevé) ; rurale (Réf), urbaine	NB : Stratifiés par région du Monde d'origine MULTI Moins d'AJ dans les zones avec les revenus de quartier plus faibles pour les individus originaires d'Asie de l'Est & Océan Pacifique (RRa _{Q1} = 0,98 [0,94–0,99]), d'Europe de l'Est & Asie centrale (RRa _{Q1} = 0,92 [0,90–0,96], du Moyen-Orient & Afrique du Nord (RRa _{Q1} = 0,92 [0,88–0,96]), d'Asie du Sud (RRa _{Q1} = 0,92 [0,88–0,96]), d'Afrique Sub-Saharienne (RRa _{Q1} = 0,88 [0,84–0,94]) ; avec des physicians hommes quelle que soit la région du Monde d'origine (de RRa _{Moyen-Orient & Afrique du Nord} = 0,9 [0,88–0,94] à RRa _{Europe de l'Ouest} = 0,94 [0,92–0,98]) ; formés ailleurs qu'au Canada pour les individus originaires d'Asie de l'Est & Océan Pacifique (RRa = 0,94 [0,92–0,98]), du Moyen-Orient & Afrique du Nord (RRa = 0,92 [0,9–0,96]), d'Asie du Sud (RRa = 0,96 [0,94–0,98])

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (16/18)

Référence—Pays : Région—Période		
Localisations dépistables — Indicateurs — Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(77) — États-Unis d'Amérique — 2007-11		
D-CCU — AJ, NA — nd		
Medical Expenditure Panel Survey	Region Nord-Est (Réf), Midwest, Sud, Ouest	^{MM} Moins d'AJ dans les regions Midwest (EM = -0,025 ±0,001), variant selon les ethnies (de femmes Autres = -0,074 ±0,008 à femmes Noires = 0,005 ±0,002) ; Sud (EM = -0,021 ±0,002), variant selon les ethnies (de femmes Autres = -0,064 ±0,006 à femmes Noires = -0,007 ±0,002) ; Ouest (EM = -0,024 ±0,002), variant selon les ethnies (de femmes Autres = -0,074 ±0,007 à femmes Hispaniques = -0,01 ±0,003)
27 238 répondantes 21-64 ans	Interaction Région x ethnies des femmes (Blanches, Noires, Hispaniques, Autres)	
(78) — Australie — 2007-08		
D-CCR — AJ, NA — FOBt		
74 782 individus, 55 ou 65 ans, éligibles, d'Australie-Méridionale, primo-invités	Postcode Score ARIA : métropolitaine (Réf), rurale, reculée ; score IRSD ^{PI} (en quintiles, Réf : Q5 = élevé)	^{MULTI} Plus d'AJ dans les postcodes ruraux (ORa = 1,19 [1,15–1,24]) ; avec des scores IRDS plus faibles (ORa _{Q4} = 1,25 [1,19–1,31], ORa _{Q3} = 1,38 [1,27–1,39], ORa _{Q2} = 1,42 [1,34–1,48], ORa _{Q1} = 1,44 [1,39–1,53])
(79) — Singapour — 2009-2014		
D-CS — AJ, NA — MG ; D-CCU — AJ, NA — PAP ; D-CCR — AJ, NA — FOBt		
1 996 citoyens		
Singapouriens >40 ans, 936 domiciliés dans 5 cités publiques de location d'appartement, 1 060 non) ; < 3.0km d'une clinique gouvernementale occupés par des propriétaires	Block Proximité aux soins primaires (< 150m d'un cabinet de MédG en marchant (Réf : d'appartement, 1 060 non) ; < 3.0km d'une polyclinique gouvernementale occupés par des propriétaires)	^{MM} Moins d'AJ dans les blocks proches des soins primaires dans les cités publiques de location d'appartement (ORa _{D-CCR} = 0,42 [0,17–0,99] ; ORa _{D-CS} = 0,29 [0,10–0,84]) ; plus d'AJ dans les blocks proches des soins primaires dans les quartiers occupés par des propriétaires (ORa _{D-CCR} = 1,48 [1,01–2,21] ; ORa _{D-CS} = 2,22 [1,08–4,54] ; ORa _{D-CCU} = 3,22 [1,72–5,84])
(80) — États-Unis d'Amérique — 2001-10		
D-CCU — AJ, NA — PAP		
Femmes 21-64 ans, commercialement assurées	CT % d'individus sous le seuil de pauvreté (faible < 5%, élevé > 20%) ; % d'individus par ethnies (> 75% d'individus Blancs, d'individus Noirs, d'individus Hispaniques, sinon = mixtes)	NB : Δ2001/03 (%) et Δ2008/10 (%), stratifié par âge (21-29 ; 30-64) ^{MULTI} Plus de NA dans les CTs avec des % d'individus sous le seuil de pauvreté élevé (Δ _{ÉLEVÉ-FAIBLE} 21-29 = 3,1 et 2 ; Δ _{ÉLEVÉ-FAIBLE} 30-64 = 5,9 et 4,5) ; d'individus Noirs > 75% (Δ _{NOIRES-BLANCHES} 21-29 = 4 et 2,8 ; Δ _{NOIRES-BLANCHES} 30-64 = 4,5 et 1,4) ; d'individus Hispaniques > 75% (Δ _{HISPANIQUES-BLANCHES} 21-29 = 4,3 et 0,8) ; d'individus mixtes (Δ _{MIXTES-BLANCHES} 21-29 = 2,4 et 0,8 ; Δ _{MIXTES-BLANCHES} 30-64 = 1,1% en 2001/03) ; moins de NA dans les CTs avec un % d'individus Hispaniques > 75% (Δ _{HISPANIQUES-BLANCHES} 30-64 = -0,4 et -4,9) ; mixtes (Δ _{MIXTES-BLANCHES} 30-64 = -0,8 en 2008/10)
2001 : 1 086 949		
2005 : 1 223 747		
2010 : 1 341 623		

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (17/18)

Référence–Pays : Région–Période		
Localisations dépistables–Indicateurs–Méthode de dépistage		
Source des données	Niveau de mesure du texte original	Résultats
Population étudiée	Caractéristiques contextuelles	NB : Seuls les résultats statistiquement significatifs sont présentés
(81)–Australie : Queensland – 2000-01 ; 2010-11		
D-CCU–AJ, NA–PAP		
1 334 795 résidentes, 20-69 ans	SLA Interaction Score ARIA (villes majeures, régions intérieures, régions extérieures, zones reculées, zones très reculées ; IRSAD ^{DI} (en quintiles, Q1 = faible défavorisation) x non-Autochtones (Réf), Autochtones	^{MULTI} Plus fortes différences d’AJ entre individus Autochtones/non-Autochtones dans les SLAs des villes majeures (ORa = 0,49 [0,48–0,49]), des régions intérieures (ORa = 0,34 [0,33–0,34]), des régions extérieures (ORa = 0,41 [0,40–0,42]), des zones reculées (ORa = 0,48 [0,46–0,50]) ; moins défavorisées (ORa _{Q1} = 0,26 [0,25–0,27], ORa _{Q2} = 0,62 [0,60–0,64]), ORa _{Q3} = 0,47 [0,46–0,48], ORa _{Q4} = 0,54 [0,53–0,55], ORa _{Q5} = 0,53 [0,53–0,54])
(82)–Belgique : Flandre, Wallonie- 1997-2001-04-08-13		
D-CS–AJ, NA–MG ; D-CCU–AJ, NA–PAP		
Belgian Health Interview Survey D-CCU : 8 988 répondantes 25-64 ans D-CS : 4 194 répondantes 50-69 ans	Region Flandre, Wallonie Interaction Région x niveau d’éducation individuel	^{UNI} D-CS (%) : moins d’AJ dans la region Flandre qu’en Wallonie en 1997 (45,6 <i>versus</i> 51,2), 2001 (53,5 <i>versus</i> 64), 2004 (69,2 <i>versus</i> 73), 2008 (78,1 <i>versus</i> 69,7) ; plus d’AJ dans la region Flandre qu’en Wallonie en 2013 (78,1 <i>versus</i> 69,7) ^{MULTI} Réduction temporelle dans les iniquités d’éducation dans la region Flandre (IRI = -39,2% entre 1997 et 2013) mais pas en Wallonie ^{UNI} D-CCU (%) : moins d’AJ dans la region Flandre qu’en Wallonie en 2004 (70,4 <i>versus</i> 73,9), 2008 (68,5 <i>versus</i> 75,7), 2013 (70,8 <i>versus</i> 76) ; plus d’AJ dans la region Flandre qu’en Wallonie 1997 (74 <i>versus</i> 64,1), 2001 (71,5 <i>versus</i> 64,5) ^{MULTI} Iniquité d’éducation de participation résiduelle pour les deux régions
(83)–Royaume-Uni : Nord-Est, Yorkshire, Humber – 1995-2005		
D-CCU–AJ, NA–PAP		
Femmes 25-64 ans, éligibles	Old health authority % d’individus domiciliés dans les SOA du dernier quintile de défavorisation ^{DI} ; d’individus Blancs, Mixtes, Asiatiques, Noirs, Chinois ; Chrétiens, Bouddhistes, Hindous, Juifs, Musulmans, Sikhs	^{MULTI} Moins d’AJ dans les old health authorities avec un % d’individus domiciliés dans les SOA du dernier quintile de défavorisation plus élevé ; baisse inégale de la couverture de la population entre les old health authorities (intervalle : -0,66 à Sheffield à -0,03 à Rotherham)
(84)–Chine : Jiangsu – 2013		
D-CS–AJ, NA–nd ; D-CCU–AJ, NA–nd		
National Health Service Survey 6 520 répondantes 36-65 ans, zones rurales	Distance à l’hôpital le plus proche (Réf : < 1 km, > 1 km) Township Disponibilité de personnel médical féminin sur demande (Réf : non)	^{MULTI} Plus d’AJ dans les Townships avec disponibilité de personnel médical féminin sur demande (ORa _D = 2,98 [2,48–3,58] ; ORa _{D-CCU} = 2,45 [2,03–2,95])

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats des études du corpus (18/18)

4. Discussion

4.1 Résultats des études du corpus

Résumer les effets des caractéristiques contextuelles sur la participation aux dépistages des cancers, en se basant sur 70 articles issus de travaux menés avec des méthodologies diverses, dans des pays et des organisations très différents, eux-mêmes inclus dans un contexte spatio-temporel particulier, est une tâche complexe. L'organisation et les pratiques de dépistage, ainsi que le contexte général dans lequel ils s'inscrivent, sont aussi des processus dynamiques, et la force des associations entre les diverses caractéristiques et la participation peuvent différer selon ces éléments. Cela mène aussi parfois à des résultats inconsistants.

Cependant, certaines caractéristiques contextuelles semblent fortement et durablement associées à la participation. C'est le cas d'un investissement des proches dans le dépistage plus élevé, d'un professionnel de santé qui instruit ou recommande la réalisation du dépistage, qui est de sexe/genre féminin, mais aussi en fonction de son expérience, de son lieu de formation ou des caractéristiques du centre dans lequel il travaille. La participation dans les zones rurales est généralement plus faible que dans les zones urbaines, mais d'autres catégorisations pourraient être plus informatives. Les caractéristiques de l'accessibilité et de la distribution des personnels et matériels spécifiques aux dépistages semblent plus importantes que les caractéristiques plus générales, pour lesquelles les résultats sont très inconsistants d'une étude à l'autre. Les inégalités socio-économiques de participation sont fortes et robustes dans la quasi-totalité du corpus. Les associations entre une plus faible participation et de plus fortes concentrations d'individus immigrés ou d'une certaine ethnie sont aussi robustes, toutefois, leurs forces semblent plus spécifiques des périodes d'évaluation et des régions du Monde surveillées, ainsi que de celles dont les individus sont originaires. Ces travaux illustrent aussi que les interactions entre les caractéristiques individuelles et/ou contextuelles pourraient permettre de mieux comprendre les décisions de participer ou non à un dépistage. Dans les études concernées, la prise en compte des caractéristiques individuelles réduisait généralement l'impact mesuré des caractéristiques contextuelles, souvent seulement partiellement, suggérant de possibles interactions directes ou indirectes encore inconnues entre l'individu et son contexte. La totalité des différences observées n'était jamais complètement expliquée par les caractéristiques individuelles et contextuelles, même dans les modèles les plus complexes, suggérant la possibilité de caractéristiques encore inconnues qui pourraient influencer la participation.

La distribution des publications par pays ne diffère pas du corpus scientifique général, avec les États-Unis d'Amérique largement en tête, suivis des pays à hauts niveaux de revenu, puis par quelques pays à moyens niveaux de revenu. Dans les pays publiant, une forte partie des caractéristiques associées à une participation moins élevée sont aussi associées à une létalité plus élevée pour les cancers dépistables. Cette conséquence assez générale des politiques de santé a été déjà documentée comme la loi inverse des soins⁶ (88), stipulant que « la disponibilité de soins médicaux de qualité est inversement proportionnelle au besoin de la population desservie ». Il en va de même dans les pays pour lesquels le cancer est le plus mortel : 70% des morts par cancer documentées dans le Monde sont enregistrées dans des pays à bas et moyens niveaux de revenu

⁶ De l'anglais « inverse care law » : calembour avec la loi physique « inverse square law » (loi en carrée inverse)

(89), les moins à même de pouvoir proposer et évaluer des politiques de santé publique qui permettraient de réduire cette mortalité.

Aucune des études du corpus n'a étudié le contexte au travers du prisme de l'épidémiologie des parcours de vie, mais des expositions tout au long de la vie pourraient avoir des effets plus tardifs sur la participation aux dépistages. Aucune des études n'a suivi les individus sur toute leur période d'éligibilité aux dépistages, mais l'accumulation des facteurs de risque de non-participation sur cette période pourrait impacter les trajectoires de dépistage, entraînant une diminution de la probabilité de diagnostiquer des cancers précocement, principalement dans les populations les plus à risque d'en mourir. Enfin, l'accumulation des non-participations elles-mêmes pourrait être un facteur de risque d'autres conséquences pour le reste de la vie des individus.

4.2 Autres états de l'art

À partir de 19 études menées dans des pays à hauts niveaux de revenu, Pruitt (7) a examiné les mesures géographiques agrégées de défavorisation associées aux dépistages des cancers du sein, du col de l'utérus et du côlon-rectum. Les auteurs ont identifié, parmi 132 mesures d'association (ajustées ou non), 71 associations pour lesquelles la participation était moins élevée dans les zones avec une défavorisation élevée, 6 associations inverses et 55 associations nulles.

À partir de 13 études européennes, Smith (9) a examiné les mesures géographiques agrégées de défavorisation associées à la participation au dépistage des cancers du sein. Les auteurs ont identifié 10 études pour lesquelles la participation était plus faible dans les zones les plus défavorisées, malgré un dépistage organisé ciblé sur la population dans la plupart des études.

À partir de 13 études, Plourde (8) a examiné les caractéristiques contextuelles au niveau des soignants et des centres de santé associées à la participation aux dépistages des cancers du sein et du col de l'utérus. Les auteurs ont identifié une participation plus élevée si le professionnel de santé était une femme et s'il recommandait la réalisation du dépistage, et si les centres de santé avaient un engagement organisationnel dirigé vers la qualité et les performances plus élevé. La participation au dépistage des cancers du sein était aussi plus élevée si le professionnel de santé pratiquait la gynécologie-obstétrique *versus* la médecine générale, s'il était plus jeune, avait des indicateurs de communication plus élevés et si le centre de santé avait une flexibilité dans la prise de rendez-vous plus élevée et envoyait des rappels.

À partir de 37 études menées dans des pays à bas et moyens niveaux de revenu, Williams-Brennan (10) a examiné les déterminants sociaux de la santé associés à la participation au dépistage des cancers du col de l'utérus. Les auteurs ont identifié de nombreux déterminants sociaux d'intérêt potentiel définis comme « structurels » (valeurs sociétales et culturelles, statut socio-économique, ethnie), « intermédiaires » (localisation géographique, comportements face aux soins, facteurs psychologiques, organisation du système de santé) et « transversaux » (cohésion sociale). Ils concluent aussi qu'aucune caractéristique ne peut, à elle seule, expliquer la totalité des différences de participation et prônent une approche intersectionnelle.

4.3 Limites des études du corpus

De nombreuses limites méthodologiques et conceptuelles doivent être dépassées si l'on souhaite mieux comprendre les mécanismes par lesquels le contexte influence la décision individuelle de participer aux dépistages.

La majorité des études a utilisé un statut de dépistage auto-déclaré, issu de questionnaires diffusés dans des échantillons de la population. Il a déjà été documenté que ces données souffrent des biais de déclaration et de désirabilité (90,91). Par ailleurs, les non-répondants dans les études par questionnaires ont généralement des positions sur l'échelle de la hiérarchie sociale plus basse, vivent plus souvent en zone urbaine, et ont des indicateurs de santé moyenne et de comportements de santé moins bons. Le risque de non-réponse des individus avec une position sur l'échelle de la hiérarchie sociale plus basse a même été identifié comme encore plus élevé spécifiquement pour les questions de santé associées aux cancers et aux dépistages. Une méta-analyse (92) et une revue narrative (93) montrent aussi que la justesse des statuts de dépistage auto-déclarés peut varier de façon substantielle entre les études et les examens de dépistage. Plusieurs observations s'accordent aussi sur une tendance des individus appartenant aux minorités ethniques d'un groupe à reporter moins justement leurs participations aux dépistages des cancers, souvent en les exagérant. Ces biais peuvent aussi s'appliquer aux autres caractéristiques auto-déclarées utilisées comme caractéristiques d'intérêt ou d'ajustement. C'est particulièrement un problème pour les adresses résidentielles, souvent utilisées pour enrichir les bases de données des caractéristiques contextuelles. Pour toutes ces raisons, les données administratives de la population cible doivent être privilégiées. Si ces données sont inaccessibles, et que le statut auto-déclaré est la seule source possible d'information, il doit être corrigé par des facteurs que seules davantage d'études peuvent évaluer, et il doit être interprété en tenant compte de ces limites.

Les mesures de distribution et d'accessibilité à la santé et aux soins, alors qu'elles sont très souvent utilisées, souffrent cruellement d'un manque de fondamentaux théoriques et de définitions. Il en résulte une mixture de mesures sur la santé et les soins généraux et/ou spécifiques du dépistage, parfois plus définies par la disponibilité et le niveau de disponibilité des données que par le souhait de tester précisément une hypothèse. Il semble que les personnels et matériels plus spécifiques des dépistages pourraient avoir une influence plus importante sur la participation ; tout de même, il est nécessaire que ces mesures soient issues de fondamentaux théoriques et opérationnels plus solides.

Il existe une certaine rugosité dans la plupart des études sur l'urbanité de la zone, comparant uniquement les zones rurales et urbaines. La forte hétérogénéité entre les résultats des études met en évidence que la catégorisation rurale/urbaine pourrait conduire à une perte d'information, tout en cachant des effets plus fins et plus complexes. En considérant l'urbanisme comme un continuum, les zones rurales et urbaines peuvent aussi être catégorisées en sous-ensembles d'intérêt plus homogènes, et les mesures peuvent intégrer d'autres critères (taille des villes, densités de population etc.). Dans la plupart des articles, aucune information n'était disponible sur les définitions permettant la simple dichotomisation ou des classifications plus complexes. Lorsqu'elles étaient disponibles, ces définitions variaient fortement entre les études, à la fois sur le sens des catégories pourtant identifiées avec la même dénomination et sur les niveaux géographiques auxquels elles sont appliquées, dégradant ainsi la robustesse et la

comparabilité des résultats. L'urbanisation est un processus massif, non-planifié, qui produit un ensemble de modifications sociétales (*e.g.* culturelles, économiques, politiques, physiologiques) qui nécessitent d'être mieux comprises dans le but de mieux adapter les politiques de dépistage, et plus largement les politiques de santé publique.

L'ensemble des résultats sur les indicateurs agrégés à un niveau géographique donné pose la question de savoir s'ils agissent comme des approximations des caractéristiques individuelles (*e.g.* les individus avec une position sur l'échelle de la hiérarchie sociale plus basse de la zone d'agrégation participent moins) ou avec un effet contextuel (*e.g.* les individus de la zone d'agrégation avec une position sur l'échelle de la hiérarchie sociale plus basse participent moins). Certains auteurs ont mis en évidence la nécessité d'ajuster sur les caractéristiques individuelles et contextuelles pour répondre à cette question (94), et les résultats des études du corpus soutiendraient plutôt l'hypothèse d'une combinaison des deux effets. Malheureusement, les caractéristiques individuelles sont rarement disponibles, et des efforts doivent être fournis pour les récupérer de façon plus systématique.

Les mesures et les zones d'agrégation sont très hétérogènes. De plus, ces zones d'agrégation correspondent généralement à des découpages géographiques souvent définis selon des contraintes logistiques. Cela pose deux questions fondamentales qui ont déjà été documentées : le problème de l'agrégation spatiale (95), qui recouvre les influences du choix des limites et de la taille du secteur d'agrégation sur les résultats des mesures agrégées, et le problème du contexte géographique incertain (96), qui recouvre les influences de la façon dont les unités géographiques définissant un contexte sont délimitées dans l'espace et le temps. La question essentielle est de savoir comment déterminer les échelles spatio-temporelles auxquelles les processus écologiques émergent et comment les définir pour identifier le vrai contexte causal (97).

Les mesures agrégées des concentrations d'individus d'une certaine ethnie souffrent des mêmes écueils que leurs équivalents individuels. Les catégories sont généralement assez larges (encore plus dans le cas des données agrégées) et pourraient cacher des associations sous-jacentes plus fines (98,99). Le cadre théorique de l'utilisation du nombre d'individus catégorisés par ethnie dans une zone géographique donnée doit aussi être éclairé. Ces mesures peuvent, par exemple, agir comme une approximation du statut socio-économique, représenter une concentration de facteurs culturels communs, ou mesurer les effets de la discrimination ou de la ségrégation. De la même manière qu'il l'a été recommandé pour les mesures individuelles, les chercheurs doivent utiliser ces informations avec plus de clarté (100).

Le cadre des modèles multiniveaux a été présenté à de multiples reprises comme l'un des outils majeurs dans l'étude des contextes, des caractéristiques des contextes, et de leurs interactions avec les caractéristiques individuelles (101). Ces modèles ne sont pas appropriés à l'ensemble du corpus, ni à toutes les caractéristiques d'intérêt – mais seulement 16 études les ont utilisés. Ils doivent être préférés lorsque les caractéristiques des individus ne sont pas indépendantes entre elles du fait d'un contexte partagé, et sont nécessaires si la question de recherche inclut l'effet des caractéristiques de ce contexte partagé.

Les recommandations que nous proposons ici sont très générales. Chaque chercheur doit aussi prendre en compte le contexte spécifique de la zone qu'il décrit. En effet, de nombreuses

particularités culturelles, sociologiques ou historiques nécessitent probablement d'être considérées – c'est encore plus vrai dès lors qu'il s'agit de recherche interventionnelle.

4.4 Limites de cette étude

Nous avons choisi une délimitation restreinte du support social, limité aux seules interactions sociales à visée de réalisation des dépistages. Seulement quelques études ont donc été incluses à ce travail, mais il en résulte une des catégories les plus homogènes en termes de résultats.

Nous avons arrêté l'évaluation de la qualité des études lors de la phase d'extraction à cause d'un manque d'homogénéité entre auteurs. L'évaluation est pourtant une partie importante d'un travail de revue systématique. Il nous a cependant semblé qu'aucun des outils disponibles ne permettait d'évaluer avec justesse un corpus aussi hétérogène – menant à une évaluation trop subjective. Les outils d'évaluation de la qualité des études doivent être renforcés et développés pour permettre de mieux intégrer ce paramètre dans l'inclusion des études ou dans l'interprétabilité de leurs résultats.

Nous n'avons considéré pour chaque étude que les résultats des modèles les plus ajustés. Nous avons donc perdu l'information sur les caractéristiques associées aux dépistages dans les modèles initiaux et intermédiaires. De plus, les modèles finaux peuvent être univariés ou multivariés. Ces modèles sont détaillés dans le **Tableau 1**, mais cette limite doit être intégrée lors de l'interprétation des résultats, particulièrement lorsque l'on considère que les caractéristiques individuelles et contextuelles sont entremêlées de façon complexe, et que les résultats des analyses univariées et multivariées peuvent donc différer fortement.

Cet examen systématique de la littérature n'est pas exhaustif, l'exhaustivité totale étant trop difficile, voire impossible, à atteindre. Nous avons inclus uniquement les articles en anglais et en français, indexés sur PubMed et Web of Science (91% des études ont été retrouvées dans les deux bases de données – suggérant un corpus assez complet). Nous n'avons utilisé que les termes MeSH, les articles les plus récents pourraient ne pas être encore indexés, et certains articles ne pas être indexés du tout. Nous n'avons pas non plus intégré les articles publiés ou indexés après notre recherche bibliographique. Nous avons fait le choix d'exclure les articles lorsqu'ils n'étaient pas disponibles en version intégrale malgré une recherche approfondie. Les mouvements d'ouverture de la science, visant à rendre plus accessibles la recherche scientifique et ses résultats, doivent être encouragés.

La propriété inhérente des études observationnelles de ne pouvoir affirmer une causalité est évidemment une limite forte et commune à tous les articles discutés et à ce travail. Une revue systématique des études interventionnelles et une méta-analyse des effets du contexte sur la participation aux dépistages seraient des travaux complémentaires d'intérêt. Ce travail pourrait aussi être mis à jour et amélioré dans le futur.

Enfin, effectuer un travail de revue systématique ne permet pas d'exclure les erreurs humaines, mais nous avons suivi des standards validés pour réduire ce risque (14). Le champ de la recherche épidémiologique manque de rigueur dans les différentes formes d'états de l'art (102). Sa communauté doit construire et renforcer des outils pour assurer à la fois que les erreurs des revues systématiques soient les plus systématiques possible, et que la somme de ces erreurs soit minimisée.

5. Conclusion

Le contexte dans lequel les individus évoluent, ou *a minima* certaines parties de ce contexte, influence la participation aux dépistages des cancers. Ces contextes doivent être considérés lors de l'évaluation ou de l'expérimentation de politiques de santé publique. Nous avons regardé vers des espaces géographiques et temporels très différents, un large panel de systèmes et de cultures, tout cela pour trois localisations cancéreuses distinctes. Pourtant, il semble qu'une large partie des iniquités soient durables et partagées. Elles sont problématiques selon plusieurs aspects : les droits de l'Homme (103,104), la cohésion populationnelle, puisqu'elles amènent des réticences aux concepts d'équité et de justice (105), politique, puisqu'elles sont en opposition avec la plupart des déclarations faites sur le sujet durant les 100 dernières années (déclarations Alma-Alta, Health for all), et économique, puisqu'elles impliquent une forte quantité de coûts évitables (106,107).

La seconde conclusion de ce travail est qu'il est nécessaire de développer des cadres théoriques et opérationnels et des standards devant le besoin de dénouer toutes les limites actuelles et d'apprendre des différents systèmes et définitions pour atteindre une meilleure compréhension de ce qu'est le contexte, de comment il peut modifier et façonner l'expression des comportements humains, et de comment mesurer et modifier ses effets avec précision.

La recherche d'un système plus équitable est un challenge majeur de la santé publique d'aujourd'hui, et probablement l'un des plus intéressants et des plus difficiles à résoudre, puisqu'il requiert des actions très spécifiques et très complexes qui doivent être adaptées au contexte plus large dans lequel elles s'inscrivent.

6. Références

1. Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. *Health Promot Int.* 1991;6(3):217-228. <https://doi.org/10.1093/heapro/6.3.217>.
2. Faggiano F, Partanen T, Kogevinas M, Boffetta P. Socioeconomic differences in cancer incidence and mortality. *IARC Sci Publ.* 1997;(138):65-176. PMID: 9353664.
3. Organisation Mondiale de la Santé. A conceptual framework for action on the social determinants of health: debates, policy & practice, case studies. 2010. Disponible sur: http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/44489/1/9789241500852_eng.pdf
4. Palència L, Espelt A, Rodríguez-Sanz M, Puigpinós R, Pons-Vigués M, Pasarín MI, et al. Socio-economic inequalities in breast and cervical cancer screening practices in Europe: influence of the type of screening program. *Int J Epidemiol.* 2010;39(3):757-65. <https://doi.org/10.1093/ije/dyq003>.
5. Walsh B, Silles M, O'Neill C. The importance of socio-economic variables in cancer screening participation: a comparison between population-based and opportunistic screening in the EU-15. *Health Policy Amst Neth.* 2011;101(3):269-76. <http://doi.org/10.1016/j.healthpol.2011.02.001>.
6. Thomadsen R, Rooderkerk RP, Amir O, Arora N, Bollinger B, Hansen K, et al. How Context Affects Choice. *Cust Needs Solut.* 2018;5(1):3-14. <https://doi.org/10.1007/s40547-017-0084-9>.
7. Pruitt SL, Shim MJ, Mullen PD, Vernon SW, Amick BC. Association of area socioeconomic status and breast, cervical, and colorectal cancer screening: a systematic review. *Cancer Epidemiol Biomark Prev Publ Am Assoc Cancer Res Cosponsored Am Soc Prev Oncol.* 2009;18(10):2579-99. <http://doi.org/10.1158/1055-9965.EPI-09-0135>.
8. Plourde N, Brown HK, Vigod S, Cobigo V. Contextual factors associated with uptake of breast and cervical cancer screening: A systematic review of the literature. *Women Health.* 2016;56(8):906-25. <http://doi.org/10.1080/03630242.2016.1145169>.
9. Smith D, Thomson K, Bambra C, Todd A. The breast cancer paradox: A systematic review of the association between area-level deprivation and breast cancer screening uptake in Europe. *Cancer Epidemiol.* 2019;60:77-85. <http://doi.org/10.1016/j.canep.2019.03.008>.
10. Williams-Brennan L, Gastaldo D, Cole DC, Paszat L. Social determinants of health associated with cervical cancer screening among women living in developing countries: a scoping review. *Arch Gynecol Obstet.* 2012;286(6):1487-505. <http://doi.org/10.1007/s00404-012-2575-0>.
11. Bastien C. Does context modulate or underlie human knowledge. *Cogn Context ISPA Lib.* 1998;13-25.
12. Abowd GD, Dey AK, Brown PJ, Davies N, Smith M, Steggles P. Towards a Better Understanding of Context and Context-Awareness. In: Gellersen H-W, éditeur. *Handheld and Ubiquitous Computing.* Berlin, Heidelberg: Springer; 1999. p. 304-7. http://doi.org/10.1007/3-540-48157-5_29
13. Henricksen K. A Framework for Context-Aware Pervasive Computing Applications. 2003; Disponible sur: <http://henricksen.id.au/publications/phd-thesis.pdf>

14. Moher D, Shamseer L, Clarke M, Ghersi D, Liberati A, Petticrew M, et al. Preferred reporting items for systematic review and meta-analysis protocols (PRISMA-P) 2015 statement. *Syst Rev*. 2015;4:1. <http://doi.org/10.1186/2046-4053-4-1>
15. Hong QN, Fàbregues S, Bartlett G, Boardman F, Cargo M, Dagenais P, et al. The Mixed Methods Appraisal Tool (MMAT) version 2018 for information professionals and researchers. *Educ Inf*. 2018;34(4):285-91. <http://doi.org/10.3233/EFI-180221>.
16. Agudelo Botero M. [Sociodemographic determinants of access to breast cancer screening in Mexico: a review of national surveys]. *Salud Colect*. 2013;9(1):79-90. <http://doi.org/10.1590/S1851-82652013000100007>.
17. Akinlotan MA, Weston C, Bolin JN. Individual- and county-level predictors of cervical cancer screening: a multi-level analysis. *Public Health*. 2018;160:116-24. <http://doi.org/10.1016/j.puhe.2018.03.026>.
18. Akinyemiju TF, Soliman AS, Yassine M, Banerjee M, Schwartz K, Merajver S. Healthcare access and mammography screening in Michigan: a multilevel cross-sectional study. *Int J Equity Health*. 2012;11(1):16. <http://doi.org/10.1186/1475-9276-11-16>.
19. Al Rifai R, Nakamura K. Differences in Breast and Cervical Cancer Screening Rates in Jordan among Women from Different Socioeconomic Strata: Analysis of the 2012 Population-Based Household Survey. *Asian Pac J Cancer Prev APJCP*. 2015;16(15):6697-704. <http://doi.org/10.7314/apjcp.2015.16.15.6697>.
20. Amonkar MM, Madhavan S. Compliance rates and predictors of cancer screening recommendations among Appalachian women. *J Health Care Poor Underserved*. 2002;13(4):443-60. <http://doi.org/10.1353/hpu.2010.0582>.
21. Bang JY, Yadegarfar G, Soljak M, Majeed A. Primary care factors associated with cervical screening coverage in England. *J Public Health Oxf Engl*. 2012;34(4):532-8. <http://doi.org/10.1093/pubmed/fds019>.
22. Barbosa IR. Regional and Socioeconomic Differences in the Coverage of the Papanicolaou Test in Brazil: Data from the Brazilian Health Survey 2013. *Rev Bras Ginecol E Obstetrícia*. 2017;39:480-7. <https://doi.org/10.1055/s-0037-1604481>.
23. Beyer KMM, Malecki KM, Hoormann KA, Szabo A, Nattinger AB. Perceived Neighborhood Quality and Cancer Screening Behavior: Evidence from the Survey of the Health of Wisconsin. *J Community Health*. 2016;41(1):134-7. <http://doi.org/10.1007/s10900-015-0078-1>.
24. Borkhoff CM, Saskin R, Rabeneck L, Baxter NN, Liu Y, Tinmouth J, et al. Disparities in receipt of screening tests for cancer, diabetes and high cholesterol in Ontario, Canada: a population-based study using area-based methods. *Can J Public Health Rev Can Sante Publique*. 2013;104(4):e284-290. <http://doi.org/10.17269/cjph.104.3699>.
25. Burton-Jeangros C, Cullati S, Manor O, Courvoisier DS, Bouchardy C, Guessous I. Cervical cancer screening in Switzerland: cross-sectional trends (1992–2012) in social inequalities. *Eur J Public Health*. 2017;27(1):167-73. <http://doi.org/10.1093/eurpub/ckw113>
26. Calo WA, Vernon SW, Lairson DR, Linder SH. Area-level socioeconomic inequalities in the use of mammography screening: A multilevel analysis of the Health of Houston Survey. *Womens Health Issues Off Publ Jacobs Inst Womens Health*. 2016;26(2):201-7. <http://doi.org/10.1016/j.whi.2015.11.002>.
27. Challier B, Meslans Y, Viel J-F. Deprived areas and attendance to screening of cervix uteri cancer in a French region. *Cancer Causes Control*. 2000;11(2):157-62. <http://doi.org/10.1023/A:1008998322628>

28. Chiou S-T, Wu C-Y, Hurng B-S, Lu T-H. Changes in the magnitude of social inequality in the uptake of cervical cancer screening in Taiwan, a country implementing a population-based organized screening program. *Int J Equity Health*. 2014;13(1):4. <http://doi.org/10.1186/1475-9276-13-4>.
29. Cole AM, Jackson JE, Doescher M. Colorectal cancer screening disparities for rural minorities in the United States. *J Prim Care Community Health*. 2013;4(2):106-11. <https://doi.org/10.1177/2150131912463244>.
30. Cronan TA, Devos-Comby L, Villalta I, Gallagher R. Ethnic differences in colorectal cancer screening. *J Psychosoc Oncol*. 2008;26(2):63-86. http://doi.org/10.1300/j077v26n02_05.
31. Dailey AB, Kasl SV, Holford TR, Calvocoressi L, Jones BA. Neighborhood-level socioeconomic predictors of nonadherence to mammography screening guidelines. *Cancer Epidemiol Biomark Prev Publ Am Assoc Cancer Res Cosponsored Am Soc Prev Oncol*. 2007;16(11):2293-303. <http://doi.org/10.1158/1055-9965.EPI-06-1076>.
32. Datta GD, Colditz GA, Kawachi I, Subramanian SV, Palmer JR, Rosenberg L. Individual-, neighborhood-, and state-level socioeconomic predictors of cervical carcinoma screening among U.S. black women: a multilevel analysis. *Cancer*. 2006;106(3):664-9. <http://doi.org/10.1002/cncr.21660>.
33. Davis MM, Renfro S, Pham R, Hassmiller Lich K, Shannon J, Coronado GD, et al. Geographic and population-level disparities in colorectal cancer testing: A multilevel analysis of Medicaid and commercial claims data. *Prev Med*. 2017;101:44-52. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2017.05.001>.
34. Davis TC, Arnold CL, Rademaker A, Bailey SC, Platt DJ, Reynolds C, et al. Differences in barriers to mammography between rural and urban women. *J Womens Health* 2002. 2012;21(7):748-55. <http://doi.org/10.1089/jwh.2011.3397>.
35. Douglas E, Waller J, Duffy SW, Wardle J. Socioeconomic inequalities in breast and cervical screening coverage in England: are we closing the gap? *J Med Screen*. 2016;23(2):98-103. <http://doi.org/10.1177/0969141315600192>.
36. Dourado F, Carreira H, Lunet N. Mammography use for breast cancer screening in Portugal: results from the 2005/2006 National Health Survey. *Eur J Public Health*. 2013;23(3):386-92. <http://doi.org/10.1093/eurpub/cks103>.
37. Faruque FS, Zhang X, Nichols EN, Bradley DL, Reeves-Darby R, Reeves-Darby V, et al. The impact of preventive screening resource distribution on geographic and population-based disparities in colorectal cancer in Mississippi. *BMC Res Notes*. 2015;8:423. <http://doi.org/10.1186/s13104-015-1352-0>.
38. González P, Borrayo EA. Role of Physician Involvement on Latinas' Mammography Screening Adherence. *Womens Health Issues Off Publ Jacobs Inst Womens Health*. 2011;21(2):165-70. <http://doi.org/10.1016/j.whi.2010.09.001>.
39. Grillo F, Vallée J, Chauvin P. Inequalities in cervical cancer screening for women with or without a regular consulting in primary care for gynaecological health, in Paris, France. *Prev Med*. 2012;54(3-4):259-65. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2012.01.013>.
40. Haas JS, Brawarsky P, Iyer A, Fitzmaurice GM, Neville BA, Earle C, et al. Association of local capacity for endoscopy with individual use of colorectal cancer screening and stage at diagnosis. *Cancer*. 2010;116(12):2922-31. <http://doi.org/10.1002/cncr.25093>.

41. Halbert CH, Melvin C, Briggs V, Delmoor E, Rice LJ, Lynch C, et al. Neighborhood Satisfaction and Colorectal Cancer Screening in a Community Sample of African Americans. *J Community Health*. 2016;41(1):38-45. <http://doi.org/10.1007/s10900-015-0062-9>.
42. Henry KA, McDonald K, Sherman R, Kinney AY, Stroup AM. Association between individual and geographic factors and nonadherence to mammography screening guidelines. *J Womens Health* 2002. 2014;23(8):664-74. <http://doi.org/10.1089/jwh.2013.4668>.
43. Honein-AbouHaidar GN, Baxter NN, Moineddin R, Urbach DR, Rabeneck L, Bierman AS. Trends and inequities in colorectal cancer screening participation in Ontario, Canada, 2005-2011. *Cancer Epidemiol*. 2013;37(6):946-56. <http://doi.org/10.1016/j.canep.2013.04.007>.
44. Hsairi M, Fakhfakh R, Bellaaj R, Achour N. [Knowledge, attitudes and behaviours of women towards breast cancer screening]. *EMHJ - East Mediterr Health J* 9 1-2 87-98 2003 [Internet]. 2003 [cité 6 sept 2021]; Disponible sur: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/119247>
45. Huang Y, Zhou K, Li H, Wang A, Li J, Pang Y, et al. Knowledge, attitudes, and behaviour regarding breast cancer screening among women from different socio-economic regions in southwest China: a cross-sectional study. *Asian Pac J Cancer Prev APJCP*. 2011;12(1):203-9. PMID: 21517258
46. Hurtado JL, Bacigalupe A, Calvo M, Esnaola S, Mendizabal N, Portillo I, et al. Social inequalities in a population based colorectal cancer screening programme in the Basque Country. *BMC Public Health*. 2015;15:1021. <http://doi.org/10.1186/s12889-015-2370-5>.
47. Jadav S, Rajan SS, Abughosh S, Sansgiry SS. The Role of Socioeconomic Status and Health Care Access in Breast Cancer Screening Compliance Among Hispanics. *J Public Health Manag Pract JPHMP*. 2015;21(5):467-76. <http://doi.org/10.1097/PHH.0000000000000235>.
48. Johnston GM, Boyd CJ, MacIsaac MA. Community-based cultural predictors of Pap smear screening in Nova Scotia. *Can J Public Health Rev Can Sante Publique*. 2004;95(2):95-8. <http://doi.org/10.1007/BF03405774>.
49. Kangmennaang J, Onyango EO, Luginaah I, Elliott SJ. The next Sub Saharan African epidemic? A case study of the determinants of cervical cancer knowledge and screening in Kenya. *Soc Sci Med* 1982. 2018;197:203-12. <http://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.12.013>.
50. Lee CH, Kim YI. Effects of attitude, social influence, and self-efficacy model factors on regular mammography performance in life-transition aged women in Korea. *Asian Pac J Cancer Prev APJCP*. 2015;16(8):3429-34. <http://doi.org/10.7314/apjcp.2015.16.8.3429>.
51. Lian M, Schootman M, Yun S. Geographic variation and effect of area-level poverty rate on colorectal cancer screening. *BMC Public Health*. 2008;8(1):1-16. <http://doi.org/10.1186/1471-2458-8-358>.
52. Lofters A, Glazier RH, Agha MM, Creatore MI, Moineddin R. Inadequacy of cervical cancer screening among urban recent immigrants: a population-based study of physician and laboratory claims in Toronto, Canada. *Prev Med*. 2007;44(6):536-42. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2007.02.019>.
53. Lofters AK, Ng R, Lobb R. Primary care physician characteristics associated with cancer screening: a retrospective cohort study in Ontario, Canada. *Cancer Med*. 2015;4(2):212-23. <http://doi.org/10.1002/cam4.358>.
54. Lopez EDS, Khoury AJ, Dailey AB, Hall AG, Chisholm LR. Screening mammography: a cross-sectional study to compare characteristics of women aged 40 and older from the deep South who are current, overdue, and never screeners. *Womens Health Issues Off Publ Jacobs Inst Womens Health*. 2009;19(6):434-45. <http://doi.org/10.1016/j.whi.2009.07.008>.

55. Manica ST, Drachler M de L, Teixeira LB, Ferla AA, Gouveia HG, Anschau F, et al. Socioeconomic and regional inequalities of pap smear coverage. *Rev Gaucha Enferm.* 2016;37(1):e52287. <http://doi.org/10.1590/1983-1447.2016.01.52287>.
56. Martínez-Mesa J, Werutsky G, Campani RB, Wehrmeister FC, Barrios CH. Inequalities in Pap smear screening for cervical cancer in Brazil. *Prev Med.* 2013;57(4):366-71. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2013.06.026>.
57. Meersman SC, Breen N, Pickle LW, Meissner HI, Simon P. Access to mammography screening in a large urban population: a multi-level analysis. *Cancer Causes Control CCC.* 2009;20(8):1469-82. <http://doi.org/10.1007/s10552-009-9373-4>.
58. Moss SM, Campbell C, Melia J, Coleman D, Smith S, Parker R, et al. Performance measures in three rounds of the English bowel cancer screening pilot. *Gut.* 2012;61(1):101-7. <http://doi.org/10.1136/gut.2010.236430>.
59. Mukem S, Meng Q, Sriplung H, Tangcharoensathien V. Low Coverage and Disparities of Breast and Cervical Cancer Screening in Thai Women: Analysis of National Representative Household Surveys. *Asian Pac J Cancer Prev APJCP.* 2015;16(18):8541-51. <http://doi.org/10.7314/apjcp.2015.16.18.8541>.
60. Ojinnaka CO, Choi Y, Kum H-C, Bolin JN. Predictors of Colorectal Cancer Screening: Does Rurality Play a Role? *J Rural Health Off J Am Rural Health Assoc Natl Rural Health Care Assoc.* 2015;31(3):254-68. <http://doi.org/10.1111/jrh.12104>
61. Ouédraogo S, Dabakuyo-Yonli TS, Roussot A, Dialla PO, Pornet C, Poillot M-L, et al. [Breast cancer screening in thirteen French departments]. *Bull Cancer (Paris).* 2015;102(2):126-38. <http://doi.org/10.1016/j.bulcan.2014.07.002>.
62. Partin MR, Noorbaloochi S, Grill J, Burgess DJ, van Ryn M, Fisher DA, et al. The interrelationships between and contributions of background, cognitive, and environmental factors to colorectal cancer screening adherence. *Cancer Causes Control CCC.* 2010;21(9):1357-68. <http://doi.org/10.1007/s10552-010-9563-0>.
63. Polasek O, Kolcic I, Voncina L, Strnad M, Vuletic S, Kern J. Breast, colon, and prostate screening in the adult population of Croatia: does rural origin matter? *Rural Remote Health.* 2007;7(3):749. <http://doi.org/10.22605/RRH749>
64. Ponce NA, Huh S, Bastani R. Do HMO market level factors lead to racial/ethnic disparities in colorectal cancer screening? A comparison between high-risk Asian and Pacific Islander Americans and high-risk whites. *Med Care.* 2005;43(11):1101-8. <http://doi.org/10.1097/01.mlr.0000182487.72429.56>.
65. Rivera-Hernandez M, Galarraga O. Type of Insurance and Use of Preventive Health Services Among Older Adults in Mexico. *J Aging Health.* 2015;27(6):962-82. <http://doi.org/10.1177/0898264315569457>.
66. Sandoval JL, Himsl R, Theler J-M, Gaspoz J-M, Joost S, Guessous I. Spatial distribution of mammography adherence in a Swiss urban population and its association with socioeconomic status. *Cancer Med.* 2018;7(12):6299-307. <http://doi.org/10.1002/cam4.1829>.
67. Singal AK, Lin Y-L, Kuo Y-F, Riall T, Goodwin JS. Primary care physicians and disparities in colorectal cancer screening in the elderly. *Health Serv Res.* 2013;48(1):95-113. <http://doi.org/10.1111/j.1475-6773.2012.01433.x>.

68. Solmi F, Von Wagner C, Kobayashi LC, Raine R, Wardle J, Morris S. Decomposing socio-economic inequality in colorectal cancer screening uptake in England. *Soc Sci Med* 1982. 2015;134:76-86. <http://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.04.010>.
69. Soneji S, Armstrong K, Asch DA. Socioeconomic and physician supply determinants of racial disparities in colorectal cancer screening. *J Oncol Pract*. 2012;8(5):e125-134. <http://doi.org/10.1200/JOP.2011.000511>.
70. Sözmen K, Unal B, Sakarya S, Dinc G, Yardim N, Keskinilic B, et al. Determinants of Breast and Cervical Cancer Screening Uptake Among Women in Turkey. *Asia Pac J Public Health*. 2016;28(6):528-38. <http://doi.org/10.1177/1010539516654541>.
71. Sun J, March S, Ireland MJ, Crawford-Williams F, Goodwin B, Hyde MK, et al. Socio-demographic factors drive regional differences in participation in the National Bowel Cancer Screening Program - An ecological analysis. *Aust N Z J Public Health*. 2018;42(1):92-7. <http://doi.org/10.1111/1753-6405.12722>.
72. Tangka FK, Subramanian S, Mobley LR, Hoover S, Wang J, Hall IJ, et al. Racial and ethnic disparities among state Medicaid programs for breast cancer screening. *Prev Med*. 2017;102:59-64. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2017.06.024>.
73. Theme Filha MM, Leal M do C, Oliveira EFV de, Esteves-Pereira AP, Gama SGN da. Regional and social inequalities in the performance of Pap test and screening mammography and their correlation with lifestyle: Brazilian national health survey, 2013. *Int J Equity Health*. 2016;15(1):136. <http://doi.org/10.1186/s12939-016-0430-9>.
74. Todorova I, Baban A, Alexandrova-Karamanova A, Bradley J. Inequalities in cervical cancer screening in Eastern Europe: perspectives from Bulgaria and Romania. *Int J Public Health*. 2009;54(4):222-32. <http://doi.org/10.1007/s00038-009-8040-6>.
75. Vahabi M, Lofters A, Kumar M, Glazier RH. Breast cancer screening disparities among urban immigrants: a population-based study in Ontario, Canada. *BMC Public Health*. 2015;15:679. <http://doi.org/10.1186/s12889-015-2050-5>.
76. Vahabi M, Lofters A, Kumar M, Glazier RH. Breast cancer screening disparities among immigrant women by world region of origin: a population-based study in Ontario, Canada. *Cancer Med*. 2016;5(7):1670-86. <http://doi.org/10.1002/cam4.700>.
77. Walsh B, O'Neill C. Socioeconomic disparities across ethnicities: an application to cervical cancer screening. *Am J Manag Care*. 2015;21(9):e527-536. PMID: 26618440
78. Ward PR, Javanparast S, Matt MA, Martini A, Tsourtos G, Cole S, et al. Equity of colorectal cancer screening: cross-sectional analysis of National Bowel Cancer Screening Program data for South Australia. *Aust N Z J Public Health*. 2011;35(1):61-5. <http://doi.org/10.1111/j.1753-6405.2010.00637.x>.
79. Wee LE, Cher WQ, Sin D, Li ZC, Koh GC-H. Primary care characteristics and their association with health screening in a low-socioeconomic status public rental-flat population in Singapore- a mixed methods study. *BMC Fam Pract*. 2016;17:16. <http://doi.org/10.1186/s12875-016-0411-5>.
80. Wharam JF, Zhang F, Xu X, Landon BE, Ross-Degnan D. National trends and disparities in cervical cancer screening among commercially insured Women, 2001-2010. *Cancer Epidemiol Biomark Prev Publ Am Assoc Cancer Res Cosponsored Am Soc Prev Oncol*. 2014;23(11):2366-73. <http://doi.org/10.1158/1055-9965.EPI-13-1202>.

81. Whop LJ, Garvey G, Baade P, Cunningham J, Lokuge K, Brotherton JML, et al. The first comprehensive report on Indigenous Australian women's inequalities in cervical screening: A retrospective registry cohort study in Queensland, Australia (2000-2011). *Cancer*. 2016;122(10):1560-9. <http://doi.org/10.1002/cncr.29954>.
82. Willems B, Bracke P. The impact of regional screening policies on the diffusion of cancer screening participation in Belgium: time trends in educational inequalities in Flanders and Wallonia. *BMC Health Serv Res*. 2018;18(1):943. <http://doi.org/10.1186/s12913-018-3746-x>.
83. Willoughby BJ, Faulkner K, Stamp EC, Whitaker CJ. A descriptive study of the decline in cervical screening coverage rates in the North East and Yorkshire and the Humber Regions of the UK from 1995 to 2005. *J Public Health*. 2006;28(4):355-60. <http://doi.org/10.1093/pubmed/fdl062>.
84. You H, Gu H, Zhang N, Fan H, Kou Y, Cui N, et al. Why hasn't this woman been screened for breast and cervical cancer? - Evidence from a Chinese population-based study. *Public Health*. 2019;168:83-91. <http://doi.org/10.1016/j.puhe.2018.12.007>.
85. McLeod L, Buckley G, Sweetman A. Ontario primary care models: a descriptive study. *CMAJ Open*. 2016;4(4):E679-88. <http://doi.org/10.9778/cmajo.20160069>.
86. Vlahov D, Galea S. Urbanization, urbanicity, and health. *J Urban Health Bull N Y Acad Med*. 2002;79(4 Suppl 1):S1-12. http://doi.org/10.1093/jurban/79.suppl_1.s1.
87. Townsend P. Deprivation*. *J Soc Policy*. avr 1987;16(2):125-146. <http://doi.org/10.1017/S0047279400020341>.
88. Hart JT. The inverse care law. *The Lancet*. 1971;297(7696):405-12. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(71\)92410-X](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(71)92410-X)
89. Organisation Mondiale de la Santé. Cancer [Internet][cité 7 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/cancer>
90. Tolonen H, Helakorpi S, Talala K, Helasoja V, Martelin T, Prättälä R. 25-year trends and socio-demographic differences in response rates: Finnish adult health behaviour survey. *Eur J Epidemiol*. 2006;21(6):409-15. <http://doi.org/10.1007/s10654-006-9019-8>.
91. Lorant V, Boland B, Humblet P, Deliège D. Equity in prevention and health care. *J Epidemiol Community Health*. 2002;56(7):510-6. <http://doi.org/10.1136/jech.56.7.510>.
92. Rauscher GH, Johnson TP, Cho YI, Walk JA. Accuracy of self-reported cancer-screening histories: a meta-analysis. *Cancer Epidemiol Biomark Prev Publ Am Assoc Cancer Res Cosponsored Am Soc Prev Oncol*. 2008;17(4):748-57. <http://doi.org/10.1158/1055-9965.EPI-07-2629>.
93. Burgess DJ, Powell AA, Griffin JM, Partin MR. Race and the validity of self-reported cancer screening behaviors: development of a conceptual model. *Prev Med*. 2009;48(2):99-107. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2008.11.014>.
94. Pickett KE, Pearl M. Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. *J Epidemiol Community Health*. 2001;55(2):111-22. <http://doi.org/10.1136/jech.55.2.111>.
95. Openshaw S. The modifiable areal unit problem. 1983. 40 p. ISBN: 9780860941347
96. Kwan M-P. The Uncertain Geographic Context Problem. *Ann Assoc Am Geogr*. 2012;102(5):958-68. <http://doi.org/10.1080/00045608.2012.687349>
97. Diez Roux AV, Mair C. Neighborhoods and health. *Ann N Y Acad Sci*. 2010;1186:125-45. <http://doi.org/10.1111/j.1749-6632.2009.05333.x>.

98. Zambrana RE, Breen N, Fox SA, Gutierrez-Mohamed ML. Use of cancer screening practices by Hispanic women: analyses by subgroup. *Prev Med.* 1999;29(6 Pt 1):466-77. <http://doi.org/10.1006/pmed.1999.0566>.
99. Maxwell AE, Bastani R, Warda US. Demographic predictors of cancer screening among Filipino and Korean immigrants in the United States. *Am J Prev Med.* 2000;18(1):62-8. [http://doi.org/10.1016/s0749-3797\(99\)00110-5](http://doi.org/10.1016/s0749-3797(99)00110-5).
100. Uniform requirements for manuscripts submitted to biomedical journals: Writing and editing for biomedical publication. *J Pharmacol Pharmacother.* 2010;1(1):42-58. Disponible sur: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3142758/pdf/JPP-1-42.pdf>
101. Merlo J, Wagner P, Austin PC, Subramanian S, Leckie G. General and specific contextual effects in multilevel regression analyses and their paradoxical relationship: A conceptual tutorial. *SSM - Popul Health.* 2018;5:33-7. <http://doi.org/10.1016/j.ssmph.2018.05.006>.
102. Dickersin K. Systematic reviews in epidemiology: why are we so far behind? *Int J Epidemiol.* 2002;31(1):6-12. <http://doi.org/10.1093/ije/31.1.6>
103. Nations Unies. La Déclaration universelle des droits de l'homme [Internet] [cité 7 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.un.org/fr/universal-declaration-human-rights/>
104. Arcaya MC, Arcaya AL, Subramanian SV. Inequalities in health: definitions, concepts, and theories. *Glob Health Action.* 2015;8:27106. <http://doi.org/10.3402/gha.v8.27106>.
105. Sen A. Why health equity? *Health Econ.* 2002;11(8):659-66. <http://doi.org/10.1002/hec.762>.
106. Mackenbach JP, Meerding WJ, Kunst AE. Economic costs of health inequalities in the European Union. *J Epidemiol Community Health.* 2011;65(5):412-9. <http://doi.org/10.1136/jech.2010.112680>.
107. LaVeist TA, Gaskin D, Richard P. Estimating the Economic Burden of Racial Health Inequalities in the United States. *Int J Health Serv.* 2011;41(2):231-8. <http://doi.org/10.2190/HS.41.2.c>.

Chapitre III. Contexte français

1. Les iniquités de santé

1.1. Les prémices

Comme nous l'avons vu dans le 1^{er} chapitre, la France a fait partie des pionniers dans la recherche sur les iniquités de santé, notamment au travers des travaux de Villermé (1,2), mais aussi de quelques-uns de ses contemporains (3,4). Cette tendance n'a pas perduré, et à l'inverse, il aura fallu attendre la seconde moitié du XX^{ème} siècle pour que les iniquités de santé retrouvent un réel écho dans la recherche française (5).

Les travaux de l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (Insee, créé en 1946) ont participé activement à ce renouveau, au travers d'études sur les différences de mortalité par catégorie socio-professionnelle, héritées de l'école anglaise. En 1965, l'Insee publiait « La mortalité différentielle suivant le milieu social » (6). Les auteurs avaient suivi 460 000 hommes de 30 à 70 ans pendant 6 ans, Français nés en France, tirés au hasard dans le recensement de l'Insee de 1954. La mortalité toutes-causes était stratifiée en fonction de 16 catégories socio-professionnelles. Les conclusions des auteurs étaient très nettes : « sur 100 instituteurs de 35 ans, 73 atteignent 70 ans, tandis que sur 100 manœuvres, 50 seulement parviennent à cet âge. ». Ils identifièrent aussi un gradient de mortalité, avec, de la plus faible à la plus élevée : les instituteurs de l'enseignement public, les professions libérales et cadres supérieurs, le clergé catholique, les techniciens du secteur privé, les cadres moyens du secteur public, les cadres moyens du secteur privé, les contremaîtres et ouvriers qualifiés du secteur public, les agriculteurs exploitants, les employés de bureau du secteur public, les patrons de l'industrie et du commerce, les employés de bureau du secteur privé, les contremaîtres et ouvriers qualifiés du secteur privé, les ouvriers spécialisés du secteur public, les ouvriers spécialisés du secteur privé, les salariés agricoles, et, en dernière position, les manœuvres.

Ces analyses ont été actualisées et approfondies pour la période 1975-1980 (7). L'ordre du gradient de mortalité n'avait presque pas changé : les professeurs (7% de décès entre 35 et 60 ans), les ingénieurs (8%), les instituteurs (9,1%), les cadres administratifs supérieurs (9,8%), les professions libérales (10%), les contremaîtres (11,6%), les techniciens (11,7%), les industriels et gros commerçants (12%), les artisans (12,4%), les cadres administratifs moyens (12,6%), les patrons de l'industrie et du commerce (13,4%), les petits commerçants (14,8%), les employés de commerce (15,5%), les employés de bureau (15,7%), l'armée et la police (16,5%), les ouvriers qualifiés (17%), les ouvriers spécialisés (18,6%), les manœuvres (25%), et, en dernière position, les inactifs (47%). Les auteurs observaient que, malgré une augmentation de l'espérance de vie globale, les plus exposés à une mortalité précoce dans l'étude précédente étaient ceux pour lesquels cette mortalité avait le moins diminué. En conséquence, les écarts se creusaient. Ce travail proposait une première analyse chez les femmes, montrant ici aussi un gradient de mortalité : les employées (4,5% de décès entre 35 et 60 ans), les institutrices (4,9%), les cadres supérieures (4,9%), les techniciennes et cadres administratives moyennes (5,1%), les ouvrières qualifiées (5,6%), les artisanes et petites commerçantes (5,7%), les agricultrices (5,8%), les ouvrières spécialisées et manœuvres (5,8%), les femmes de ménage (6,3%), les employées de service (6,7%) et enfin les inactives (8,9% - notons que 50% des femmes étaient alors actives). D'autres caractéristiques étaient considérées : la mortalité des ouvriers et des manœuvres était plus forte dans les grandes villes, et particulièrement à Paris (respectivement +40% et +100%), les propriétaires vivaient plus longtemps que les locataires à emploi égal, la mortalité des femmes

était fortement impactée par le peuplement de leur logement, et enfin, on observait des différences entre les régions. Les données étaient aussi stratifiées par cause du décès, et l'on observait le même classement pour chaque cause, différencié uniquement par l'ampleur des écarts. Les écarts les plus importants étaient mesurés pour les cancers et les maladies de l'appareil circulatoire. Selon les auteurs, ces écarts s'expliquaient par des « soins qui jusqu'ici, semblent avoir profité surtout aux catégories supérieures ».

1.2. Iniquités de santé, recherche et politique

Les années 1980-1990 vont marquer une première reconnaissance politique du phénomène. Les premières réactions face à ces constats vont être d'incriminer deux éléments : les comportements individuels et le système de soin (8,9). La vision politique des iniquités de santé s'élargira un peu avec la publication, en 1994, de « La santé en France – Rapport général » (10). On y retrouvait les notions de déterminants de la santé (principalement liés aux comportements individuels et aux déficiences du système de santé), d'inégalités sociales de santé, et des différences inter-régionales de santé. La lutte pour la réduction des iniquités y était abordée, dépassant le cadre habituel, en insistant sur les politiques de logement et d'emploi, et sur l'importance jusqu'ici ignorée de la santé publique. Le rapport insistait sur la nécessité de développer cette approche, tout en posant une question fondamentale : « Notre société, individualiste et dominée par de puissants intérêts corporatifs et conservateurs est-elle capable de donner sa place à cette culture ? ». Le rapport suivant, « La santé en France 1994-1998 » (11) suivait la même logique, insistant peut-être encore plus sur les comportements individuels et la nécessité de les prévenir. Dans les faits, cette prévention n'était centrée qu'autour de l'offre et de la demande, traitement symptomatique des iniquités de santé, qui en ignore les causes.

Un tournant majeur est pris avec la publication en 2000, sous l'égide de l'Inserm, de la première monographie française sur les iniquités de santé (12). Après un état des lieux de la situation française à l'époque, et des différentes mesures et méthodes pour l'étude des iniquités de santé, ce document compilait les différentes preuves d'iniquités par domaine : mortalité, indicateurs de santé globaux, santé périnatale, santé des enfants, des adolescents, des personnes âgées, maladies cardio-vasculaires, cancers, troubles mentaux, santé bucco-dentaire, syndrome d'immunodéficience acquise, et handicaps et incapacités. Les dynamiques d'inégalités de revenus, de logement, d'éducation, la santé au travail, les iniquités de genre, les comportements, l'accès aux soins, et la cohésion sociale en santé étaient autant d'éléments discutés comme « Clés d'interprétation ». Cette publication remettra en lumière la thématique des iniquités de santé, qui sera dès lors bien plus intégrée en recherche et en politique.

En 2002, dans « La santé en France 2002 » (13), une longue partie était réservée aux « Inégalités et disparités de santé en France ». Le rapport insistait sur plusieurs points d'importance : déjà, que les études étaient trop rares en France, « sans doute parce que les performances de notre système de soins curatifs — et les ressources importantes qu'il mobilise — ont longtemps entretenu le préjugé d'un système de santé égalitaire et de besoins de santé identiques pour tous ». On y trouvait plusieurs exemples d'iniquités sociales et spatiales de santé (notamment un gradient Nord/Sud en défaveur du Nord), et le rapport soulignait l'importance des niveaux d'urbanisation et de l'interaction socio-spatiale (« Le contexte régional (environnemental, socio-économique, culturel, etc.) comme un facteur essentiel des disparités socio-spatiales de santé »). Enfin, le rapport insistait sur la nécessité de « comprendre et lutter contre les inégalités

de santé » aux travers des « déterminants individuels et collectifs », grâce aux « analyses multiniveaux » et « leur intérêt pour les comparaisons internationales et interrégionales ». Les propositions issues du rapport étaient pourtant principalement basées, ici encore, sur les comportements individuels et le système de santé.

Encadré 4 - L'approche « universelle » française

Une particularité française est l'adoption précoce de l'approche « universelle » des soins (*i.e.* une volonté d'accès universel aux soins) qui se cristalliserait, en 1945, avec la création de la sécurité sociale (et, en 1999, de celle de la couverture maladie universelle). Étonnamment, celle-ci a sans doute été un frein au développement de la recherche sur les iniquités en santé. Nous l'avons déjà abordé, mais l'accès à la santé et l'accès aux soins sont deux entités différentes. Pourtant, on a longtemps cru - à tort - que l'accès « universel » aux soins permettait une réduction suffisante des iniquités de santé.

Il faudra attendre le 9 août 2004, avec la promulgation de la loi relative à la santé publique (14) pour que la réduction des iniquités de santé, par la prise en compte de « l'ensemble des déterminants de la santé », figure dans le corpus législatif. C'était, depuis 1902, la première loi qui comportait « santé publique » dans son intitulé (15). Cette loi fixait 100 objectifs, pour aller « vers une logique de résultats ». Ces résultats ont été publiés en 2010 (16). Dix objectifs étaient globalement atteints, 13 partiellement atteints (au moins l'une des populations cibles qu'ils visaient ou l'un des sous-objectifs qu'ils comportaient était atteint), 33 étaient non-atteints (aucune tendance ou tendance défavorable) et 44 n'ont pas pu être évalués. Nous n'allons pas revenir sur les 100 objectifs, mais le constat d'échec est édifiant, par exemple, l'objectif sur l'obésité de l'enfant était « atteint », mais « entaché de fortes inégalités entre catégories socioprofessionnelles », l'objectif sur le syndrome d'immunodéficience acquise était « atteint » avant la promulgation de la loi, mais « certaines régions telles la Guyane et l'Ile-de-France sont particulièrement touchées », l'objectif sur la tuberculose était « atteint » mais pas « dans les régions à très forte prévalence (Ile-de-France et Guyane), qui concentrent l'essentiel des cas », touchant plus particulièrement les immigrés d'Afrique Sub-saharienne et les sans domicile fixe, l'objectif sur la consommation de fruits et légumes « était atteint en moyenne, mais pas dans les catégories socioprofessionnelles défavorisées, ni chez l'enfant », l'objectif sur la santé bucco-dentaire avait un « bilan [...] positif, en moyenne chez les enfants de 12 ans, mais pas dans certaines catégories socioprofessionnelles ; le bilan est négatif chez les enfants de 6 ans. », l'objectif sur le tabagisme quotidien montrait une « tendance favorable mais de niveau encore insuffisant parmi les femmes, et négatif pour les hommes et dans certaines catégories socioprofessionnelles », les objectifs liés à la consommation d'alcool n'étaient pas atteints, les objectifs liés aux suicides montraient une « évolution très lente, surtout chez les jeunes, avec de grandes disparités régionales. » etc. Seulement 2 objectifs avaient trait directement aux iniquités sociales et territoriales. Le premier, la réduction des obstacles financiers à l'accès aux soins, montrait une évolution défavorable, avec un taux de renoncement aux soins qui augmentait entre 2004 et 2008. Le second, la réduction des inégalités devant la maladie et la mort, n'a pas été évalué. Cette loi n'aura donc pas eu l'effet escompté – et, même si l'on n'en trouve aucune mention dans le rapport, les maigres améliorations, en étant socialement stratifiées, ont probablement agrandi les écarts et renforcé les iniquités de santé.

Le Haut Conseil de la Santé Publique publiait en 2009 « Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité » (17). Ce rapport pointait notamment l'absence de politique explicite de

réduction des iniquités de santé et l'inefficacité des mesures prises jusqu'alors (on retrouvait la même idée dans un rapport de l'inspection générale des affaires sociales (Igas, créé en 1967) : « Il n'existe pas de stratégie explicite de réduction des inégalités de santé en France »). Encore une fois, le rapport se basait sur les travaux, de plus en plus nombreux, issus de la recherche, constatant des iniquités de mortalité qui augmentaient (notamment pour les chômeurs et chômeuses, de plus en plus nombreux), présentes pour la « quasi-totalité des pathologies, des facteurs de risque et des états de santé, déficiences, handicaps ou encore la santé perçue. ». Les déterminants sociaux de la santé y étaient mieux définis, on trouvait : l'accès à l'éducation, le revenu, les conditions de vie dans l'enfance, l'accès à l'emploi (« Ne pas travailler est un risque pour la santé. » *[sic]*), les conditions de travail, les conditions de vie, l'environnement, l'intégration sociale, les comportements (de causes individuelles ou contextuelles), les systèmes de soin et de prévention, ou encore les iniquités contextuelles et territoriales. Une partie était réservée aux interventions et aux politiques publiques pour réduire les iniquités de santé, avec un bilan des rares expériences françaises. Le rapport proposait enfin « d'afficher clairement l'objectif de réduction des inégalités sociales de santé », de « se donner les moyens de mesurer les évolutions ».

La situation ne s'est pas améliorée pour autant, puisque le rapport « Les inégalités sociales de santé » de 2017, (18) commençait par « Le contexte est connu. La France fait partie des pays où les inégalités sociales de mortalité et de santé sont les plus élevées en Europe occidentale et celles-ci n'ont eu aucune tendance à régresser ces dernières années ». Ce rapport était très complet sur les différents développements méthodologiques issus de la recherche. Notons toutefois la place importante faite à la recherche interventionnelle, et la partie réservée aux indicateurs agrégés de contexte social, notamment les indicateurs FDep (« *French DEPrivation* ») (19) et EDI (Indicateur Européen de Défavorisation – « *European Deprivation Index* ») (20). C'est ce dernier que nous utiliserons dans le prochain chapitre.

1.3. Le cas des cancers

Comme dit précédemment, on trouvait déjà dans la monographie de 2000 (12) un chapitre réservé aux iniquités face aux cancers (21), principalement pour les plus fréquents et les plus graves (poumon, sein, côlon-rectum). Les auteurs soulignaient les très rares études françaises sur la relation entre le statut socio-économique et l'incidence, la survie, et la mortalité des cancers (22–24). Ils concluaient : « Si l'on veut mieux comprendre les mécanismes à l'origine des inégalités de santé dans notre pays, il sera nécessaire d'améliorer la précision des données cliniques et la disponibilité des données comportant une information sur le statut socio-économique dans les registres du cancer ou d'autres recueils de données portant sur de grandes populations. ».

La nécessité de la lutte contre le cancer, et les moyens qui lui sont alloués, sont autant de facteurs qui expliquent probablement aujourd'hui sa place centrale dans les recherches contre les iniquités de santé. Cela était particulièrement visible dans le Plan cancer 2009-2013 (réellement lancé fin 2010), dans lequel « une meilleure prise en compte des inégalités de santé face au cancer et à la mise en œuvre de mesures visant leur correction » était l'un des quatre points principaux, « mieux prendre en compte les inégalités de santé pour assurer plus d'équité et d'efficacité dans l'ensemble des mesures de lutte contre les cancers » l'un des trois thèmes transversaux, et « lutter contre les inégalités d'accès et de recours aux dépistages. » l'une des 3 mesures phares. Les résultats de ce Plan cancer ont été publiés en 2013. Encore une fois, il semble que la lutte contre

les iniquités de santé ait été insuffisante puisque « les efforts sont à poursuivre dans la connaissance et la compréhension des inégalités face au cancer afin d'agir pour les réduire » et que « malgré les actions mises en œuvre, le Plan n'a pas abouti à hauteur des résultats attendus face aux principaux facteurs de risque de cancers et dans la participation au dépistage ». Même si le Plan cancer 2014-2019 (25) annonçait suivre la même voie (un « plan de lutte contre les inégalités » (26)), il ne sera en réalité pas beaucoup plus ambitieux ni plus efficace dans la lutte contre les iniquités de santé. Selon le rapport publié en 2020 (27) : « Au-delà l'insuffisance des actions affichées au départ du Plan, il apparaît que les indicateurs d'évaluation du Plan arrêtés en 2014 ne permettent pas de mesurer l'impact du Plan sur la réduction des inégalités [...], il n'est souvent pas possible d'apprécier l'efficacité de ce qui a été fait ou, pire, il y a des raisons de penser que les inégalités se sont aggravées ». Le Haut Conseil de la Santé Publique fera le même constat (28), en soulignant que « le Plan cancer 2014-2019 ne paraît guère apporter d'impulsion nouvelle dans la lutte contre les inégalités sociales et territoriales de santé. » et que « la lutte contre les fortes inégalités sociales en ce qui concerne les mesures de prévention, dont l'affichage est plus soutenu dans le Plan cancer 2014-2019, reste pourtant enfermée dans une logique essentiellement individuelle d'adaptation, portant sur les déterminants. Les conséquences de l'échec observé à ce sujet au cours des deux premiers Plans cancer n'ont donc pas encore été tirées ». Le développement important des recherches (excepté pour les sciences humaines et sociales) est tout de même mis en avant dans les rares points positifs de ce rapport.

2. Les cancers en France

2.1. Epidémiologie générale des cancers en France

Il n'existe pas de registre national des cancers en France. Les premiers registres (Bas-Rhin, 1975 ; Doubs, 1976 ; Calvados, 1978 ; Isère, 1978) ont été créés sur des initiatives individuelles. Une première structuration entre ces registres s'est faite au travers de la création, en 1986, du Comité National des Registres (qui deviendra le Comité d'Évaluation des Registres en 2014). D'autres registres, généraux (tous les cancers, mais moins détaillés) ou spécialisés (une ou quelques localisations, mais plus détaillées) voient le jour. En 1988, 25 structures (29) enregistraient les cancers. En 1991, les registres se regroupèrent, formant le réseau des registres français FRANCIM (FRANce Cancer Incidence et Mortalité), qui comptait alors 16 registres (8 généraux, 8 spécialisés). En 2019, 17 registres généraux couvraient 22 départements (26% de la population), aux côtés des 10 registres spécialisés. Ce sont ces données qui servent principalement, en France, à estimer l'incidence, la survie, et la mortalité par cancer.

2.2. Iniquités et incidence, survie et mortalité en France

En 2018 (30), on estimait à 382 000 le nombre de nouveaux cas de cancer diagnostiqués (**Figure 17** – Incidence tous cancers par région, standardisée sur l'âge). Les cinq cancers les plus diagnostiqués étaient les cancers du sein (15%), de la prostate (13%), du poumon (12%), du côlon-rectum (11%) et du rein (4%). Entre 1990 et 2018, le nombre de cas de cancer a augmenté de 65% pour les hommes et de 93% chez les femmes. L'incidence des cancers par région est disponible dans le **Tableau 2**.

La relation entre statut socio-économique et incidence des cancers est complexe. Selon une étude de 2016 (31), portant sur 15 localisations de cancer⁷ dans les départements de France métropolitaine couverts par les registres, une partie des cancers étaient plus fréquents à mesure que la défavorisation (mesuré par l'Indicateur Européen de Défavorisation (EDI)) de la zone d'habitation (les Îlots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS)) augmentait. C'était le cas des cancers de l'estomac, du foie, des lèvres-bouche-pharynx, et du poumon. Spécifiquement pour les femmes, c'était aussi le cas des cancers du col de l'utérus, et spécifiquement pour les hommes, c'était aussi le cas des cancers du larynx (non étudiés chez les femmes), de l'œsophage (non étudiés chez les femmes), du pancréas et de la vessie. Quelques localisations de cancer étaient plus fréquentes à mesure que la défavorisation de la zone d'habitation diminuait. C'était le cas pour les mélanomes. Spécifiquement pour les femmes, c'était aussi le cas des cancers de l'ovaire et du sein, et spécifiquement pour les hommes, c'était aussi le cas des cancers de la prostate et du testicule. Enfin, il n'y avait pas de tendance pour les localisations restantes (pour les deux sexes : cancers du côlon-rectum, du rein, du système nerveux central, de la thyroïde ; pour les femmes : cancers du corps de l'utérus, du pancréas, et de la vessie). Une étude menée en Guadeloupe et en Martinique (32) a montré une sur-incidence à mesure que la défavorisation (indicateur spécifique) des zones d'habitation (IRIS) augmentait pour les cancers de l'estomac spécifiquement chez les femmes. Les cancers de la prostate étaient plus fréquents dans les zones d'habitation de défavorisation moyenne. Les autres localisations étudiées (pour les deux sexes :

⁷ Les résultats des hémopathies malignes ont été exclus

cancers du côlon-rectum, du poumon et des voies aéro-digestives supérieures ; pour les femmes : cancers du sein, du col de l'utérus ; pour les hommes : cancers de l'estomac) ne montraient pas d'association statistiquement significative.

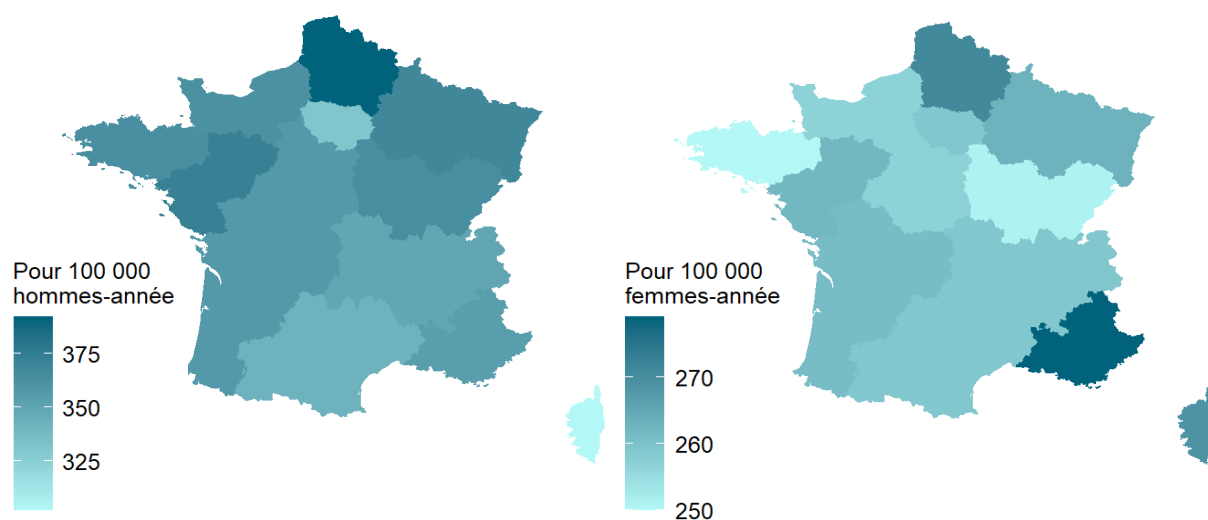


Figure 17 – Incidence tous cancers par région, standardisée sur l'âge (2007-2016)

Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>)

Concernant la survie à 5 ans après un diagnostic de cancer, on observe de fortes disparités en fonction des localisations en France métropolitaine (pas de résultats pour les départements et régions d'outre-mer) (33), de 96% pour les cancers de la thyroïde à 10% pour les mésothéliomes de la plèvre. Les auteurs ont ainsi classé les localisations en fonction de leur pronostic. Les cancers de pronostic favorable étaient caractérisés par une survie nette⁸ standardisée à 5 ans supérieure à 65% (55% des tumeurs solides chez les femmes et 40% chez les hommes), avec, par ordre décroissant, les cancers de la thyroïde, de la prostate, les mélanomes de la peau, les cancers du testicule, du sein, du corps de l'utérus, les mélanomes de l'uvée, les cancers du rein et du pénis. Venaient ensuite les cancers de pronostic intermédiaire, caractérisés par une survie nette standardisée à 5 ans entre 65 et 33% (26% des tumeurs solides chez les femmes et 28% chez les hommes), avec les cancers du côlon-rectum, du col de l'utérus, de la vulve, du larynx, de l'intestin grêle, de la vessie, des cavités nasales, des lèvres-bouche-pharynx, du vagin et de l'ovaire. Enfin, les cancers de pronostic défavorable, caractérisés par une survie nette à 5 ans standardisée inférieure à 33% (19% des cancers chez les femmes et 32% chez les hommes), avec les cancers de l'estomac, du système nerveux central, de la vésicule ou des voies biliaires, du poumon, du foie, de l'œsophage, du pancréas et les mésothéliomes de la plèvre. Entre 1990 et 2015, grâce aux progrès du système de santé, avec une détection plus précoce et une meilleure prise en charge thérapeutique, la survie s'est améliorée pour la plupart des tumeurs solides et pour la quasi-totalité des classes d'âge (pas de tendance pour les cancers du testicule, détérioration pour les cancers de la vessie chez les individus diagnostiqués à moins de 50 ans et les cancers du col de l'utérus chez les femmes de 60 ans et plus). Il faut toutefois noter qu'on observe de fortes différences dans ces améliorations en fonction des localisations.

⁸ Survie qui serait observée si la seule cause de décès possible était le cancer étudié

La survie par cancer en fonction du contexte social suit la même tendance générale que dans les autres pays, avec une survie plus courte à mesure que l'on descend l'échelle de la hiérarchie sociale. En 2018, Tron (34) montrait que la survie était moins bonne pour la plupart des localisations dans les zones d'habitation (IRIS) les plus défavorisées (EDI). Les auteurs trouvaient des iniquités sociales de survie pour les cancers du pancréas à 1 an et du côlon-rectum à 1 et 5 ans. Spécifiquement chez les femmes, les auteurs observaient des iniquités de survie pour les cancers du corps de l'utérus à 1 an, de la vessie à 1 an, de la tête et du cou à 5 ans, des voies biliaires à 5 ans, du col de l'utérus à 5 ans, de l'œsophage à 1 et 5 ans, et du sein à 1 et 5 ans. Malgré des estimateurs suivant généralement la même tendance, les différences n'étaient pas significatives pour les cancers de l'estomac, du foie, du poumon, de l'ovaire, du rein, du système nerveux central, de la thyroïde et pour les mélanomes. Spécifiquement chez les hommes, les auteurs observaient des iniquités de survie pour les cancers de l'œsophage à 1 an, de l'estomac à 1 an, du poumon à 5 ans, de la prostate à 5 ans, de la tête et du cou à 1 et 5 ans, du foie à 1 et 5 ans, et de la vessie à 1 et 5 ans. Malgré des estimateurs suivant généralement la même tendance, les différences n'étaient pas significatives pour les cancers des voies biliaires, du rein, du système nerveux central, de la thyroïde et les mélanomes.

Les cancers sont la première cause de mortalité en France, depuis longtemps (**Figure 18 – Mortalité tous cancers par région, standardisée sur l'âge**). En 2018, on estimait que 157 400 individus étaient morts d'un cancer (environ 26% des décès). Les cinq cancers les plus mortels étaient les cancers du poumon (21%), du côlon-rectum (11%), du sein (8%), du pancréas (7%) et du foie (6%). Entre 1990 et 2018, le nombre de décès par cancer a augmenté de 6% pour les hommes et de 26% pour les femmes. La mortalité des cancers par région est disponible dans le **Tableau 2**.

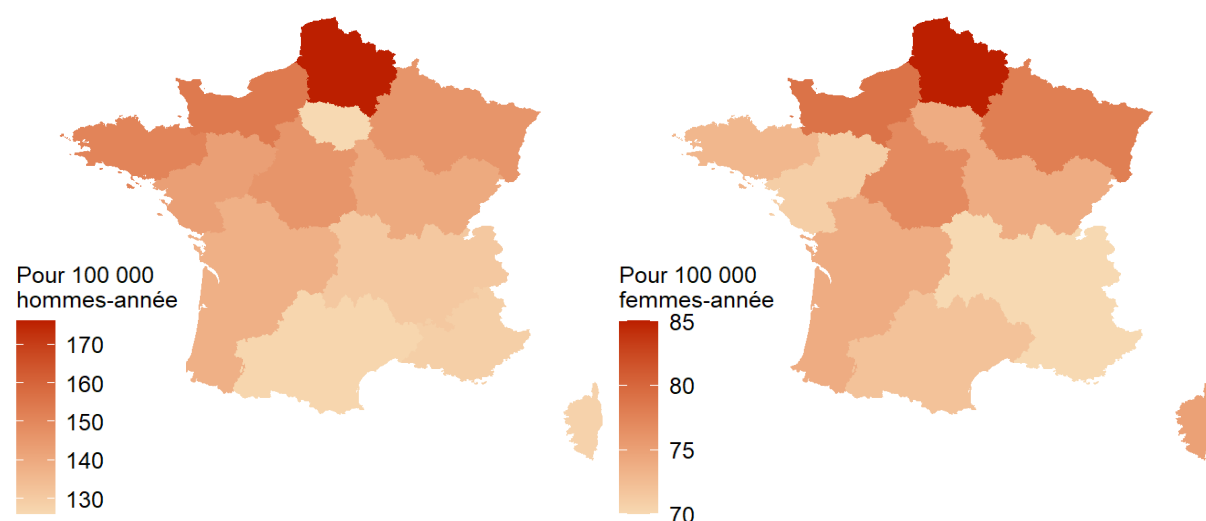


Figure 18 – Mortalité tous cancers par région, standardisée sur l'âge (2007-2014)

Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>)

La mortalité était associée au statut socio-économique dans une étude de 2013, utilisant les certificats de décès de l'échantillon démographique permanent entre 1999 et 2007 (35). On observait une surmortalité chez les individus avec un plus faible niveau scolaire pour toutes les localisations confondues et les cancers des voies aéro-digestives supérieures. On observait une surmortalité chez les femmes avec un plus faible niveau scolaire pour les cancers de l'utérus (effet non significatif pour les cancers du sein, du poumon, du côlon-rectum, de l'ovaire, du pancréas, du cerveau et du système nerveux central, de l'œsophage, de l'estomac, du rein, du foie et de la vessie).

On observait une surmortalité chez les hommes avec un plus faible niveau scolaire pour les cancers du poumon, du foie, de l'œsophage, du pancréas, de l'estomac et de la vessie (effet non significatif pour les cancers du côlon-rectum, de la prostate, du rein, du cerveau et du système nerveux central).

Région % population française	Nombre de cancers % des cancers en France	3 cancers les plus fréquents par région	Nombre de morts par cancer % des morts par cancer en France	3 cancers les plus mortels par région
France	Cancers diagnostiqués : 359 676		Morts par cancers : 154 073	
Auvergne-Rhône-Alpes 12%	42 428 12%	Sein (15%) Prostate(15%) Côlon-rectum(12%)	17 600 11%	Poumon(19%) Côlon-rectum(11%) Sein(8%)
Bourgogne-Franche-Comté 4%	17 173 5%	Prostate(16%) Sein(13%) Côlon-rectum(12%)	7 555 5%	Poumon(20%) Côlon-rectum(11%) Sein(7%)
Bretagne 5%	19 018 5%	Prostate(15%) Sein(13%) Côlon-rectum(12%)	8 624 6%	Poumon(18%) Côlon-rectum(11%) Sein(7%)
Centre-Val de Loire 4%	15 422 4%	Prostate(15%) Sein(15%) Côlon-rectum(12%)	7 001 5%	Poumon(18%) Côlon-rectum(12%) Sein(8%)
Corse 0,5%	1 802 0,5%	Poumon(15%) Sein(15%) Prostate(11%)	843 0,6%	Poumon(25%) Côlon-rectum(9%) Sein(7%)
Grand Est 8%	31 909 9%	Prostate(15%) Sein(14%) Poumon(12%)	13 749 9%	Poumon(21%) Côlon-rectum(11%) Sein(7%)
Hauts-de-France 9%	32 661 9%	Sein(15%) Prostate(13%) Côlon-rectum(12%)	15 150 10%	Poumon(19%) Côlon-rectum(11%) Sein(8%)
Île-de-France 19%	54 018 15%	Sein(17%) Prostate(13%) Poumon(11%)	21 536 14%	Poumon(20%) Côlon-rectum(10%) Sein(9%)
Normandie 5%	19 197 5%	Sein(14%) Prostate(14%) Côlon-rectum(12%)	8 782 6%	Poumon(19%) Côlon-rectum(11%) Sein(8%)
Nouvelle-Aquitaine 9%	36 939 10%	Prostate(15%) Sein(14%) Côlon-rectum(13%)	16 219 11%	Poumon(19%) Côlon-rectum(11%) Sein(7%)
Occitanie 9%	33 487 9%	Sein(15%) Prostate(14%) Côlon-rectum(12%)	14 165 9%	Poumon(20%) Côlon-rectum(11%) Sein(7%)
Pays de Loire 6%	21 007 6%	Prostate(15%) Sein(15%) Côlon-rectum(12%)	8 853 6%	Poumon(17%) Côlon-rectum(11%) Sein(7%)
Provence-Alpes-Côte d'Azur 8%	31 044 9%	Sein(15%) Prostate(13%) Côlon-rectum(12%)	12 480 8%	Poumon(20%) Côlon-rectum(11%) Sein(7%)
Guadeloupe 0,6%	1 528 0,4%	Prostate(35%) Sein(14%) Côlon-rectum(10%)	660 0,4%	Prostate(15%) Côlon-rectum(10%) Poumon(9%)
Martinique 0,6%	1 583 0,6%	Prostate(43%) Sein(13%) Côlon-rectum(11%)	729 0,5%	Prostate(15%) Côlon-rectum(11%) Poumon(9%)
Guyane 0,4%	456 0,1%	Prostate(17%) Sein(12%) Côlon-rectum(9%)	n = 128 0,1%	Poumon(12%) Prostate(9%) Sein(9%)

Tableau 2 – Les cancers par région

Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>), à partir des moyennes annuelles entre 2007 et 2016 pour l'incidence et 2007 et 2014 pour la mortalité

3. Le cancer du sein en France

3.1. Facteurs de risque

Les facteurs de risque associés au cancer du sein sont : un faible niveau d'activité physique, une histoire familiale ou personnelle de cancer du sein, les radiations, travailler la nuit, une forte densité mammaire, la ménopause précoce, la nulliparité, un âge plus élevé à la première grossesse menée à terme, ne pas avoir ou n'avoir pas pu allaiter, certaines contraceptions hormonales, le traitement hormonal de la ménopause et la prise de certains médicaments. A part l'alcool, et la quantité d'alcool, l'hygiène diététique est très peu associée au cancer du sein (36). L'obésité et la prise de poids (sauf pour les femmes déjà en surpoids ou obèses) semblent aussi être des facteurs de risque avant la ménopause, mais semblent être protectrices après.

3.2 Iniquités et incidence, survie et mortalité

Après une légère augmentation de l'incidence entre 1990 et 1996 (+0,8% par année), puis une augmentation plus forte entre 1996 et 2003 (+3,8% par année) (37), l'incidence des cancers du sein s'est stabilisée entre 2003 et 2010 avant d'augmenter de nouveau entre 2010 et 2018 (+0,6% par année). Avec 58 459 femmes diagnostiquées en 2018 (30), il est le cancer le plus fréquent en France (15% des cancers) (**Figure 19** – Incidence des cancers du sein par département, standardisée sur l'âge). Chez les femmes, il représente plus d'un cancer diagnostiqué sur trois. Il est le cancer le plus diagnostiqué en Auvergne-Rhône-Alpes, dans les Hauts-de-France, en Île-de-France, en Normandie, en Occitanie, et en Provence-Alpes-Côte d'Azur. Il est le 2nd cancer (derrière le cancer de la prostate, sauf si précisé) le plus diagnostiqué en Bourgogne-Franche-Comté, en Bretagne, en Centre-Val de Loire, en Corse (derrière le cancer du poumon), en Grand Est, en Nouvelle-Aquitaine, dans les Pays de la Loire, en Guadeloupe, en Martinique et en Guyane. L'incidence des cancers du sein par département est disponible dans le **Tableau 3**.

L'incidence du cancer du sein semble être moins élevée à mesure que l'on descend l'échelle de la hiérarchie sociale. Villeneuve (38) trouvait en Côte d'Or et en Ile-et-Vilaine une sur-incidence des cancers du sein chez les femmes avec un niveau d'éducation universitaire. Dans une première étude menée en Normandie, Bryère (39) ne trouvait pas d'association statistiquement significative entre le niveau de défavorisation (mesuré par l'Indicateur Européen de Défavorisation (EDI)) de la zone d'habitation (les îlots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS)) et l'incidence du cancer du sein (risque relatif pour une augmentation d'un point de l'EDI = 0,98 [0,97 – 1,00]). Dans une seconde étude menée sur la zone registre (31), les auteurs montraient cette fois-ci une légère sur-incidence à mesure que la défavorisation (EDI) de la zone d'habitation (IRIS) augmentait (risque relatif pour une augmentation d'un point de l'EDI = 0,99 [0,99 – 0,99]). En utilisant l'EDI en quintiles, ils ont rapporté un risque relatif par rapport au premier quintile de 0,91 pour le second, 0,94 pour le troisième, 0,95 pour le quatrième et 0,93 pour le dernier quintile.

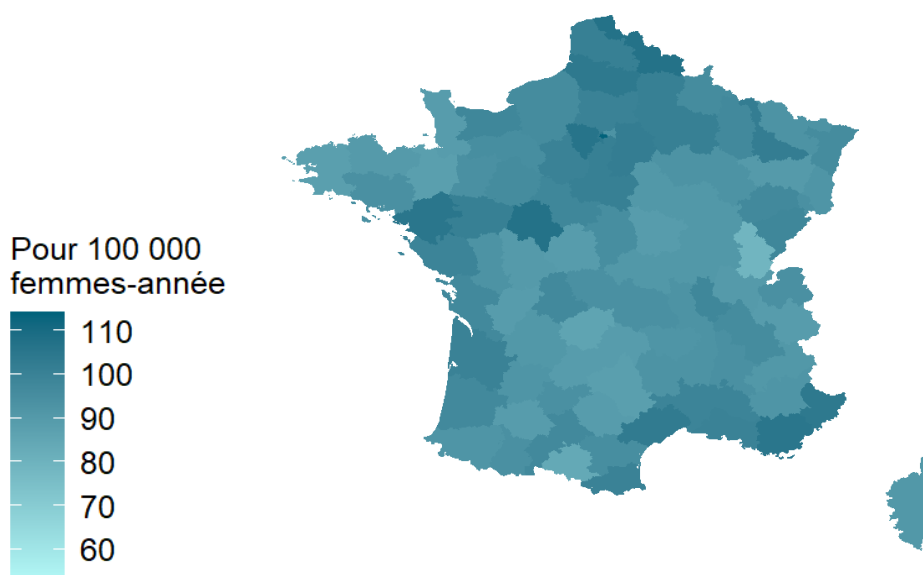


Figure 19– Incidence des cancers du sein par département, standardisée sur l'âge (2007-2016)
Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>)

Entre 1990 et 2005 (33), on observait une légère amélioration de la survie à 1 an (de 95 à 97%), et une amélioration plus importante à 5 (de 79% à 88%) et 10 ans (de 70 à 78%). Cette amélioration s'est ensuite ralentie, avec en 2015, 97% à 1 an, 89% à 5 ans, et en 2010 (pas de données pour 2015), 82% à 10 ans.

La survie avec un cancer du sein semble être moins longue en descendant l'échelle de la hiérarchie sociale. Selon Gentil-Brevet (40), dans 5 départements (Doubs, Tarn, Côte d'Or, Bas-Rhin et Isère) la survie était moins longue pour les fermières, les artisanes, les travailleuses manuelles et les sans-emploi comparées aux cadres, professions intermédiaires, et employées de bureau. Berger (41), étudiant les femmes d'Île-de-France prises en charge à l'Institut Marie Curie, trouvait aussi une moins bonne survie pour les résidentes des communes avec un revenu fiscal médian par unité de consommation plus faible (< 15 770€). Dialla (42), en Côte d'Or, trouvait de moins bons taux de survie relative à 5 ans à mesure que la défavorisation (EDI) des zones d'habitation (IRIS) augmentait, avec 92,6% de survie dans le premier tertile, 90,1% dans le second et 88,4% dans le dernier. Dans le Calvados et la Manche, Belot (43) trouvait aussi une survie moins longue à 1, 5 et 10 ans à mesure que la défavorisation (EDI) des zones d'habitation (IRIS) augmentait (par quintile, du plus favorisé au plus défavorisé à 1 an : 97%, 96%, 96%, 96%, 95% ; à 5 ans : 87%, 86%, 86%, 85%, 83% ; à 10 ans 81%, 80%, 79%, 77%, 75%). Sur la zone registre, Tron (44) montrait aussi une survie moins longue à mesure que la défavorisation (EDI) de la zone d'habitation (IRIS) augmentait. La survie nette⁹ à 1 an des femmes était de 97,6% dans le premier quintile, 97,5% dans le second, 97% dans le troisième, 96,5% dans le quatrième et 96% dans le cinquième. A 5 ans, elle était respectivement de 88,8%, 87,6%, 87,3%, 86,3%, et 83,7%.

Entre 1990 et 2018, la mortalité des cancers du sein a diminué de façon constante (-1,3% par année). Avec 12 146 morts en 2018, c'était le 3^{ème} cancer le plus mortel en France, et la 1^{ère} cause de mortalité chez les femmes (une mort par cancer sur six) (**Figure 20** – Mortalité des cancers du sein par département, standardisée sur l'âge). Il était aussi le 3^{ème} cancer le plus mortel (derrière

⁹ Survie qui serait observée si la seule cause de décès possible était le cancer étudié

les cancers du poumon et du côlon-rectum) dans toutes les régions de France métropolitaine. En Guadeloupe et en Martinique, il était le 5^{ème}, derrière les cancers de la prostate, du côlon-rectum, du poumon, et de l'estomac. En Guyane, il était le 3^{ème} derrière les cancers du poumon et de la prostate. La mortalité des cancers du sein par département est disponible dans le **Tableau 3**.

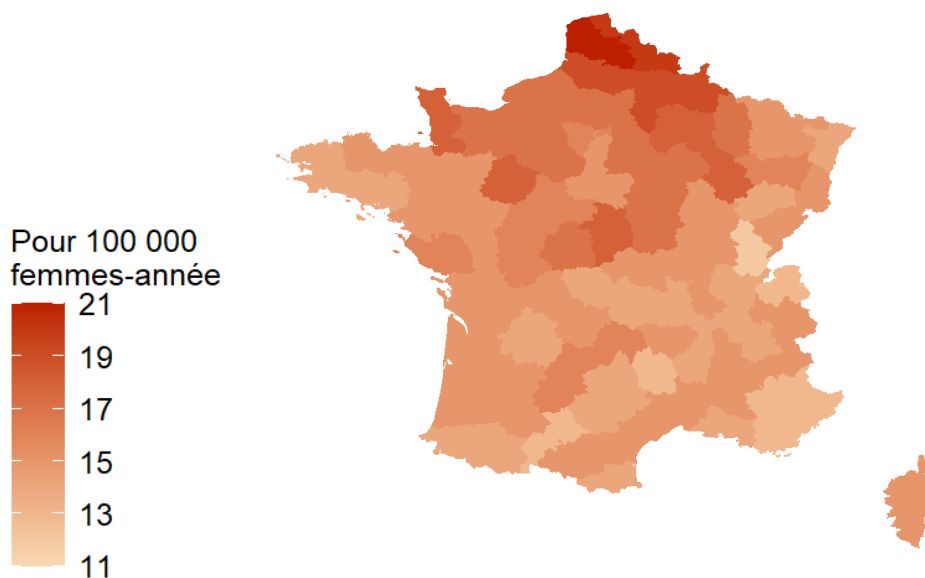


Figure 20 – Mortalité des cancers du sein par département, standardisée sur l'âge (2007-2014)
Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>)

La relation entre statut socio-économique et mortalité semble avoir évolué au fil du temps. Dans l'étude de Desplanques (7), la mortalité par cancer du sein était plus élevée pour les institutrices et les cadres moyennes et supérieures. Menvielle (35,45,46) avait étudié les écarts de mortalité par niveau d'éducation sur plusieurs périodes (1968 – 1996 ; 1975 – 1990 ; 1999 – 2007), en utilisant les données de l'échantillon démographique permanent (environ 1% de la population française). Les cancers du sein étaient plus mortels au début des années 1970 pour les femmes avec un niveau d'éducation plus élevé, puis les écarts se réduisaient jusqu'à disparition depuis les années 1990 jusqu'en 2007. Strand (47) ne trouvait pas d'inégalités de mortalité par cancer du sein entre 1990 et 1995, ici encore en utilisant le niveau d'éducation et les données de l'échantillon démographique permanent. Le pronostic est très dépendant du stade au diagnostic, plus le cancer est développé au moment du diagnostic, plus le pronostic est sombre (40,48).

3.3. Dépistage du cancer du sein en France

Le dépistage opportuniste des cancers du sein a commencé en France dans les années 1980 (49). Dès 1987, deux départements (Bas-Rhin et Rhône) ont mis en place un programme de dépistage organisé (50), et entre 1989 et 1991, une première expérience de dépistage organisé a été menée dans 10 départements (les Alpes-Maritimes, les Ardennes, les Bouches-du-Rhône, l'Isère, la Marne, le Bas-Rhin, le Rhône, la Sarthe, la Somme, le Val d'Oise). Ce premier programme pilote concernait les femmes de 50 à 69 ans, invitées par courrier à réaliser une mammographie tous les 3 ans, avec comme objectif d'atteindre 60% de participation. Une étude publiée en 1997 rapportait un taux de participation de 26% pour les départements avec 3 ans de recul (variant de 11 à 42% entre les départements) et de 53% pour les départements avec 6 ans de recul (51). Entre 1994 et 2000, 22 départements supplémentaires avaient mis en place un dépistage

organisé (l'Allier, le Calvados, la Charente, l'Essonne, l'Hérault, l'Ille-et-Vilaine, l'Indre, la Loire, la Loire-Atlantique, la Mayenne, la Meurthe et Moselle, le Moselle, la Nièvre, le Nord, l'Oise, l'Orne, le Puy-de-Dôme, la Saône-et-Loire, le Var, la Haute-Vienne, la Seine-Saint-Denis et les Yvelines). Entre 1999 et 2001, la recommandation de réalisation de mammographie est devenue bisannuelle. Sur les 32 départements, une étude de 2000 estimait la participation à 38% (qui sera réestimée ensuite à 33%, puisque les femmes de plus de 69 ans continuaient à être invitées jusqu'à 74 ans sans être considérées dans le dénominateur), avec des disparités entre départements de 16 à 59% (52). En 2001, l'examen clinique des seins systématique a été ajouté dans la démarche de dépistage (sans jamais être évalué), et en 2002 la population cible a été étendue à toutes les femmes de 69 à 74 ans. La participation était plus faible en 2001-2002 à 27%, (de 6,5% en Isère à 55,8% dans les Ardennes), en partie à cause d'une grève des radiologues pendant cette période (53).

Fin 2004, le programme était généralisé à tous les départements français. Pour la période 2003-2004, la participation atteignait 37% dans 97 départements dont les données ont pu être analysées (de 19% à Paris à 64% dans le Finistère) (54). On retrouve, grâce à Santé Publique France, la participation pour chaque campagne depuis 2005 (55). Elle était de 46% en 2005-2006 (en 2006, l'objectif de participation était passé à 70%), 50% en 2007-2008, 52% en 2009-2010 et 2011-2012, 51% en 2013-2014 et 2015-2016, et de 50% en 2017-2018. Pour la dernière campagne (2019-2020), le taux de participation était de 46%, avec de fortes disparités entre les départements (de 23% en Guyane à 61% en Savoie). Ce taux assez bas reflète probablement en partie l'épidémie de Covid-19, cependant, la participation était déjà plus faible en 2018-2019, avec 49%. Durant toute cette période et jusqu'à aujourd'hui, les programmes de dépistage des cancers du sein ont coexisté avec le dépistage opportuniste. Ce dépistage ne fait l'objet d'aucune surveillance, et il est donc impossible d'évaluer la couverture réelle de la population.

Le programme de dépistage des cancers du sein n'a donc jamais atteint ses objectifs en termes de participation, ni au niveau national, ni au niveau départemental. Des iniquités de participation ont régulièrement été rapportées. Elles expliquent en partie la trop faible adhésion de la population. Le chapitre suivant porte sur l'évaluation de ces iniquités, sur des données issues de 41 départements pour la campagne 2013-2014, soit 26 ans après les premiers dépistages organisés et 9 ans après leur généralisation à tout le territoire.

Région (% de la population française)	Nombre de cancers du sein (% des cancers du sein en France)		Nombre de morts par cancer du sein (% des morts par cancer du sein en France)	
Département (% population régionale)	Nombre de cancers du sein (% des cancers du sein de la région)	Nombre de cancers du département (% des cancers du sein)	Nombre de morts par cancer du sein (% des morts par cancer du sein de la région)	Nombre de morts par cancer du département (% des morts par cancer du sein)
Auvergne-Rhône-Alpes (12%)	6 243 (12%)		1 347 (11%)	
01 – Ain (8%)	446 (7%)	3 133 (14%)	92 (7%)	1 234 (7%)
03 – Allier (4%)	324 (5%)	2 503 (13%)	87 (6%)	1 174 (7%)
07 – Ardèche (4%)	286 (5%)	1 971 (15%)	66 (5%)	905 (7%)
15 – Cantal (2%)	134 (2%)	1 091 (12%)	38 (3%)	509 (7%)
26 – Drôme (6%)	429 (7%)	2 880 (15%)	95 (7%)	1 198 (8%)
38 – Isère (16%)	961 (15%)	6 480 (15%)	183 (14%)	2 455 (7%)
42 – Loire (10%)	641 (10%)	4 480 (14%)	148 (11%)	1 985 (7%)
43 – Haute-Loire (3%)	194 (3%)	1 374 (14%)	52 (4%)	647 (8%)
63 – Puy-de-Dôme (8%)	543 (9%)	3 771 (14%)	116 (9%)	1 626 (7%)
69 – Rhône (23%)	1 366 (22%)	8 780 (16%)	285 (21%)	3 508 (8%)
73 – Savoie (5%)	334 (5%)	2 218 (15%)	78 (6%)	952 (8%)
74 – Haute-Savoie (10%)	585 (9%)	3 745 (16%)	108 (8%)	1 405 (8%)
Bourgogne-Franche-Comté (4%)	2 301 (4%)		558 (5%)	
21 – Côte-d'Or (19%)	432 (19%)	2 982 (14%)	97 (17%)	1 288 (8%)
25 – Doubs (19%)	386 (17%)	2 898 (13%)	87 (16%)	1 162 (7%)
39 – Jura (9%)	195 (8%)	1 570 (12%)	44 (8%)	674 (7%)
58 – Nièvre (7%)	203 (9%)	1 558 (13%)	60 (11%)	818 (7%)
70 – Haute-Saône (8%)	189 (8%)	1 519 (12%)	45 (8%)	623 (8%)
71 – Saône-et-Loire (20%)	507 (22%)	3 747 (14%)	119 (21%)	1 614 (7%)
89 – Yonne (12%)	288 (13%)	2 111 (14%)	82 (15%)	1 057 (8%)
90 – Territoire de Belfort (5%)	102 (3%)	787 (14%)	24 (4%)	320 (8%)
Bretagne (5%)	2 556 (5%)		568 (5%)	
22 – Côtes-d'Armor (18%)	505 (20%)	3 775 (13%)	118 (21%)	1 826 (6%)
29 – Finistère (27%)	715 (28%)	5 611 (13%)	154 (27%)	2 624 (6%)
35 – Ille-et-Vilaine (32%)	704 (28%)	4 826 (15%)	161 (28%)	2 090 (8%)
56 – Morbihan (23%)	633 (25%)	4 807 (13%)	134 (24%)	2 085 (6%)
Centre-Val de Loire (4%)	2 277 (4%)		528 (4%)	
18 – Cher (12%)	286 (13%)	2 174 (13%)	77 (15%)	1 033 (7%)
28 – Eure-et-Loir (17%)	367 (16%)	2 389 (15%)	85 (16%)	1 078 (8%)
36 – Indre (9%)	204 (9%)	1 650 (12%)	58 (11%)	789 (7%)
37 – Indre-et-Loire (24%)	553 (24%)	3 456 (16%)	113 (21%)	1 501 (8%)
41 – Loir-et-Cher (13%)	305 (13%)	2 113 (14%)	74 (14%)	979 (8%)
45 – Loiret (26%)	562 (25%)	3 640 (15%)	121 (23%)	1 621 (7%)
Corse (0,5%)	266 (0,5%)		59 (0,5%)	
2A – Haute-Corse (53%)	n/a	1 802 (12%)	n/a	843 (7%)
2B – Corse du Sud (47%)	n/a		n/a	
Grand Est (8%)	4 573 (9%)		1 011 (9%)	
08 – Ardennes (5%)	233 (5%)	1 710 (14%)	60 (6%)	780 (8%)
10 – Aube (6%)	252 (6%)	1 783 (14%)	64 (6%)	820 (8%)
51 – Marne (10%)	478 (10%)	3 083 (16%)	113 (11%)	1 389 (8%)
52 – Haute-Marne (3%)	160 (4%)	1 213 (13%)	42 (4%)	547 (8%)
54 – Meurthe-et-Moselle (13%)	628 (14%)	4 214 (15%)	127 (13%)	1 825 (7%)
55 – Meuse (3%)	165 (4%)	1 184 (14%)	42 (4%)	538 (8%)
57 – Moselle (19%)	856 (19%)	6 141 (14%)	183 (18%)	2 618 (7%)
67 – Bas-Rhin (20%)	886 (19%)	6 081 (15%)	174 (17%)	2 425 (7%)
68 – Haut-Rhin (14%)	601 (13%)	4 187 (14%)	126 (12%)	1 726 (7%)
88 – Vosges (7%)	314 (7%)	2 313 (14%)	79 (8%)	1 081 (7%)

Tableau 3 – Les cancers du sein par département (1/3)

Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>), à partir des moyennes annuelles entre 2007 et 2016 pour l'incidence et 2007 et 2014 pour la mortalité

Région (% de la population française)	Nombre de cancers du sein (% des cancers du sein en France)		Nombre de morts par cancer du sein (% des morts par cancer du sein en France)	
Département (% population régionale)	Nombre de cancers du sein (% des cancers du sein de la région)	Nombre de cancers du département (% des cancers du sein)	Nombre de morts par cancer du sein (% des morts par cancer du sein de la région)	Nombre de morts par cancer du département (% des morts par cancer du sein)
Hauts-de-France (9%)	5 032 (9%)		1 268 (11%)	
02 – Aisne (9%)	467 (9%)	3 200 (15%)	119 (9%)	1 488 (8%)
59 – Nord (43%)	2 189 (44%)	13 838 (16%)	539 (43%)	6 299 (9%)
60 – Oise (14%)	636 (13%)	4 060 (16%)	142 (11%)	1 785 (8%)
62 – Pas-de-Calais (24%)	1 244 (25%)	8 313 (15%)	345 (27%)	4 058 (9%)
80 – Somme (10%)	496 (10%)	3 251 (15%)	122 (10%)	1 520 (8%)
Île-de-France (19%)	9 440 (18%)		1 862 (16%)	
75 – Paris (18%)	2 073 (22%)	10 793 (19%)	402 (22%)	4 255 (9%)
77 – Seine-et-Marne (12%)	1 018 (11%)	5 953 (17%)	209 (11%)	2 436 (9%)
78 – Yvelines (12%)	1 188 (13%)	6 937 (17%)	223 (12%)	2 630 (8%)
91 – Essonne (11%)	953 (10%)	5 771 (17%)	186 (10%)	2 243 (8%)
92 – Hauts-de-Seine (13%)	1 295 (14%)	7 268 (18%)	252 (14%)	2 859 (9%)
93 – Seine-Saint-Denis (13%)	978 (10%)	5 948 (16%)	207 (11%)	2 544 (8%)
94 – Val-de-Marne (11%)	1 064 (11%)	6 182 (17%)	205 (11%)	2 490 (8%)
95 – Val-d'Oise (10%)	871 (9%)	5 170 (17%)	178 (10%)	2 080 (9%)
Normandie (5%)	2 745 (5%)		679 (6%)	
14 – Calvados (21%)	578 (21%)	4 005 (14%)	137 (20%)	1 757 (8%)
27 – Eure (18%)	472 (17%)	3 246 (15%)	108 (16%)	1 412 (8%)
50 – Manche (15%)	407 (15%)	3 143 (13%)	110 (16%)	1 446 (8%)
61 – Orne (8%)	255 (9%)	1 821 (14%)	66 (10%)	865 (8%)
76 – Seine-Maritime (38%)	1 034 (38%)	6 984 (15%)	258 (38%)	3 301 (8%)
Nouvelle-Aquitaine (9%)	5 123 (10%)		1 164 (10%)	
16 – Charente (6%)	306 (6%)	2 209 (14%)	76 (7%)	1 006 (8%)
17 – Charente-Maritime (11%)	612 (12%)	4 461 (14%)	136 (12%)	2 034 (7%)
19 – Corrèze (4%)	208 (4%)	1 646 (13%)	54 (5%)	783 (7%)
23 – Creuse (2%)	118 (2%)	898 (13%)	31 (3%)	474 (7%)
24 – Dordogne (7%)	394 (8%)	2 871 (14%)	91 (8%)	1 333 (7%)
33 – Gironde (27%)	1 273 (25%)	8 411 (15%)	271 (23%)	3 439 (8%)
40 – Landes (7%)	365 (7%)	2 770 (13%)	78 (7%)	1 124 (7%)
47 – Lot-et-Garonne (6%)	292 (6%)	2 152 (14%)	70 (6%)	956 (7%)
64 – Pyrénées-Atlantiques (11%)	572 (11%)	4 150 (14%)	126 (11%)	1 812 (7%)
79 – Deux-Sèvres (6%)	311 (6%)	2 401 (13%)	71 (6%)	1 021 (7%)
86 – Vienne (7%)	335 (7%)	2 484 (13%)	85 (7%)	1 154 (7%)
87 – Haute-Vienne (6%)	338 (7%)	2 488 (14%)	76 (7%)	1 082 (7%)
Occitanie (9%)	4 886 (9%)		1 038 (9%)	
09 – Ariège (3%)	124 (3%)	1 014 (12%)	33 (3%)	445 (7%)
11 – Aude (6%)	326 (7%)	2 293 (14%)	74 (7%)	1 053 (7%)
12 – Aveyron (5%)	236 (5%)	1 687 (14%)	61 (6%)	785 (8%)
30 – Gard (13%)	658 (13%)	4 324 (15%)	138 (13%)	1 868 (7%)
31 – Haute-Garonne (23%)	968 (20%)	6 342 (15%)	173 (17%)	2 306 (8%)
32 – Gers (3%)	163 (3%)	1 261 (13%)	41 (4%)	579 (7%)
34 – Hérault (20%)	977 (20%)	6 311 (15%)	194 (19%)	2 616 (7%)
46 – Lot (3%)	162 (3%)	1 188 (14%)	43 (4%)	515 (8%)
48 – Lozère (1%)	67 (1%)	505 (13%)	16 (2%)	235 (7%)
65 – Hautes-Pyrénées (4%)	219 (4%)	1 582 (14%)	51 (5%)	718 (7%)
66 – Pyrénées-Orientales (8%)	454 (9%)	3 156 (14%)	90 (9%)	1 383 (7%)
81 – Tarn (7%)	326 (7%)	2 477 (13%)	73 (7%)	1 030 (7%)
82 – Tarn-et-Garonne (4%)	207 (4%)	1 347 (15%)	50 (5%)	637 (8%)
Pays de Loire (6%)	3 080 (6%)		657 (6%)	
44 – Loire-Atlantique (37%)	1 133 (37%)	7 327 (15%)	217 (33%)	2 968 (7%)
49 – Maine-et-Loire (22%)	660 (21%)	4 391 (15%)	140 (21%)	1 837 (8%)
53 – Mayenne (8%)	236 (8%)	1 670 (14%)	52 (8%)	738 (7%)
72 – Sarthe (15%)	473 (15%)	3 319 (14%)	122 (19%)	1 494 (8%)
85 – Vendée (18%)	578 (19%)	4 301 (13%)	126 (19%)	1 817 (7%)

Tableau 3 – Les cancers du sein par département (2/3)

Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>), à partir des moyennes annuelles entre 2007 et 2016 pour l'incidence et 2007 et 2014 pour la mortalité

Région (% de la population française)	Nombre de cancers du sein (% des cancers du sein en France)		Nombre de morts par cancer du sein (% des morts par cancer du sein en France)	
Département (% population régionale)	Nombre de cancers du sein (% des cancers du sein de la région)	Nombre de cancers du département (% des cancers du sein)	Nombre de morts par cancer du sein (% des morts par cancer du sein de la région)	Nombre de morts par cancer du département (% des morts par cancer du sein)
Provence-Alpes-Côte d'Azur (8%)	4 648 (9%)		902 (8%)	
04 – Alpes-de-Haute-Provence (3%)	149 (3%)	1 111 (13%)	30 (3%)	442 (7%)
05 – Hautes-Alpes (3%)	120 (3%)	842 (14%)	27 (3%)	337 (8%)
06 – Alpes-Maritimes (22%)	1 098 (24%)	7 433 (15%)	204 (23%)	2 804 (7%)
13 – Bouches-du-Rhône (40%)	1 731 (37%)	11 030 (16%)	339 (38%)	4 560 (7%)
83 – Var (21%)	1 061 (23%)	7 324 (14%)	194 (22%)	2 934 (7%)
84 – Vaucluse (11%)	489 (11%)	3 305 (15%)	107 (12%)	1 401 (8%)
Départements et régions d'outre-mer	475 (1%)		111 (1%)	
971 – Guadeloupe (0,6%)	215 (45%)	1 528 (14%)	49 (44%)	660 (7%)
972 – Martinique (0,6%)	204 (43%)	1 583 (13%)	51 (46%)	729 (7%)
973 – Guyane (0,4%)	56 (12%)	456 (12%)	11 (10%)	128 (9%)

Tableau 3 – Les cancers du sein par département (3/3)

Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>), à partir des moyennes annuelles entre 2007 et 2016 pour l'incidence et 2007 et 2014 pour la mortalité

4. Références

1. Villermé LR. De la mortalité dans les divers quartiers de la ville de Paris. 1830; 51 p. Disponible sur: <https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k81421x.pdf>.
2. Villermé LR. Tableau de l'état physique et moral des ouvriers employés dans les manufactures de coton, de laine et de soie. 1840. Disponible sur: <https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k6503b.pdf> (Tome 1)
<https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k6504n.textelimage> (Tome 2).
3. Lecuyer B-P, Brian E. L'argent, la vie, la mort : les recherches sociales de Louis-René Villermé sur la mortalité différentielle selon le revenu (1822-1830). *Mathématiques Sci Hum.* 2000;(149). <http://doi.org/10.4000/msh.2803>.
4. Vedrenne-Villeneuve E. L'inégalité sociale devant la mort dans la première moitié du XIXe siècle. *Population.* 1961;16(4):665-98. <http://doi.org/10.2307/1526586>
5. Briatte F. L'histoire politique des inégalités de santé en France et en Angleterre. 2009;10 p. Disponible sur: <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00408720>
6. Calot G, Febway M. La mortalité différentielle suivant le milieu social — Présentation d'une méthode expérimentée en France sur la période 1955-1960. *Econ Stat.* 1965;20(11):75-159. Disponible sur : https://www.persee.fr/doc/estat_0423-5681_1965_num_20_11_10278
7. Desplanques G. L'inégalité sociale devant la mort. *Econ Stat.* 1984;162(1):29-50. Disponible sur : https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_1984_num_162_1_4824
8. Beneston J. Le sixième Plan de développement économique et social [Internet]. [cité 13 août 2021]. Disponible sur: <https://www.strategie.gouv.fr/actualites/sixieme-plan-de-developpement-economique-social>
9. Loi n°91-32 du 10 janvier 1991 relative à la lutte contre le tabagisme et l'alcoolisme. Disponible sur: <https://www.legifrance.gouv.fr/loda/id/JORFTEXT000000344577/>
10. Ministère des Affaires Sociales, de la Santé et de la Ville, Haut Comité de la santé publique. La santé en France - Rapport général [Internet]. 1994 [cité 15 août 2021]. Disponible sur: <https://www.hcsp.fr/Explore.cgi/Ouvrage?clef=20>
11. Ministère de l'Emploi et de la Solidarité, Haut Comité de la santé publique. La santé en France 1994-1998. 1998. [Internet - cité 15 août 2021]. Disponible sur: <https://www.hcsp.fr/Explore.cgi/Ouvrage?clef=18>
12. Leclerc A, Fassin D, Hélène G, Kaminski M, Lang T. Les inégalités sociales de santé. 2000. 448 p. ISBN: 9782348037030. <http://doi.org/10.3917/dec.fassi.2000.01>
13. Ministère de l'Emploi et de la Solidarité, Haut Comité de la santé publique. La santé en France 2002. 2002. [Internet - cité 9 août 2021]. Disponible sur: <https://www.hcsp.fr/Explore.cgi/Ouvrage?clef=71>
14. Loi n°2004-806 du 9 août 2004 relative à la politique de santé publique. Disponible sur: <https://www.legifrance.gouv.fr/loda/id/JORFTEXT000000787078/>
15. La loi relative à la politique de santé publique : objectifs de santé, plans et programmes d'action. *Sante Publique (Bucur).* 2004;Vol. 16(4):587-95. <https://doi.org/10.3917/spub.044.0587>

16. Ministère des Solidarités et de la Santé. Haut conseil de la santé publique : Objectifs de santé publique : Evaluation des objectifs de la loi du 9 août 2004 et propositions. [Internet] [cité 15 août 2021]. Disponible sur:
<https://solidarites-sante.gouv.fr/ministere/documentation-et-publications-officielles/rapports/sante/article/haut-conseil-de-la-sante-publique-objectifs-de-sante-publique-evaluation-des>
17. Haut Conseil de la Santé Publique. Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité. 2009. [Internet - cité 9 août 2021]. Disponible sur:
<https://www.hcsp.fr/explore.cgi/avisrapportsdomaine?clefr=113>
18. Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques. Les inégalités sociales de santé - Actes du séminaire de recherche de la DREES 2015-2016. 2017. [Internet - cité 16 août 2021]. Disponible sur:
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-documents-de-reference/rapports/les-inegalites-sociales-de-sante-actes-du-seminaire-de>
19. Rey G, Jouglé 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(1):33.
<http://doi.org/10.1186/1471-2458-9-33>
20. Pornet C, Delpierre C, Dejardin O, Pascale G, Launay L, Guittet L, et al. Construction of an adaptable European transnational ecological deprivation index: the French version. *J Epidemiol Community Health*. 2012;66:982-989. <http://doi.org/10.1136/jech-2011-200311>.
21. Herbert C, Launoy G. 15. Les cancers. *La Découverte*; 2000.
<https://doi.org/10.3917/dec.fassi.2000.01.0239>
22. Desoubreux N, Herbert C, Launoy G, Maurel J, Gignoux M. Social environment and prognosis of colorectal cancer patients: A French population-based study. *Int J Cancer*. 1997;73(3):317-22.
[http://doi.org/10.1002/\(sici\)1097-0215\(19971104\)73:3<317::aid-ijc2>3.0.co;2-2](http://doi.org/10.1002/(sici)1097-0215(19971104)73:3<317::aid-ijc2>3.0.co;2-2).
23. Faivre J, Bédenne L, Boutron MC, Milan C, Collonges R, Arveux P. Epidemiological evidence for distinguishing subsites of colorectal cancer. *J Epidemiol Community Health*. 1989;43(4):356-61. <http://doi.org/10.1136/jech.43.4.356>.
24. Marshall B, Chevalier A, Garillon C, Goldberg M, Coing F. Socioeconomic status, social mobility and cancer occurrence during working life: a case-control study among French electricity and gas workers. *Cancer Causes Control*. 1999;10(6):495-502.
<http://doi.org/10.1023/a:1008921720493>.
25. République française. Le Plan cancer 2014-2019 - Les Plans cancer [Internet - cité 16 août 2021]. Disponible sur: <https://www.e-cancer.fr/Institut-national-du-cancer/Strategie-de-lutte-contre-les-cancers-en-France/Les-Plans-cancer/Le-Plan-cancer-2014-2019>
26. Buzyn A. Le Plan cancer 2014-2019 : un plan de lutte contre les inégalités et les pertes de chance face à la maladie. *Trib Sante*. 2014;n° 43(2):53-60.
<https://doi.org/10.3917/seve.043.0053>
27. Inspection Générale des Affaires Sociales. Evaluation du 3ème Plan cancer (2014-2019). 2020. [Internet - cité 16 août 2021]. Disponible sur:
<https://www.igas.gouv.fr/spip.php?article801>

28. Haut Conseil de la Santé Publique. Évaluation de la politique de lutte contre le cancer. 2016. [Internet - cité 16 août 2021]. Disponible sur: <https://www.hcsp.fr/explore.cgi/avisrapportsdomaine?clefr=557>
29. Ménégoz F. Les registres des cancers en France. Bull Épidémiologique Hebd. 1992; Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/content/download/148795/2142034>
30. Defossez G, Le Guyader-Peyrou S, Uhry Z, Grosclaude P, Colonna M, Dantony E, et al. Estimations nationales de l'incidence et de la mortalité par cancer en France métropolitaine entre 1990 et 2018 - Tumeurs solides : Étude à partir des registres des cancers du réseau Francim. 2019. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/import/estimations-nationales-de-l-incidence-et-de-la-mortalite-par-cancer-en-france-metropolitaine-entre-1990-et-2018-tumeurs-solides-etude-a-partir>
31. Bryere J, Dejardin O, Launay L, Colonna M, Grosclaude P, Launoy G. Socioeconomic status and site-specific cancer incidence, a Bayesian approach in a French Cancer Registries Network study. Eur J Cancer Prev. 2018;27(4):391-8. <http://doi.org/10.1097/CEJ.0000000000000326>.
32. Luce D, Michel S, Dugas J, Bhakkan B, Menvielle G, Joachim C, et al. Disparities in cancer incidence by area-level socioeconomic status in the French West Indies. Cancer Causes Control. 2017;28(11):1305-12. <http://doi.org/10.1007/s10552-017-0946-3>.
33. Coureau G, Mounier M, Trétarre B, Dantony E, Uhry Z, Monnereau A, et al. Survie des personnes atteintes de cancer en France métropolitaine 1989-2018 - Synthèse des résultats : tumeurs solides et hémopathies malignes. 2021. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/import/survie-des-personnes-atteintes-de-cancer-en-france-metropolitaine-1989-2018-synthese-des-resultats-tumeurs-solides-et-hemopathies-malignes>
34. Tron L, Belot A, Fauvernier M, Remontet L, Bossard N, Launay L, et al. Influence de l'environnement social sur la survie des patients atteints d'un cancer en France. Étude du réseau Francim. 2021. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/import/influence-de-l-environnement-social-sur-la-survie-des-patients-atteints-d-un-cancer-en-france.-etude-du-reseau-francim>
35. Menvielle G, Rey G, Jouglu E, Luce D. Diverging trends in educational inequalities in cancer mortality between men and women in the 2000s in France. BMC Public Health. 2013;13(1):823. <http://doi.org/10.1186/1471-2458-13-823>.
36. Vera-Ramirez L, Ramirez-Tortosa MC, Sanchez-Rovira P, Ramirez-Tortosa CL, Granados-Principal S, Lorente JA, et al. Impact of Diet on Breast Cancer Risk: A Review of Experimental and Observational Studies. Crit Rev Food Sci Nutr. 2013;53(1):49-75. <https://doi.org/10.1080/10408398.2010.521600>.
37. Molinié F, Vanier A, Woronoff AS, Guizard AV, Delafosse P, Velten M, et al. Trends in breast cancer incidence and mortality in France 1990-2008. Breast Cancer Res Treat. 2014;147(1):167-75. <http://doi.org/10.1007/s10549-014-3073-9>.
38. Villeneuve S, Févotte J, Anger A, Truong T, Lamkarkach F, Gaye O, et al. Breast cancer risk by occupation and industry: analysis of the CECILE study, a population-based case-control study in France. Am J Ind Med. 2011;54(7):499-509. <http://doi.org/10.1002/ajim.20952>.
39. Bryere J, Dejardin O, Bouvier V, Colonna M, Guizard A-V, Troussard X, et al. Socioeconomic environment and cancer incidence: a French population-based study in Normandy. BMC Cancer. 2014;14(1):87. <http://doi.org/10.1186/1471-2407-14-87>

40. Gentil-Brevet J, Colonna M, Danzon A, Grosclaude P, Chaplain G, Velten M, et al. The influence of socio-economic and surveillance characteristics on breast cancer survival: a French population-based study. *Br J Cancer*. 2008;98(1):217-24. <http://doi.org/10.1038/sj.bjc.6604163>.
41. Berger F, Doussau A, Gautier C, Gros F, Asselain B, Rey F. Impact du statut socioéconomique sur la gravité du diagnostic initial de cancer du sein. *Rev D'Épidémiologie Santé Publique*. 2012;60(1):19-29. <http://doi.org/10.1016/j.respe.2011.08.066>
42. Dialla PO, Arveux P, Ouedraogo S, Pornet C, Bertaut A, Roignot P, et al. Age-related socio-economic and geographic disparities in breast cancer stage at diagnosis: a population-based study. *Eur J Public Health*. 2015;25(6):966-72. <http://doi.org/10.1093/eurpub/ckv049>.
43. Belot A, Remontet L, Rachet B, Dejardin O, Charvat H, Bara S, et al. Describing the association between socioeconomic inequalities and cancer survival: methodological guidelines and illustration with population-based data. *Clin Epidemiol*. 2018;10:561-73. <http://doi.org/10.2147/CLEP.S150848>.
44. Tron L, Belot A, Fauvernier M, Remontet L, Bossard N, Launay L, et al. Socioeconomic environment and disparities in cancer survival for 19 solid tumor sites: An analysis of the French Network of Cancer Registries (FRANCIM) data. *Int J Cancer*. 2019;144(6):1262-74. <http://doi.org/10.1002/ijc.31951>.
45. for the EDISC group, Menvielle G, Leclerc A, Chastang J-F, Luce D. Social inequalities in breast cancer mortality among French women: disappearing educational disparities from 1968 to 1996. *Br J Cancer*. 2006;94(1):152-5. <http://doi.org/10.1038/sj.bjc.6602907>
46. Menvielle G, Luce D, Geoffroy-Perez B, Chastang JF, Leclerc A. Social inequalities and cancer mortality in France, 1975–1990. *Cancer Causes Control*. 2005;16(5):501-13. <http://doi.org/10.1007/s10552-004-7114-2>.
47. Strand BH, Kunst A, Huisman M, Menvielle G, Glickman M, Bopp M, et al. The reversed social gradient: higher breast cancer mortality in the higher educated compared to lower educated. A comparison of 11 European populations during the 1990s. *Eur J Cancer Oxf Engl* 1990. 2007;43(7):1200-7. <http://doi.org/10.1016/j.ejca.2007.01.021>.
48. Grosclaude P, Colonna M, Hedelin G, Tretarre B, Arveux P, Mace Lesec'h J, et al. Survival of women with breast cancer in France: variation with age, stage and treatment. *Breast Cancer Res Treat*. 2001;70(2):137-43. <http://doi.org/10.1023/a:1012974728007>.
49. Haute Autorité de Santé. La participation au dépistage du cancer du sein chez les femmes de 50 à 74 ans en France : Situation actuelle et perspectives d'évolution. 2012 [Internet - cité 4 oct 2021]. 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
50. Bernier M. Assemblée Nationale N° 1678 - Rapport sur les résultats du dépistage du cancer du sein. 2004. [Internet - cité 27 sept 2021]. Disponible sur: https://www.assemblee-nationale.fr/12/rap-off/i1678.asp#P403_40363
51. Ancelle Park R, Seradour B, Schaffer P, Allemand H, Tubiana M. Le programme national de dépistage systématique du cancer du sein : organisation et résultats. *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, 1997, n°. 10, p. 39-40. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-sein/le-programme-national-de-depistage-syste-matique-du-cancer-du-sein-organisation-et-resultats>

52. Ancelle Park R, Nicolau J, Paty AC. Dépistage du cancer du sein. Evaluation du suivi épidémiologique. Situation au 31 décembre 2000. 2002. 40 p. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-sein/depistage-du-cancer-du-sein.-evaluation-du-suivi-epidemiologique.-situation-au-31-decembre-2000>
53. Ancelle Park R, Bloch J, Paty AC. Dépistage du cancer du sein. Rapport d'évaluation du suivi épidémiologique. Données 2001 et 2002. 2005. 24 p. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-sein/depistage-du-cancer-du-sein.-rapport-d-evaluation-du-suivi-epidemiologique.-donnees-2001-et-2002>
54. Paty AC, Ancelle Park R, Bloch J. Dépistage du cancer du sein. Rapport d'évaluation du suivi épidémiologique. Données 2004. 2007. 210 p. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-sein/depistage-du-cancer-du-sein.-rapport-d-evaluation-du-suivi-epidemiologique.-donnees-2004>
55. Santé Publique France. Taux de participation au programme de dépistage organisé du cancer du sein 2019-2020 et évolution depuis 2005. 2020. [Internet - cité 28 sept 2021]. 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>

Chapitre IV. Iniquités socio-territoriales de participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein – une étude transversale multiniveaux

1. Introduction

Dans le Monde, 1 mort sur 6 est due à un cancer. Les cancers du sein (2,3 millions de cas en 2020), maladies quasi-exclusivement féminine (moins d'1% des cas sont des hommes), ont maintenant surpassé en incidence ceux du poumon tous sexes confondus. En 2020, ils étaient classés 5^{ème} cancers les plus mortels, avec 685 000 morts (1). En France, après une stabilisation entre 2003 et 2010, l'incidence a de nouveau augmenté sur la période 2010-2018, alors que la mortalité diminue régulièrement depuis 1990. En 2018, les cancers du sein étaient les cancer les plus fréquents (58 459 cas) et les 3^{ème} cancers le plus mortels (12 146 morts) tous sexes confondus (2).

Pour en contrôler la mortalité (3), la France a implémenté en 2004 le Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein. L'ambition du dépistage est de détecter la maladie à un stade précoce dans le but d'améliorer son pronostic et d'utiliser des traitements moins agressifs et plus efficaces. C'est un programme organisé national ciblé sur la population (*i.e.* chaque individu d'une population éligible est invité à participer à chaque intervalle des recommandations) à visée de toutes les femmes éligibles (sans histoire familiale ni antécédent de la maladie, sans prédisposition génétique, sans symptôme) âgées de 50 à 74 ans. Elles sont invitées, tous les deux ans, à réaliser une mammographie entièrement remboursée et un examen clinique des seins dans un centre de radiologie agréé de leur département d'habitation ou d'un département limitrophe. Une fois l'examen fait, un processus de double lecture est assuré par des radiologues pour chaque cliché mammographique négatif. Pendant notre étude, l'organisation territoriale du Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein était assurée au niveau des départements par des structures de gestion du dépistage.

Le taux de participation dans la population invitée est l'un des nombreux indicateurs d'évaluation d'un programme de dépistage organisé. La Commission Européenne recommande un taux "acceptable" de 70% pour réduire la mortalité de façon significative (4). Selon Santé Publique France¹⁰, le taux de participation en France a atteint un pic de 52,4% en 2011-2012, puis a lentement décru jusqu'à 48,6% en 2018-2019 (5). Malgré les recommandations nationales (6), ce programme coexiste avec le dépistage opportuniste dans lequel la réalisation de la mammographie dépend d'une démarche individuelle, ou est le fruit d'une discussion avec un professionnel de santé (généralement le médecin généraliste ou le gynécologue). Ce dépistage n'est pas recommandé puisqu'il ne permet pas la double lecture ni d'être réalisé dans un centre de radiologie agréé, d'être entièrement remboursé, et n'est pas soumis à une surveillance suffisante pour permettre d'en évaluer les risques et les bénéfices.

Un autre objectif du Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein est d'assurer l'équité d'accès au dépistage (7). De multiples publications ont montré que cet objectif n'était pas atteint. Des facteurs individuels limitant la participation au dépistage ont été identifiés, tels qu'une moins bonne position sur l'échelle de la hiérarchie socioéconomique (8–12), une mauvaise santé (11,13) ou des barrières liées au système de santé (10–12,14). Des iniquités territoriales ont aussi été rapportées, avec une moins bonne participation parmi les populations éligibles les plus éloignées des cabinets de radiologie agréés (15,16).

¹⁰ Organisme national en charge d'évaluer le Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein

On trouve aussi de plus en plus d'articles sur l'association entre la participation et les indicateurs agrégés de défavorisation. La participation était moins bonne à mesure que la défavorisation augmentait dans les départements de l'Orne (15) et du Calvados (17), et dans un échantillon représentatif de la population éligible couverte par les trois principaux schémas d'assurance maladie dans 13 départements (16). Sur la totalité de la France métropolitaine (96 départements), une étude écologique a montré une relation plus complexe, décrivant une « courbe en U inversé » (18). Cependant, l'indicateur de mesure de la participation était disponible au niveau des communes et les taux de participation calculés sur des estimations de population.

Dans ce contexte, nous avons souhaité évaluer les iniquités socio-territoriales de participation à la campagne 2013-2014 du Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein, en étudiant conjointement des données individuelles et contextuelles dans un modèle unique, en utilisant les données d'un large échantillon aléatoire de la population éligible résidant dans 41 départements de France métropolitaine.

2. Matériels et méthodes

Cet article a été rédigé en suivant les lignes directrices STROBE (« *Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology* ») pour rapporter les éléments des études observationnelles (19).

2.1 Populations et échantillons

Les structures de gestion du dépistage nous ont fourni, sur la base du volontariat, les données de la campagne 2013–2014. Ces données correspondent au suivi du Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein et incluent pour chaque femme éligible : son adresse de résidence, sa date de naissance, sa date d’invitation (nous avons calculé l’âge à l’invitation), et si elles avaient réalisé ou non une mammographie de dépistage *via* le Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein dans les deux ans suivant l’invitation.

Nous avons reçu 4 236 066 observations, imbriquées dans 41 départements. Les données ont été nettoyées en supprimant : les duplicatas, les observations avec des dates d’invitation ou de réalisation de la mammographie en dehors de la période étudiée, les femmes enregistrées dans un département mais résidant dans un autre. Nous avons inclus 4 001 225 (94%) observations, soit 42% de la population éligible estimée en France. Nous avons réalisé, avant l’étape de géolocalisation, un tirage aléatoire stratifié de 10% de la population éligible par département ($n = 400\,125$). Certaines adresses avaient une qualité insuffisante pour être géocodées, elles ont été exclues ($n = 1\,921 - 0,5\%$). Nous avons à nouveau identifié et exclu des femmes enregistrées dans un département mais résidant dans un autre ($n = 606 - 0,2\%$). En comparant chaque échantillon à la population du département d’origine, nous n’avons pas trouvé de différences importantes en taux de participation ($\Delta_{\text{INTERVALLE}} = 0-1,6\%$) ni en âge (aucune différence n’excédait $\frac{1}{4}$ d’année). Notre échantillon final comptait 397 598 femmes éligibles invitées (**Figure 21** – Diagramme de flux de la population d’étude).

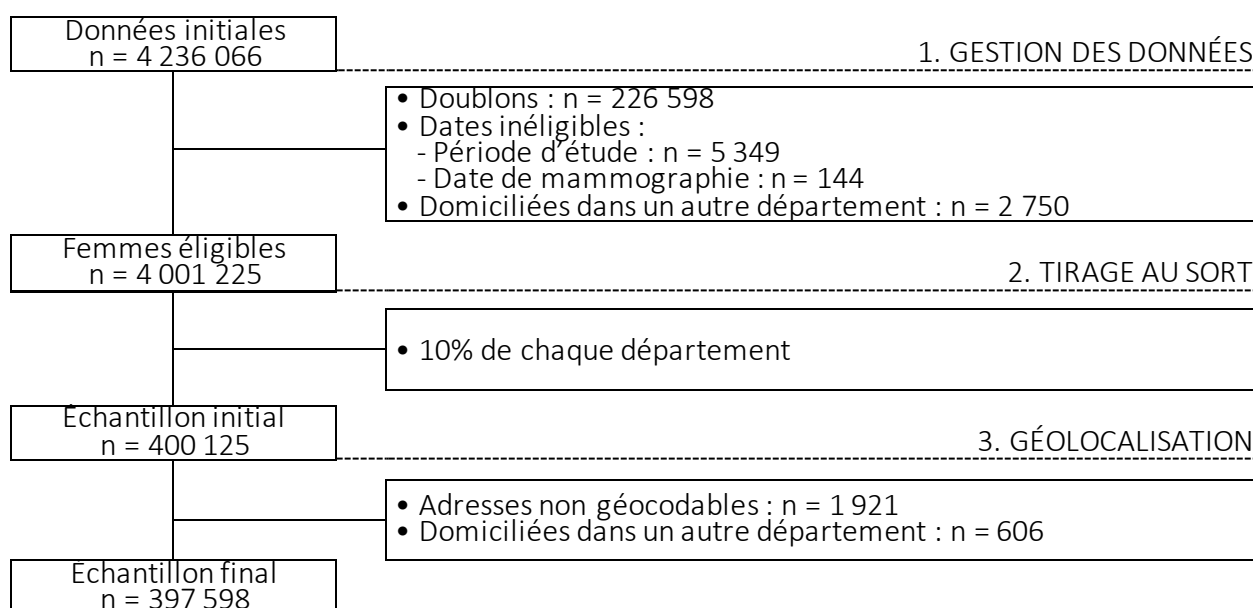


Figure 21 – Diagramme de flux de la population d’étude

2.2 Variables

2.2.1 Premier niveau – les individus (n = 397 598)

- Âge à l'invitation
- Temps de trajet jusqu'au cabinet de radiologie agréé le plus proche

Nous avons demandé aux structures de gestion du dépistage quels cabinets de radiologie agréés étaient actifs sur la période. Tous ces centres ont été géocodés. Le temps de trajet entre le domicile des femmes éligibles invitées et le cabinet de radiologie agréé le plus proche a ensuite été calculé en utilisant les données Navstreets© V14.0 avec l'extension Network Analyst du logiciel ArcGIS© PRO.

2.2.2 Second niveau – les Îlot Regroupé pour l'Information Statistique (IRIS, n = 22 250)

- Version française de l'Indicateur Européen de Défavorisation (EDI)

Avec la géolocalisation des domiciles, chaque femme a pu être associée à son IRIS d'habitation – les plus petites zones pour lesquelles les données de recensement sont disponibles. Ces IRIS sont soit des approximations de quartiers pour les communes de plus de 10 000 habitants et pour la plupart des communes de plus de 5 000 habitants, ou les communes elles-mêmes dans les autres cas. Chacun des IRIS est associé à un score de l'EDI (20), calculé à partir des données de recensement de 2011. Cet indicateur écologique repose sur les besoins fondamentaux associés aux pauvretés objectives et subjectives, un score de l'EDI plus élevé représentant une plus forte défavorisation.

2.2.3 Troisième niveau – les départements (n = 41)

- Dépistage opportuniste

La réalisation d'un dépistage opportuniste n'est pas collectée au niveau individuel. Nous avons utilisé les estimations de Santé Publique France (21), calculées à partir des données du système de santé national pour la population des femmes de 50 à 74 ans en 2013 et 2014. Les créateurs de ces estimations les définissent eux-mêmes comme un « indicateur brut », du fait notamment de l'impossibilité *via* les bases de données de l'assurance maladie de différencier une mammographie réalisée dans le cadre d'un dépistage opportuniste d'une mammographie réalisée pour un suivi d'anomalie clinique, ou d'une mammographie de surveillance pour les femmes à haut risque de cancer du sein. Les valeurs numériques souffrent donc probablement d'imprécisions ; cet indicateur doit ici être interprété avec précaution, comme une approximation de la propension des populations d'un département à recourir aux procédures de dépistage opportuniste.

- Offre de santé spécifique du dépistage du cancer du sein

Nous avons calculé le nombre de cabinets de radiologie agréés pour 100 000 femmes éligibles invitées par département.

- Le statut socioéconomique du département

Deux indicateurs ont été utilisés dans cette étude. Le premier, basé sur le revenu, était le PIB-PPA (Produit Intérieur Brut à Parité de Pouvoir d'Achat) en 2015 selon les statistiques de l'OCDE (Organisation de Coopération et de Développement Économiques) (22). Le second, basé

sur la défavorisation, était la moyenne populationnelle de l'EDI par département. Pour éviter les confusions, cette variable sera nommée « EDI du département » dans le reste de ce document.

2.3 Statistiques

2.3.1 Centrage et réduction des variables

Pour faciliter l'interprétation, toutes les variables ont été centrées, l'individu de référence est un individu pour lequel toutes les caractéristiques sont égales à leur moyenne. Pour faciliter le calcul informatique, toutes les variables ont été réduites. L'effet des variables est donc rapporté pour l'augmentation d'une unité d'écart-type.

2.3.2 Construction du modèle

Les femmes éligibles étaient imbriquées dans les IRIS, eux-mêmes imbriqués dans les départements. Pour obtenir la modélisation la plus juste de la probabilité de participer au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein selon les caractéristiques individuelles et contextuelles générales et spécifiques, nous avons utilisé un modèle linéaire hiérarchique généralisé. Ces modèles ont été construits, par étape, en augmentant leur complexité. Le premier modèle présenté, le Modèle 0, est le modèle « vide », un modèle sans variable explicative, composé uniquement de l'ordonnée à l'origine fixe et du paramètre aléatoire associé. Le Modèle 1 a été construit en ajoutant les effets fixes des variables individuelles et en testant les pentes aléatoires de ceux-ci aux niveaux supérieurs de la hiérarchie. Les Modèles 2 et 3 ont été construits selon la même procédure, en ajoutant les tests d'interaction inter-niveaux. La sélection des modèles a été faite en comparant la déviance par analyse de la variance et les intervalles de confiance des effets aléatoires ont été calculés par *bootstrap*.

2.3.3 Mesures additionnelles

Nous avons calculé le coefficient de partition de la variance (VPC : *Variance Partition Coefficient*) (23) en utilisant l'hypothèse de binarisation d'une variable latente (24) et la proportion de changement de la variance (PCV : « *Proportional Change of the Variance* ») (25). Dès lors que l'on a un modèle à ordonnée à l'origine et pente(s) aléatoire(s), et que ces effets sont corrélés, la variance inter-niveaux devient fonction des variables présentant des pentes aléatoires (26). Quand les pentes aléatoires sont incluses, la variance rapportée dans le **Tableau 5** est la variance entre individus de référence pour cette variable, et nous avons illustré graphiquement les fonctions de variance plus complexes. Ces fonctions sont quadratiques, la variance des valeurs extrêmes doit donc être interprétée avec précaution. Le logiciel R version 4.0.0 a été utilisé pour les analyses et les illustrations.

3. Résultats

3.1 Description de l'échantillon

La description de l'échantillon est disponible dans le **Tableau 4** et la liste des départements participants avec leurs caractéristiques peut être retrouvée dans le **Tableau S1**. Le taux de participation moyen était de 55%, avec des disparités marquées entre les départements (de 40,8% dans l'Essonne et la Seine-Saint-Denis à 68,3% en Indre-et-Loire) (**Figure 22** – Participation au programme national de dépistage organisé des cancers du sein par département). Nous avons illustré le taux de participation en fonction des quintiles de l'EDI et du temps de trajet pour la population globale et en stratifiant par département (**Figures S3 et S4**). Brièvement, la participation en fonction des quintiles de l'EDI suivait une forte tendance générale, avec une participation moins élevée à mesure que l'EDI augmentait dans la quasi-totalité des départements. Le lien était moins net pour le temps de trajet. La participation semblait plus faible pour les populations très proches des centres puis augmentait avec l'éloignement jusqu'à redescendre à nouveau pour les populations les plus éloignées.

Niveau 1 – Individuel	n = 397 598	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Temps de trajet (en minutes)		8,70	7,47	0,00	132,48
Âge (en années)		60,73	7,11	50	74
Participation au PNDOCS ^a (%)		55,06	/	/	/
Niveau 2 – IRIS ^b	n = 22 250				
EDI ^{c, d} (sans dimension)		0,97	5,12	-11,08	35,96
Niveau 3 – Départements	n = 41				
Participation au dépistage opportuniste (%)		8,91	6,06	2,30	28,00
Moyenne de l'EDI ^{c, d} (sans dimension)		0,97	2,29	-1,67	9,63
PIB-PPA ^e par habitant (US\$)		20 638	6 134	17 310	23 360
Nombre de centres de radiologie agréés pour 100 000 femmes éligibles		21,88	8,55	7,69	59,06
^a Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein, ^b Îlots Regroupés pour l'Information Statistique, ^c Indicateur Européen de Défavorisation, ^d Moyenne populationnelle, ^e Produit Intérieur Brut à Parité de Pouvoir d'Achat					

Tableau 4 – Caractéristiques de la population

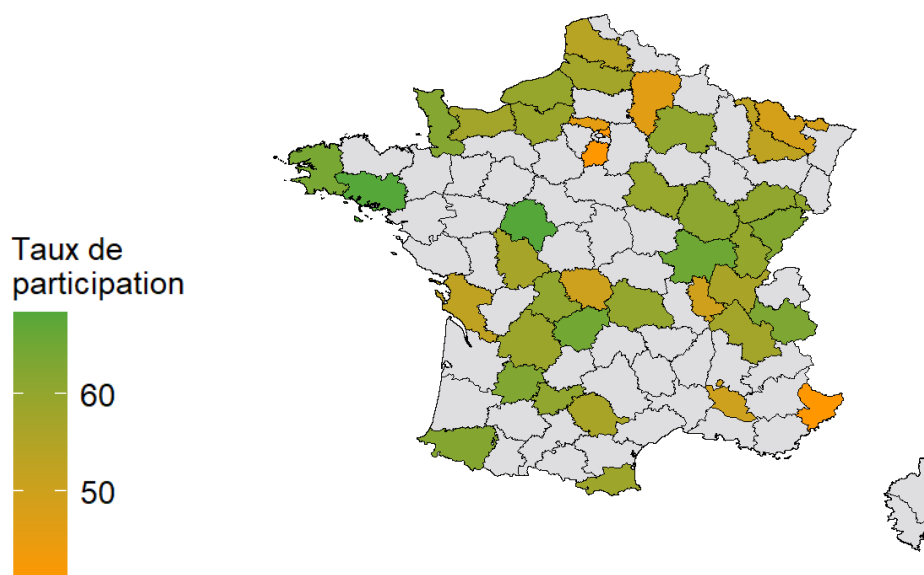


Figure 22 – Participation au programme national de dépistage organisé des cancers du sein par département

3.2 Résultats des modèles

Tous les résultats des modèles sont présentés dans le **Tableau 5**.

3.2.1 Modèle 0

On observait une hétérogénéité de participation (*i.e.* la variance des ordonnées à l'origine) autour de l'ordonnée à l'origine fixe ($OR = 1,32 [1,22-1,45]$) à la fois au niveau des IRIS ($\sigma^2 = 0,055$; $VPC = 1,6\%$) et des départements ($\sigma^2 = 0,082$; $VPC = 2,4\%$). Les résidus pondérés utilisés pour estimer ces variances sont illustrés dans les **Figures 23a** et **23b**.

3.2.2 Modèle 1

Globalement, la participation augmentait avec l'âge ($OR_{1SD} = 1,05 [1,03-1,07]$) et diminuait avec le temps de trajet ($OR_{1SD} = 0,98 [0,96-0,99]$). La force de ces effets variait entre les départements (*i.e.* les pentes aléatoires), de telle manière que l'effet était parfois faible, parfois inexistant et parfois inversé dans certains territoires (illustration dans les **Figures 23c** et **23d**). Les corrélations des effets aléatoires impliquaient que les départements avec une ordonnée à l'origine plus élevée (*i.e.* une plus forte participation globale) avaient en général un effet du temps de trajet plus fort et un effet de l'âge plus faible. L'hétérogénéité entre départements était donc plus forte pour les femmes plus jeunes et pour celles résidant très proches d'un centre de radiologie agréé ou à partir d'un seuil d'éloignement plus élevé (**Figures 24a** et **24b**). L'âge et le temps de trajet interagissaient ($OR = 0,99 [0,98-1,00]$), l'effet est illustré dans la **Figure 25a**.

3.2.3 Modèle 2

Globalement, une augmentation de l'EDI de l'IRIS était associée à une plus faible participation ($OR_{1SD} = 0,84 [0,82-0,86]$). La force de l'association variait par département, mais on observait une faible relation pour seulement quelques-uns (**Figures 23e**). L'analyse des

corrélations montrait que les départements avec une ordonnée à l'origine plus élevée avaient en général un effet de l'EDI de l'IRIS plus fort. L'hétérogénéité entre départements était donc plus forte pour les populations moins défavorisées, et, dans une moindre mesure, pour les populations les plus défavorisées (**Figure 24c**). La prise en compte de l'EDI de l'IRIS réduisait l'hétérogénéité de l'effet du temps de trajet (**Figure 24b**), la variance inter-IRIS de 34% (**Figure 23a**) et la variance inter-départements de 12,2%.

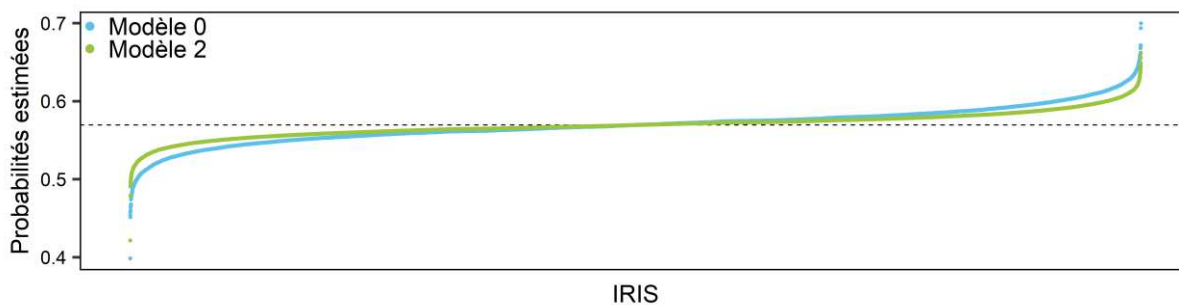
3.2.4 Modèle 3

La participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein était plus faible dans les départements avec de plus forts taux de participation au dépistage opportuniste ($OR_{1SD} = 0,84 [0,79-0,87]$) et avec un EDI du département plus élevé ($OR_{1SD} = 0,91 [0,88-0,96]$). Le taux de dépistage opportuniste interagissait avec l'âge ($OR = 1,02 [1,01-1,04]$) et l'EDI de l'IRIS ($OR = 1,04 [1,03-1,06]$). Ces interactions sont illustrées dans les **Figures 25b** et **25c** : globalement, la participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein était inférieure pour les femmes plus jeunes et moins défavorisées dans les départements avec de plus forts taux de dépistage opportuniste. L'EDI du département interagissait avec l'EDI de l'IRIS ($OR = 1,02 [1,00-1,03]$), avec une participation plus faible pour les femmes des IRIS plus favorisés dans les départements avec plus défavorisés (**Figure 25d**). Enfin, ni le PIB-PPA ni le nombre de centres de radiologie agréés pour 100 000 femmes éligibles invitées n'étaient associés à la participation. Prendre en compte ces différents effets réduisait la variance résiduelle inter-départements de 79,2% (**Figure 23b**), et réduisait largement les hétérogénéités entre départements dans les forces des effets de l'âge, du temps de trajet et de l'EDI de l'IRIS (**Figures 23c, 23d** et **23e**). Les corrélations entre effets aléatoires avaient atteint le seuil d'insignifiance statistique. Les différences résiduelles entre départements dans la participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein étaient donc indépendantes des caractéristiques testées (**Figures 24a, 24b** et **24c**).

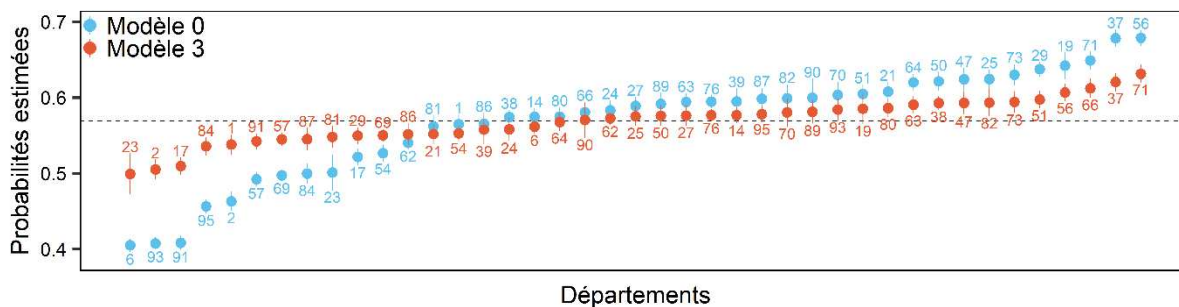
Niveau 1 – Individuel	Modèle 0 : modèle vide	Modèle 1 : variables de niveau 1	Modèle 2 : variable de niveau 2	Modèle 3 : variables de niveau 3
Ordonnée à l'origine	1,32 [1,22–1,45]	1,35 [1,24–1,47]	1,32 [1,22–1,43]	1,32 [1,27–1,37]
Âge	/	1,05 [1,03–1,07]	1,05 [1,03–1,07]	1,05 [1,04–1,06]
Temps de trajet	/	0,98 [0,96–0,99]	0,95 [0,93–0,96]	0,94 [0,93–0,95]
Âge x temps de trajet	/	0,99 [0,98–1,00]	0,99 [0,98–1,00]	0,99 [0,98–1,00]
Niveau 2 – IRIS^a				
<i>Effets fixes</i>				
EDI ^b	/	/	0,84 [0,82–0,86]	0,84 [0,83–0,85]
<i>Effets aléatoires</i>				
Ordonnée à l'origine (σ^2_{0i})	0,055 [0,048–0,058]	0,053 [0,048–0,058]	0,035 [0,030–0,039]	0,035 [0,031–0,039]
VPC ^c	1,60%	1,55%	1,03%	1,05%
PCV ^d	Référence	-3,64%	-36,36%	-36,36%
Niveau 3 – Départements				
<i>Effets fixes</i>				
Dépistage opportuniste	/	/	/	0,84 [0,79–0,87]
Défavorisation	/	/	/	0,91 [0,88–0,96]
<i>Interactions inter-niveaux</i>				
Dépistage opportuniste x Âge	/	/	/	1,02 [1,01–1,04]
Dépistage opportuniste x EDI ^b (IRIS)	/	/	/	1,04 [1,03–1,06]
EDI ^b (département) x EDI ^b (IRIS) ^a	/	/	/	1,02 [1,00–1,03]
<i>Effets aléatoires</i>				
Ordonnée à l'origine (σ^2_{0D})	0,082 [0,053–0,130]	0,082 [0,048–0,123]	0,072 [0,044–0,108]	0,015 [0,007–0,021]
VPC ^c	2,39%	2,39%	2,12%	0,45%
PCV ^d	Référence	0%	-12,20%	-81,71%
Pente de l'Âge (σ^2_{1D})	/	$2,3 \cdot 10^{-3}$ [$1,2 \cdot 10^{-3}$ – $3,7 \cdot 10^{-3}$]	$2,3 \cdot 10^{-3}$ [$1,2 \cdot 10^{-3}$ – $3,6 \cdot 10^{-3}$]	$1,4 \cdot 10^{-3}$ [$5,3 \cdot 10^{-4}$ – $2,2 \cdot 10^{-3}$]
Pente du temps de trajet (σ^2_{2D})	/	$2,1 \cdot 10^{-3}$ [$1,0 \cdot 10^{-3}$ – $3,4 \cdot 10^{-3}$]	$1,4 \cdot 10^{-3}$ [$5,3 \cdot 10^{-4}$ – $2,3 \cdot 10^{-3}$]	$1,2 \cdot 10^{-3}$ [$4,0 \cdot 10^{-4}$ – $2,2 \cdot 10^{-3}$]
Pente de l'EDI ^b (IRIS) ^a (σ^2_{3D})	/	/	$4,1 \cdot 10^{-3}$ [$1,8 \cdot 10^{-3}$ – $6,7 \cdot 10^{-3}$]	$1,1 \cdot 10^{-3}$ [$1,0 \cdot 10^{-4}$ – $1,8 \cdot 10^{-3}$]
<i>Corrélations des effets aléatoires</i>				
$\sigma^2_{0D}, \sigma^2_{1D}$	/	-0,55 [-0,77 ; -0,19]	-0,55 [-0,78 ; -0,23]	-0,18 [-0,57 ; 0,23]
$\sigma^2_{0D}, \sigma^2_{2D}$	/	-0,60 [-0,83 ; -0,31]	-0,71 [-0,94 ; -0,42]	-0,32 [-0,67 ; 0,13]
$\sigma^2_{0D}, \sigma^2_{3D}$	/	/	-0,76 [-0,91 ; -0,54]	-0,03 [-0,65 ; 0,59]
$\sigma^2_{1D}, \sigma^2_{2D}$	/	0,49 [0,12 ; 0,82]	0,68 [0,34 ; 0,95]	0,55 [0,10 ; 0,93]
$\sigma^2_{1D}, \sigma^2_{3D}$	/	/	0,43 [0,08 ; 0,75]	-0,04 [-0,72 ; 0,70]
$\sigma^2_{2D}, \sigma^2_{3D}$	/	/	0,60 [0,17 ; 0,89]	-0,09 [-0,87 ; 0,52]
Déviance du modèle	536 474	535 848	534 615	534 549

^a Îlots Regroupés pour l'Information Statistique, ^b Indicateur Européen de Défavorisation, ^c Coefficient de Partition de la Variance, ^d Proportion de Changement de la Variance

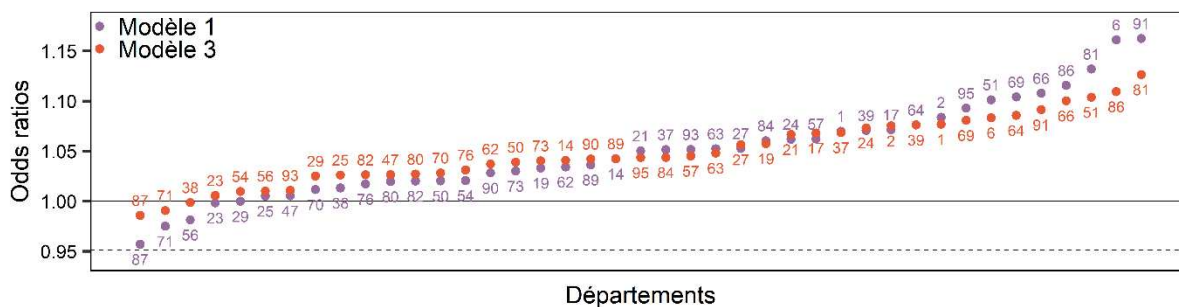
Tableau 5 – Facteurs individuels et contextuels associés à la participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein



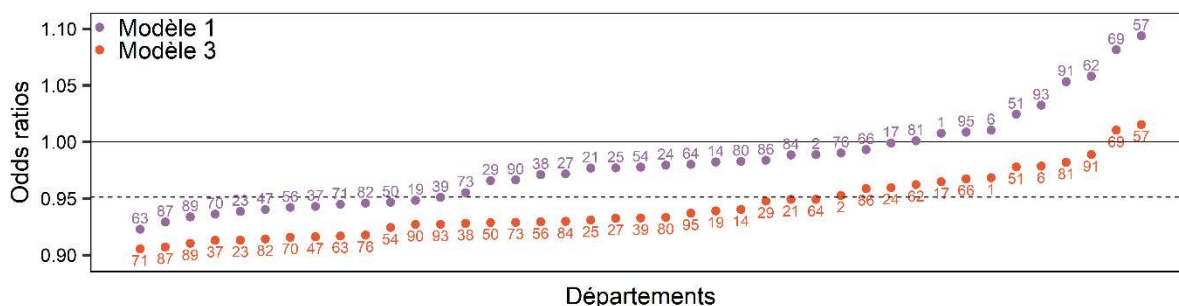
(a) – Ordonnées à l'origine aléatoires au niveau de IRIS (*échelle de probabilité*)



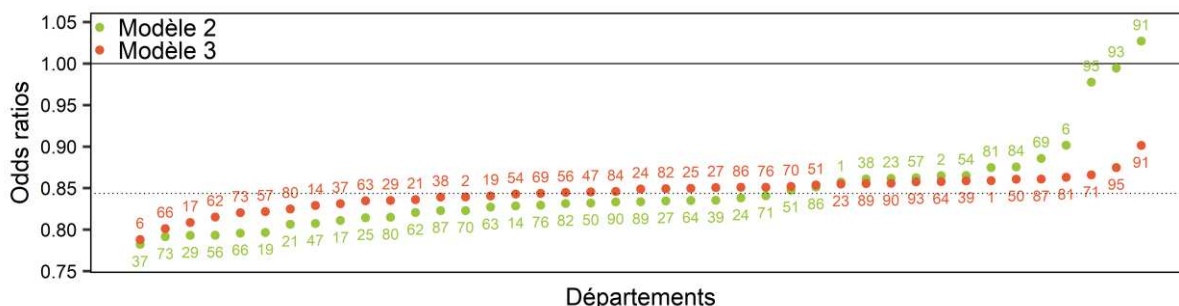
(b) – Ordonnées à l'origine aléatoires au niveau des départements (*échelle de probabilité*)



(c) – Pentés aléatoires de l'âge au niveau des départements (*échelle d'odds ratio*)

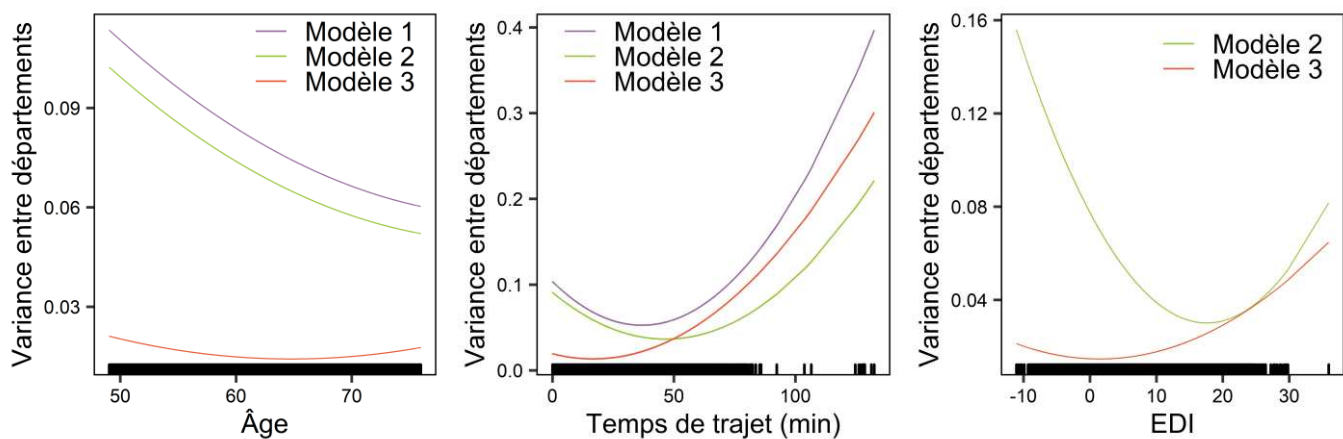


(d) – Pentés aléatoires du temps de trajet au niveau des départements (*échelle d'odds ratio*)



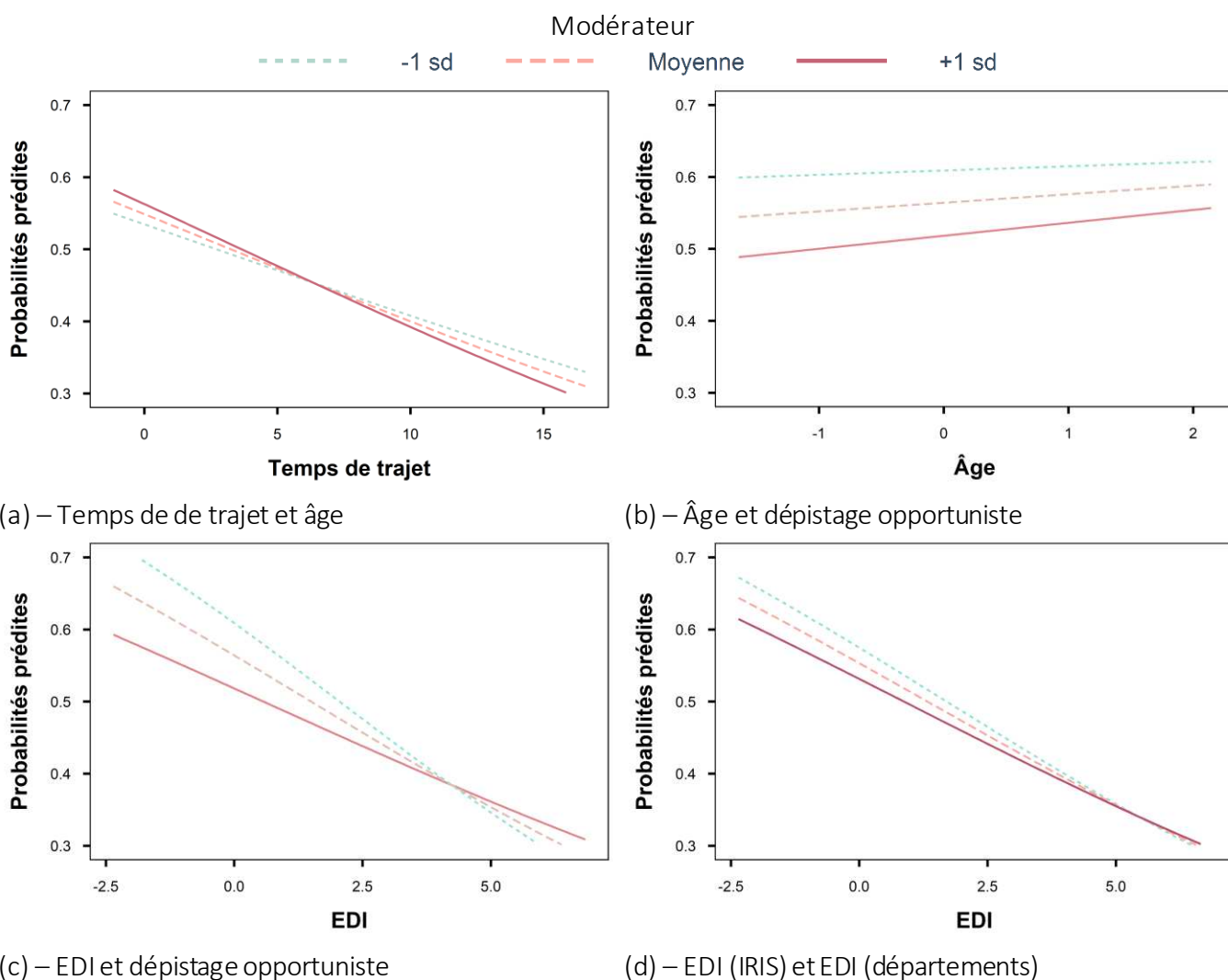
(e) – Pentés aléatoires de l'EDI au niveau des départements (*échelle d'odds ratio*)

Figure 23 – Illustrations des effets aléatoires



(a) – Variance entre départements en fonction de l'âge (b) – Variance entre départements en fonction du temps de trajet (c) – Variance entre départements en fonction de l'EDI (IRIS)

Figure 24 – Variance entre départements en fonction des variables de niveaux inférieurs



(c) – EDI et dépistage opportuniste (d) – EDI (IRIS) et EDI (départements)

Figure 25 – Interactions dans le modèle final

4. Discussion

4.1 Résultats de l'étude

Dans ce large échantillon de femmes éligibles lors de la campagne 2013–2014, nos résultats convergent avec l'ensemble des preuves de la littérature qui montrent que le Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein n'efface pas les iniquités sociales et territoriales de participation.

Nos résultats sur le temps de trajet sont cohérents avec d'autres études menées en France (15,16), alors que les résultats sont plus nuancés au niveau international (27). Bien que nous ayons mis en évidence que la force de l'effet du temps de trajet variait en fonction des départements, les structures populationnelles de défavorisation et de participation au dépistage opportuniste expliquaient la majorité de cette hétérogénéité. Nous avons aussi identifié une interaction persistante entre l'âge et le temps de trajet, l'effet du temps de trajet étant plus fort à mesure que l'âge augmentait. Nous n'avons trouvé aucune autre publication rapportant cet effet, et d'autres travaux sont nécessaires pour confirmer cette hypothèse et apprécier sa robustesse. Le nombre de cabinets de radiologie agréés pour 100 000 femmes éligibles par département n'était pas associé à la participation, en accord avec une étude française précédente (17). Ici encore, les résultats au niveau international sont plus nuancés, particulièrement concernant la densité de professionnels spécifiques au dépistage (27). Approximer l'accessibilité aux soins par cette mesure pourrait être insuffisant, et des mesures plus complètes (isolation sociale, densité des transports publics, capacité de déplacement des femmes, caractéristiques techniques et fonctionnelles des centres de dépistage) pourraient être plus informatives.

Nos résultats sur l'Indicateur Européen de Défavorisation (EDI) sont aussi en accord avec d'autres études françaises ayant utilisé cet indicateur (15,16), l'indicateur de Townsend (17) ou des mesures socio-économiques individuelles (8–12). La diminution de la participation aux dépistages quand la défavorisation des zones d'habitation augmente a aussi été fréquemment rapportée dans la littérature internationale (27). Nous n'avons pas retrouvé de courbe en U inversé comme rapporté sur la même campagne (18). De multiples facteurs peuvent expliquer ces différences : les indicateurs de défavorisation utilisés (FDEP (« *French DEPrivation* ») (28) et EDI), leurs niveaux de mesure (communes et Îlots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS)), le niveau de mesure de la participation (commune et individuelle) ou des différences de population (estimée ou éligible – 96 et 41 départements). Toutefois, nous faisons la même observation que la force des iniquités sociales de participation variait entre départements. Alors que la participation des femmes défavorisées était faible mais relativement comparable entre départements, la participation des femmes les moins défavorisées était plus élevée mais plus hétérogène. Nous avons identifié deux facteurs qui pourraient expliquer cette hétérogénéité.

- Premièrement, la participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein était inférieure dans les départements avec de forts taux de participation au dépistage opportuniste, principalement à mesure que la défavorisation diminuait. D'autres études ont déjà rapporté que les populations plus favorisées ont tendance à participer davantage au dépistage opportuniste (29–31). Des études ont aussi documenté que le dépistage opportuniste était plus inégal que le dépistage organisé (32,33). De plus, le dépistage opportuniste nécessite une prescription médicale – généralement par un médecin généraliste ou un gynécologue (10,30), or la France montre de fortes iniquités sociales dans la fréquentation des deux (8). Les tumeurs du

sein agressives sont plus généralement identifiées par leurs manifestations cliniques, et pourraient donc expliquer pourquoi certaines femmes sont orientées par leur médecin généraliste ou leur gynécologue vers des pratiques de dépistage opportuniste. Nous n'avons pas identifié d'étude française sur l'association entre position sur l'échelle de la hiérarchie sociale et agressivité des cancers du sein, mais une étude danoise trouvait des cancers du sein plus agressifs chez les femmes avec des niveaux scolaires et de revenu plus faibles (34). Dans l'éventualité d'une situation similaire en France, nous devrions donc observer l'effet inverse (*i.e.* une participation plus élevée au dépistage opportuniste à mesure que la défavorisation augmente). La sur-incidence des cancers du sein à mesure que la défavorisation diminue (35) pourrait aussi justifier un suivi plus régulier et plus intensif des femmes concernées et de leurs proches. Cependant, la taille de l'effet est faible, et ne peut pas expliquer une telle différence dans la participation au dépistage opportuniste. Le dépistage opportuniste, en concurrençant le Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein, est donc l'un des facteurs principaux expliquant la faible participation à ce programme, et pourrait partiellement cacher de plus fortes iniquités sociales dans la participation totale (dépistages organisé et opportuniste).

- Deuxièmement, la participation était plus faible à mesure que la défavorisation départementale augmentait, ici encore avec un effet plus marqué dans les populations favorisées. Bien qu'intéressants, ces résultats doivent être interprétés avec prudence. Notre étude est la première à utiliser cette mesure, en particulier en ajustant sur la défavorisation à un niveau inférieur. D'autres travaux sont nécessaires pour mieux comprendre les niveaux de structuration de la défavorisation des individus et pour confirmer la robustesse de ce résultat.

Le Produit Intérieur Brut à Parité de Pouvoir d'Achat n'était pas associé à la participation – ce statut socio-économique basé sur le revenu ne suffit peut-être pas pour identifier les iniquités sociales de participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein. Il est à noter qu'une étude n'a rapporté ni inégalités sociales, ni inégalités territoriales dans une population qui pouvait choisir de réaliser la mammographie soit au cabinet de radiologie agréé, soit dans une unité mobile de mammographie (15).

En accord avec d'autres publications (15,16,29,30,36), la participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein augmentait globalement avec l'âge. Ici encore, la force de cette association variait entre les départements, avec une participation des populations plus jeunes inférieure dans les départements avec de forts taux de participation au dépistage opportuniste. Cela est aussi cohérent avec les résultats d'autres études, qui ont montré que le dépistage opportuniste était une pratique plus fréquente chez les femmes jeunes (29,37), souvent avant l'intervalle d'âge recommandé (36). L'absence de données sur les pratiques de dépistage opportuniste conduit donc à sous-estimer le réel taux de couverture de la population, principalement pour les populations plus jeunes.

Dans le modèle final, les différences inexplicées dans la participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein entre les zones ont été réduites, principalement entre les départements (-82%) et dans une moindre mesure entre les IRIS (-36%). Notre modélisation permet aussi d'expliquer une grande partie des hétérogénéités dans les effets de l'âge, du temps de trajet et de l'EDI de l'IRIS entre départements. D'autres études sont nécessaires pour identifier les facteurs influençant les disparités résiduelles. Il faut toutefois noter que la majorité de l'hétérogénéité dans la participation réside à l'intérieur des niveaux ici utilisés, avec un coefficient de partition de la variance de 4% entre nos niveaux (en utilisant l'hypothèse de la variable latente).

4.2 Forces de l'étude

Premièrement, avec un échantillon représentatif de 42% de la population éligible estimée en France, il s'agit de l'étude observationnelle la plus large menée jusqu'à aujourd'hui qui utilise des données et une mesure de la participation individuelle en France.

La collaboration avec les structures de dépistage nous a aussi permis d'étudier une population très précise. Même si l'on a exclu, par défaut, les femmes sans domicile fixe et celles ayant déménagé récemment – notre population de femmes invitées représentait la grande majorité de la population éligible.

Les échantillons et leur population d'origine ne différaient que très peu en âge et en participation au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein. Bien que cela ne garantisse pas la représentativité, des différences majeures seraient malchanceuses.

La précision du géocodage des domiciles des femmes et des cabinets de radiologie nous a permis d'enrichir les bases de données du temps de trajet au centre de radiologie le plus proche et de l'Indicateur Européen de Défavorisation.

Enfin, nous avons essayé d'utiliser, au mieux, le cadre des modèles multiniveaux – qui sont particulièrement appropriés pour les données imbriquées et les mesures contextuelles.

4.3 Faiblesses de l'étude

Nous avons réalisé un tirage aléatoire de 10% d'une population asymétriquement répartie dans les limites administratives qui définissent les IRIS. Il en résultait une moitié des IRIS avec une population inférieure à 10 femmes éligibles. Bien qu'il ait été argumenté que le facteur le plus important dans le cadre des modèles multiniveaux est le nombre d'unités au niveau supérieur (38), cela pourrait avoir un impact non négligeable sur les estimations des paramètres de nos modèles.

Nous avons exclu les centres de radiologie agréés des départements limitrophes, la qualité des données étant trop douteuse, et n'avons pas pris en compte les dates d'ouverture et de fermeture des centres sur la période, ces données étant insuffisantes. Une base de données des cabinets de radiologie agréés, créée et mise à jour par les autorités de santé compétentes semble nécessaire. Nous avons choisi le temps de trajet au cabinet de radiologie le plus proche – il s'agit d'une hypothèse forte puisqu'il n'est en aucun cas assuré que c'est effectivement celui dans lequel les femmes se rendent, surtout lorsque l'on considère qu'une grande partie de la population est active professionnellement.

Nos données ne sont pas les plus récentes, mais la mise en place de cette étude, la première de ce type, a nécessité du temps (recrutement des structures de dépistage, approbation des autorités, accès aux données de dépistage et des centres de radiologie, géolocalisation, analyses et publications). Cependant, mettre à jour ces résultats avec des données plus récentes pourrait être réalisé plus rapidement.

L'utilisation d'un indicateur écologique de défavorisation soulève la question de savoir s'il agit en tant qu'approximation des positions individuelles sur l'échelle de la hiérarchie sociale (*i.e.* les individus qui comptent pour la forte défavorisation de cette zone tendent à moins participer) et/ou comme une caractéristique contextuelle (*i.e.* les individus qui vivent dans une zone concentrant de la défavorisation tendent à moins participer). Des auteurs ont argumenté que l'ajustement sur des facteurs socio-économiques individuels permettrait de désentrelacer ces deux effets (39), mais les données individuelles ne sont presque jamais collectées en routine. Aussi, les mesures agrégées de défavorisation le sont à partir de données individuelles de tous les individus qui composent cette zone, alors que notre population est spécifique d'une classe d'âge et d'un sexe biologique.

4.4 Généralisabilité de l'étude

Ce travail a inclus 41 départements. Même si l'organisation du dépistage est la même dans tous les départements français, nos résultats pourraient ne pas être généralisables à l'ensemble de la France métropolitaine. Cela est particulièrement le cas pour les départements de Paris et des Hauts-de-Seine, documentés comme ayant les populations les moins participantes au Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein et les plus participantes au dépistage opportuniste, les départements de Corse, dont la situation géographique est particulière, et le département de l'Orne, où une unité mobile de mammographie est intégrée à la proposition de dépistage organisé. Les taux de participation entre les départements de cette étude et le reste des départements français sont comparables (5). Toutefois, nous avons démontré qu'il est logistiquement possible de développer une méthodologie qui pourrait être répliquée à toute la France métropolitaine. Nos résultats ne sont pas généralisables aux départements et régions d'Outre-mer, pour lesquels le contexte général est assez différent et l'EDI peut-être inadapté.

Nous n'avons étudié qu'une seule campagne, et il nous est impossible d'affirmer que chaque campagne souffre des mêmes écueils. Nos résultats sont toutefois dans la lignée de ceux d'autres campagnes, il est aussi très probable que ces iniquités s'accumulent tout au long du parcours de dépistage de l'individu, ce qui mènerait à une large perte d'opportunités pour certaines sous-populations.

4.5 Perspectives

En 2017, la quasi-totalité des États membres de l'Union Européenne avaient un programme de dépistage organisé du cancer du sein basé sur invitation de la population éligible (40). Dans la plupart d'entre eux, la participation et la couverture populationnelle étaient basses, et les iniquités sociales de participation régulièrement rapportées, qu'elles soient individuelles (41) ou contextuelles (27,42). Malheureusement, il nous est impossible de comparer nos résultats à ces études, l'hétérogénéité entre les mesures et les méthodologies étant trop importantes. La méthodologie de développement de l'EDI permet théoriquement de le calculer spécifiquement pour chaque pays, et de le comparer entre les pays. Il a d'ailleurs déjà été développé en Espagne, au Portugal, en Italie, en Slovénie et en Lituanie. Notre méthodologie est donc hypothétiquement répliquable dans toute l'Europe – mais aussi aux autres localisations de cancers dépistées (cancers du côlon-rectum colorectal et du col de l'utérus).

5. Conclusion

Le cancer du sein est une maladie très particulière dans sa structuration sociale. En France (35) et en Europe (43), son incidence (notamment pour les cancers *in situ*) est plus élevée dans les populations socio-économiques favorisées. En terme de fatalité des cas, pourtant, on retrouve le gradient socio-économique classique, avec plus de cas fatals chez les plus défavorisées (44,45). La population qui bénéficierait le plus d'une réduction de la mortalité au travers du dépistage est donc celle qui y participe le moins. C'est en contradiction directe avec les deux objectifs principaux d'un programme de dépistage organisé, à savoir réduire la mortalité évitable et assurer l'équité d'accès au dépistage. En ajoutant la concurrence avec le dépistage opportuniste, en dehors de tout contrôle et évaluation, on risque aussi d'intensifier les risques connus de surdiagnostic et de surtraitement (46), cette fois-ci principalement pour les populations jeunes et aisées.

Une évaluation plus profonde des implications cliniques de nos résultats est nécessaire : la proportion de cancers diagnostiqués et manqués, le stade au diagnostic, la progression dans le parcours de soins, les effets sur la mortalité, la qualité de vie et les coûts engendrés et évités par tous ces indicateurs sont nécessaires pour apprécier une évaluation exhaustive. Un champ de recherche extrêmement utile et innovant pourrait être ouvert en associant efficacement les données des registres de dépistage et les données des registres des cancers.

Un certain nombre de controverses se sont fait entendre sur la balance bénéfices/risques du dépistage organisé du cancer du sein, et ont été très largement discutées dans la communauté scientifique (47) et au-delà (48). Elles ne peuvent être résolues sans une meilleure compréhension de toutes les conséquences de ces programmes. Une étude récente menée au niveau européen (49) a estimé que, chaque année, 21 680 morts par cancer du sein étaient prévenues par le dépistage mammographique, et qu'avec une couverture hypothétique de 100%, on pourrait en éviter 12 343 de plus. Cette couverture n'est pas atteignable – cependant, le Programme National de Dépistage Organisé du Cancer du Sein doit évoluer afin d'optimiser son efficacité dans la couverture populationnelle et dans la réduction des écarts injustes de participation.

6. Références

1. Sung H, Ferlay J, Siegel RL, Laversanne M, Soerjomataram I, Jemal A, et al. Global Cancer Statistics 2020: GLOBOCAN Estimates of Incidence and Mortality Worldwide for 36 Cancers in 185 Countries. *CA Cancer J Clin*. 2021;71(3):209-249. <http://doi.org/10.3322/caac.21660>.
2. Defossez G, Le Guyader-Peyrou S, Uhry Z, Grosclaude P, Colonna M, Dantony E, et al. Estimations nationales de l'incidence et de la mortalité par cancer en France métropolitaine entre 1990 et 2018 - Tumeurs solides : Étude à partir des registres des cancers du réseau Francim. 2019. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/import/estimations-nationales-de-l-incidence-et-de-la-mortalite-par-cancer-en-france-metropolitaine-entre-1990-et-2018-tumeurs-solides-etude-a-partir>
3. Broeders M, Moss S, Nyström L, Njor S, Jonsson H, Paap E, et al. The impact of mammographic screening on breast cancer mortality in Europe: a review of observational studies. *J Med Screen*. 2012;19 Suppl 1:14-25. <http://doi.org/10.1258/jms.2012.012078>.
4. 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. Fourth edition--summary document. *Ann Oncol Off J Eur Soc Med Oncol*. 2008;19(4):614-22. <http://doi.org/10.1093/annonc/mdm481>.
5. Santé Publique France. Taux de participation au programme de dépistage organisé du cancer du sein 2019-2020 et évolution depuis 2005. 2020. [Internet - cité 28 sept 2021]. 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>
6. Haute Autorité de Santé. Dépistage du cancer du sein. 2012. [Internet - cité 7 sept 2021]. Disponible sur: https://www.has-sante.fr/jcms/r_1501534/fr/depistage-du-cancer-du-sein
7. République française. Le Plan cancer 2009-2013 - Les Plans cancer [Internet - cité 7 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.e-cancer.fr/Institut-national-du-cancer/Strategie-de-lutte-contre-les-cancers-en-France/Les-Plans-cancer/Le-Plan-cancer-2009-2013>
8. Devaux M. Income-related inequalities and inequities in health care services utilisation in 18 selected OECD countries. *Eur J Health Econ HEPAC Health Econ Prev Care*. 2015;16(1):21-33. <http://doi.org/10.1007/s10198-013-0546-4>.
9. Carrieri V, Wuebker A. Assessing inequalities in preventive care use in Europe. *Health Policy*. 2013;113(3):247-57. <http://doi.org/10.1016/j.healthpol.2013.09.014>.
10. Jusot F, Goldzahl L. Les déterminants du recours régulier au dépistage du cancer du sein en France. *Rev Francaise Econ*. 2016;Vol. XXXI(4):109-52. <http://doi.org/10.3917/rfe.164.0109>
11. Sicsic J, Franc C. Obstacles to the uptake of breast, cervical, and colorectal cancer screenings: what remains to be achieved by French national programmes? *BMC Health Serv Res*. 2014;14(1):465. <http://doi.org/10.1186/1472-6963-14-465>
12. 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*. 2014;25(8):977-83. <http://doi.org/10.1007/s10552-014-0397-z>.

13. Bussière C, Le Vaillant M, Pelletier-Fleury N. The use of cervical, breast and colorectal cancer screening among people with disability living in institution in France, April 2013: Clémence Bussière. *Eur J Public Health*. 2013;23(suppl_1). <http://doi.org/10.1093/eurpub/ckt126.083>
14. Duport N. Characteristics of women using organized or opportunistic breast cancer screening in France. Analysis of the 2006 French Health, Health Care and Insurance Survey. *Rev Epidemiol Sante Publique*. 2012;60(6):421-30. <http://doi.org/10.1016/j.respe.2012.05.006>.
15. Guillaume E, Launay L, Dejardin O, Bouvier V, Guittet L, Déan P, et al. Could mobile mammography reduce social and geographic inequalities in breast cancer screening participation? *Prev Med*. 2017;100:84-8. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2017.04.006>.
16. 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*. 2014;63:103-8. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2013.12.007>.
17. Pornet C, Dejardin O, Morlais F, Bouvier V, Launoy G. Socioeconomic and healthcare supply statistical determinants of compliance to mammography screening programs: a multilevel analysis in Calvados, France. *Cancer Epidemiol*. 2010;34(3):309-15. <http://doi.org/10.1016/j.canep.2010.03.010>.
18. Deborde T, Chatignoux E, Quintin C, Beltzer N, Hamers FF, Rogel A. Breast cancer screening programme participation and socioeconomic deprivation in France. *Prev Med*. 2018;115:53-60. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2018.08.006>.
19. Group BMJP. Strengthening the reporting of observational studies in epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. *BMJ*. 2007;335(7626):0-a. <http://doi.org/10.1136/bmj.39335.541782.AD>
20. Pornet C, Delpierre C, Dejardin O, Pascale G, Launay L, Guittet L et al. Construction of an adaptable European transnational ecological deprivation index: the French version. *J Epidemiol Community Health* 2012;66:982-989. <http://doi.org/10.1136/jech-2011-200311>.
21. Deborde T. Participation au dépistage organisé du cancer du sein et défavorisation socioéconomique en France. 2018. 242 p.
22. Regional Economy : Gross Domestic Product, Small regions TL3 [Internet]. [cité 7 sept 2021]. Disponible sur: <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=67051>
23. Merlo J, Chaix B, Yang M, Lynch J, Råstam L. A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: linking the statistical concept of clustering to the idea of contextual phenomenon. *J Epidemiol Community Health*. 2005;59(6):443-9. <http://doi.org/10.1136/jech.2004.023473>.
24. Goldstein H, Browne W, Rasbash J. Partitioning Variation in Multilevel Models. *Underst Stat*. 2002;1(4):223-31. http://doi.org/10.1207/S15328031US0104_02
25. LEMMA: 5.3 Allowing for different slopes across groups: Random slope models: C 5-3 [Internet]. [cité 7 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.cmm.bris.ac.uk/lemma/mod/lesson/view.php?id=280&pageid=345>
26. Merlo J, Yang M, Chaix B, Lynch J, Rastam L. A brief conceptual tutorial on multilevel analysis in social epidemiology: investigating contextual phenomena in different groups of people. *J Epidemiol Community Health*. 2005;59(9):729-36. <http://doi.org/10.1136/jech.2004.023929>.

27. Rollet Q, Tron L, De Mil R, Launoy G, Guillaume É. Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies. *Prev Med*. 2021;150:106692. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2021.106692>.
28. 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(1):33. <http://doi.org/10.1186/1471-2458-9-33>
29. Ouédraogo S, Dabakuyo-Yonli TS, Roussot A, Dialla PO, Pornet C, Poillot M-L, et al. Dépistage du cancer du sein dans treize départements français. *Bull Cancer (Paris)*. 2015;102(2):126-38. <http://doi.org/10.1016/j.bulcan.2014.07.002>.
30. Beck F, Guilbert P, Gautier A. Baromètre santé 2005. 2007. 593 p. [Internet - cité 7 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/notices/barometre-sante-2005>
31. Kalecinski J, Régnier-Denois V, Ouédraogo S, Dabakuyo-Yonli TS, Dumas A, Arveux P, et al. Dépistage organisé ou individuel du cancer du sein ? Attitudes et représentations des femmes. *Sante Publique (Bucur)*. 2015;Vol. 27(2):213-20. <http://doi.org/10.3917/spub.152.0213>
32. Palència L, Espelt A, Rodríguez-Sanz M, Puigpinós R, Pons-Vigués M, Pasarín MI, et al. Socio-economic inequalities in breast and cervical cancer screening practices in Europe: influence of the type of screening program. *Int J Epidemiol*. 2010;39(3):757-65. <https://doi.org/10.1093/ije/dyq003>.
33. Walsh B, Silles M, O'Neill C. The importance of socio-economic variables in cancer screening participation: a comparison between population-based and opportunistic screening in the EU-15. *Health Policy Amst Neth*. 2011;101(3):269-76. <http://doi.org/10.1016/j.healthpol.2011.02.001>.
34. Dalton SO, Düring M, Ross L, Carlsen K, Mortensen PB, Lynch J, et al. The relation between socioeconomic and demographic factors and tumour stage in women diagnosed with breast cancer in Denmark, 1983-1999. *Br J Cancer*. 2006;95(5):653-9. <http://doi.org/10.1038/sj.bjc.6603294>.
35. Bryere J, Dejardin O, Launay L, Colonna M, Grosclaude P, Launoy G. Socioeconomic status and site-specific cancer incidence, a Bayesian approach in a French Cancer Registries Network study. *Eur J Cancer Prev*. 2018;27(4):391-8. <http://doi.org/10.1097/CEJ.0000000000000326>.
36. Haute Autorité de Santé. La participation au dépistage du cancer du sein chez les femmes de 50 à 74 ans en France : Situation actuelle et perspectives d'évolution. 2012 [Internet - cité 4 oct 2021]. 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
37. Hirtzlin I, Barre S, Rudnichi A. 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. *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, 2012, n°. 35-36-37, p. 410-2. 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>
38. Theall KP, Scribner R, Broyles S, Yu Q, Chotalia J, Simonsen N, et al. Impact of small group size on neighbourhood influences in multilevel models. *J Epidemiol Community Health*. 2011;65(8):688-95. <http://doi.org/10.1136/jech.2009.097956>.

39. Pickett KE, Pearl M. Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. *J Epidemiol Community Health*. 2001;55(2):111-22. <http://doi.org/10.1136/jech.55.2.111>.
40. Centre international de recherche sur le cancer. Cancer Screening In the European Union - Report on the implementation of the Council Recommendation on cancer screening [Internet]. 2017. Disponible sur: https://ec.europa.eu/health/sites/default/files/major_chronic_diseases/docs/2017_cancer_screening_2ndreportimplementation_en.pdf
41. Deandrea S, Molina-Barceló A, Uluturk A, Moreno J, Neamtiu L, Peiró-Pérez R, et al. Presence, characteristics and equity of access to breast cancer screening programmes in 27 European countries in 2010 and 2014. Results from an international survey. *Prev Med*. 2016;91:250-63. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2016.08.021>
42. Smith D, Thomson K, Bambra C, Todd A. The breast cancer paradox: A systematic review of the association between area-level deprivation and breast cancer screening uptake in Europe. *Cancer Epidemiol*. 2019;60:77-85. <http://doi.org/10.1016/j.canep.2019.03.008>.
43. Mihor A, Tomsic S, Zagar T, Lokar K, Zadnik V. Socioeconomic Inequalities in Cancer Incidence in Europe: A Comprehensive Review of Population-based Epidemiological Studies. *Radiol Oncol*. 2020;54(1):1-13. <http://doi.org/10.2478/raon-2020-0008>.
44. Lundqvist A, Andersson E, Ahlberg I, Nilbert M, Gerdtham U. Socioeconomic inequalities in breast cancer incidence and mortality in Europe-a systematic review and meta-analysis. *Eur J Public Health*. 2016;26(5):804-13. <http://doi.org/10.1093/eurpub/ckw070>.
45. Tron L, Belot A, Fauvernier M, Remontet L, Bossard N, Launay L, et al. Socioeconomic environment and disparities in cancer survival for 19 solid tumor sites: An analysis of the French Network of Cancer Registries (FRANCIM) data. *Int J Cancer*. 2019;144(6):1262-74. <http://doi.org/10.1002/ijc.31951>.
46. 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*. 2014;97(3):410-7. <http://doi.org/10.1016/j.pec.2014.08.016>.
47. Gøtzsche PC, Jørgensen KJ. Screening for breast cancer with mammography. *Cochrane Database Syst Rev*. 2013;2013(6):CD001877. <http://doi.org/10.1002/14651858.CD001877.pub5>.
48. Campergue R, JUNOD B. No mammo ? Enquête sur le dépistage du cancer du sein - Essais - documents. Max Milo Editions; 2011. 544 p. ISBN: 978-2315002931
49. Zielonke N, Kregting LM, Heijnsdijk EAM, Veerus P, Heinävaara S, McKee M, et al. The potential of breast cancer screening in Europe. *Int J Cancer*. 2021;148(2):406-18. <http://doi.org/10.1002/ijc.33204>.

Chapitre V. Discussion, perspectives et conclusion

1. Vers une évaluation systématique des iniquités de participation aux dépistages des cancers en France

Nous avons étudié, dans le **Chapitre 4**, les iniquités de participation au dépistage du cancer du sein en France. Deux autres dépistages y sont proposés et recommandés, ceux des cancers du col de l'utérus et du côlon-rectum.

1.1. Le cancer du col de l'utérus en France

1.1.1. Iniquités, incidence, survie et mortalité

En 2018, 2 920 nouveaux cas de cancer du col de l'utérus avaient été diagnostiqués (1) (**Figure 26** – Incidence des cancers du col de l'utérus par région, standardisée sur l'âge). Entre 2006 et 2009, l'incidence était plus élevée à mesure que la défavorisation (mesuré par l'Indicateur Européen de Défavorisation (EDI)) des zones d'habitation (les Îlots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS)) augmentait. Par rapport aux femmes du premier quintile (les moins défavorisées), le risque était multiplié par 1,2 pour celles du second, 1,3 pour celles du troisième, 1,2 pour les celles du quatrième et 1,6 pour celles du cinquième quintile (2).

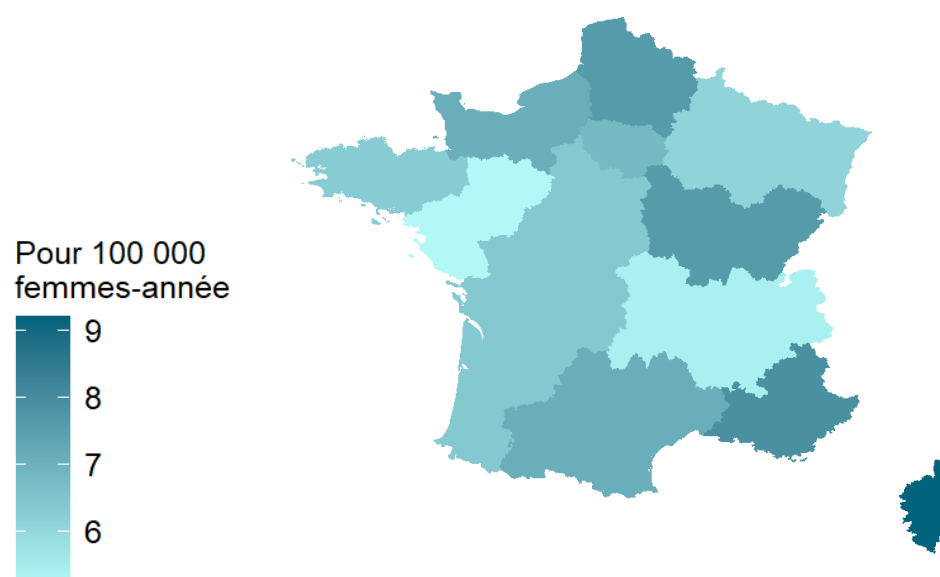


Figure 26 – Incidence des cancers du col de l'utérus par région, standardisée sur l'âge (2007-2016)
Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>)

La survie nette¹¹ à 5 ans, standardisée sur l'âge, était de 63% pour les cancers diagnostiqués en 2010 et 2015 (3). Entre 2006 et 2009, la survie nette à 5 ans, standardisée sur l'âge, était moins bonne à mesure que la défavorisation (EDI) des zones d'habitation (IRIS) augmentait (4). Elle était de 68% dans le premier quintile (les femmes les moins défavorisées), 64% dans le second, 61% dans le troisième, 63% dans le quatrième, et 57% dans le cinquième quintile.

¹¹ Survie qui serait observée si la seule cause de décès possible était le cancer étudié

En 2018, les cancers du col de l'utérus avaient causé 1 117 décès (1) (Pas de données de mortalité des cancers du col de l'utérus par régions). Il s'agit de l'un des seuls cancers féminins pour lequel on observait encore une surmortalité parmi les femmes les moins éduquées par rapport aux plus éduquées entre 1999 et 2007 (5).

1.1.2. Historique du dépistage

Dès 1990, la France a recommandé, dans le cadre d'un dépistage opportuniste, la réalisation d'un frottis cervico-utérin tous les 3 ans pour les femmes âgées de 25 à 65 ans. Dans les années 1990, 4 départements avaient mis en place un dépistage organisé sur des initiatives individuelles (le Bas-Rhin, l'Isère, la Martinique et le Doubs ; pour ce dernier, il s'est arrêté en 2004). Le Haut-Rhin a aussi mis en place un programme de dépistage organisé en 2001 (6).

Un programme pilote (7) a ensuite été instauré en 2010 dans 9 départements supplémentaires (l'Allier, le Puy-de-Dôme, le Cantal, la Haute-Loire, le Cher, l'Indre-et-Loire, le Maine-et-Loire, le Val-de-Marne et la Réunion). Les femmes concernées (éligibles non-dépistées, représentant 57% de la population éligible) recevaient une invitation à prendre rendez-vous chez un professionnel de santé (médecin généraliste, gynécologue ou sage-femme) pour réaliser l'examen, puis un rappel après un an pour les femmes non-dépistées. Ce dépistage n'était pas remboursé à 100%, et, alors que le dépistage organisé a pour objectif de réduire les iniquités de participation, aucune caractéristique sociale n'avait été considérée. Le taux de participation moyen dans les départements pilotes était de 62%, avec de fortes disparités entre départements (de 42% en Martinique à 73% dans les Bas-Rhin et Haut-Rhin). Il n'y avait pas de différence majeure de participation entre les départements pilotes et les autres (8).

En 2018, le programme de dépistage organisé du cancer du col a été généralisé au niveau national (9). Aujourd'hui, il est difficile de savoir à quel point cette mise en place est effective sur tout le territoire. La Haute Autorité de Santé recommande la réalisation d'un frottis cervico-utérin tous les trois ans entre 25 et 29 ans après deux frottis négatifs à un an d'intervalle, puis un typage HPV (virus de papillome humain) tous les 5 ans entre 30 et 65 ans. L'objectif de ce programme est d'atteindre une couverture de 80% et de réduire l'incidence et la mortalité du cancer de col de l'utérus de 30% en 10 ans, tout en réduisant les iniquités de participation. Ce dépistage n'est pas remboursé à 100%. Il consiste en une incitation par courrier pour les femmes éligibles non-dépistées à prendre rendez-vous chez un professionnel de santé dans l'objectif de réaliser l'examen, avec une relance à 12 mois pour les femmes non-dépistées.

1.1.3. Couverture de la population

Avant la mise en place du programme pilote sur 13 départements, le baromètre santé de l'année 2000 rapportait un taux déclaré de réalisation d'un frottis cervico-utérin dans les 3 dernières années de 80% (10). Ce taux déclaré était en décalage important avec les données administratives, les données de l'assurance maladie enregistrant un taux de participation de 60% entre 1998 et 2000 (11). On retrouve la même difficulté à évaluer la couverture de la population dans le baromètre santé 2005 (12) et dans le baromètre santé 2010 (13), dans lesquels, respectivement, 71% et 81% des femmes déclaraient être à jour dans le dépistage, alors que l'assurance maladie enregistrait des taux de participation de 58% entre 2003 et 2006, 57% entre 2005 et 2008 (6) et 52% en 2010 (14). Les taux déclarés étaient encore différents dans l'Enquête

Santé et Protection Sociale (15), qui rapportait des taux de participation de 75% en 2006, 74% en 2008 et 72% en 2010. On retrouve ici la difficulté discutée dans le **Chapitre 2** : les données déclaratives, bien qu'ayant d'autres intérêts, ne permettent pas d'évaluer correctement la participation aux dépistages des cancers.

Pendant et après la mise en place de l'étude pilote, entre 2010 et 2013, les données de l'assurance maladie (16) rapportaient 61% de femmes ayant réalisé un dépistage par frottis cervico-utérin dans les 4 dernières années. Ce sont ces données qui ont ensuite été utilisées pour évaluer la couverture de la population, avec 59% entre 2012 et 2015 et 60% entre 2015 et 2018. On observait de fortes variations entre les départements, puisqu'entre 2017 et 2019, elle allait de 39% en Guyane à 68% dans le Bas-Rhin (17). Enfin, il semble qu'un certain nombre de femmes pourraient réaliser l'examen trop régulièrement, puisqu'entre 2006 et 2008, 41% de femmes avaient réalisé plus d'un frottis sur une période de deux ans et demi (6).

1.1.4. Iniquités de participation

Nous avons déjà vu, dans le **Chapitre 2**, l'étude de Challier publiée en 2000 (18) sur les données de 1993 à 1995 dans le département du Doubs, pour lequel le dépistage organisé était mis en place. La participation était alors plus faible à mesure que la défavorisation (indicateur de Carstairs, indicateur UnderPrivileged Area, indicateur Department of Environment) des zones d'habitation (communes) augmentait, et que les revenus moyens des zones d'habitation et les densités de centres médicaux et paramédicaux diminuaient. Les preuves se sont ensuite accumulées, que ce soit dans les études par questionnaire ou celles sur des données administratives, et que le dépistage soit opportuniste ou organisé. Une participation plus faible (en univarié ou multivarié) a été retrouvée chez les femmes avec un niveau scolaire plus faible (12,13,19–23), un niveau de revenu plus bas (12,13,19,20,23,24), sans emploi (12,13,15,21,22), avec des difficultés économiques (21,23), non-propriétaires de leur logement (19,23) ou vivant dans un logement insalubre (23), sans complémentaire santé privée (12,15,19,20,23,25), bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire (15,16,19) ou sans aucune assurance de santé (22,25), avec un suivi moins régulier par un gynécologue (12,13), un médecin généraliste (15,16,19) ou un spécialiste (15). La participation variait en fonction de la classe sociale professionnelle (15,19–21,23,25), et était plus faible dans les zones de résidence plus défavorisées (16,22,23,25), moins sûres (23), et pour les femmes avec une concentration des activités dans le quartier perçu (25).

1.2. Les cancers du côlon-rectum en France

1.2.1. Iniquités, incidence, survie et mortalité

En 2018, 43 336 nouveaux cas de cancer du côlon-rectum avaient été diagnostiqués (1) (**Figure 27** – Incidence des cancers du côlon-rectum par région, standardisée sur l'âge). Entre 2006 et 2009, on ne trouvait pas d'association entre l'incidence et la défavorisation (mesuré par l'Indicateur Européen de Défavorisation (EDI)) de la zone d'habitation (les Îlots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS)) (2).

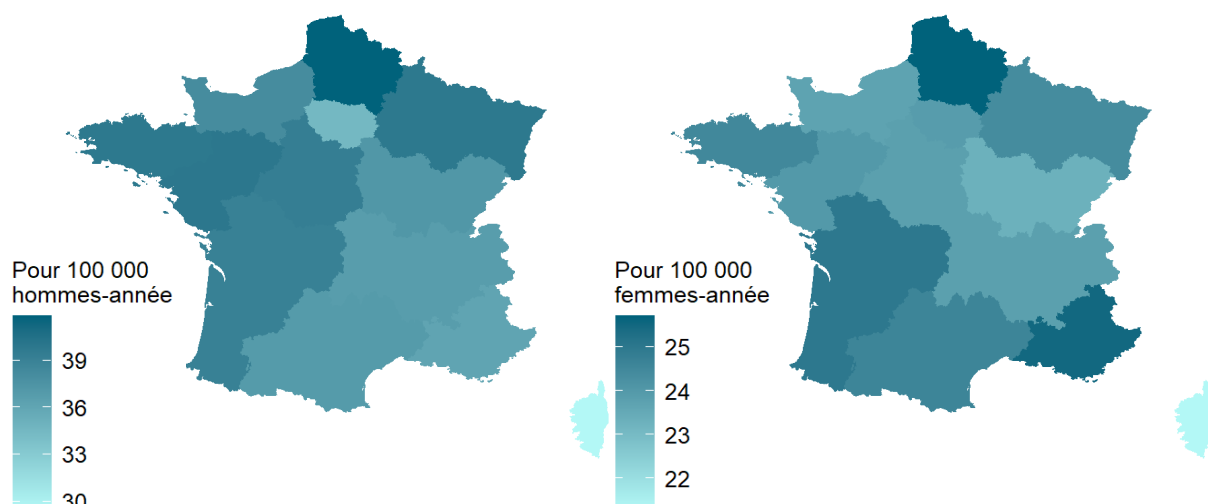


Figure 27 – Incidence des cancers du côlon-rectum par région, standardisée sur l'âge (2007-2014)
Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>)

La survie nette à 5 ans¹², standardisée sur l'âge, était de 63% pour les cancers diagnostiqués entre 2010 et 2015 (3). Entre 2006 et 2009, la survie nette à 5 ans, standardisée sur l'âge, était moins bonne à mesure que la défavorisation (EDI) des zones d'habitation (IRIS) augmentait (4). Pour les femmes, elle était de 66% pour le premier quintile (les moins défavorisées), 64% pour le second, 63% pour le troisième, 64% pour le quatrième, et 61% pour le cinquième quintile. Pour les hommes, elle était de 64% pour le premier quintile, 64% pour le second, 61% pour le troisième, 60% le quatrième, et 58% pour le cinquième quintile.

En 2018, les cancers du côlon-rectum avaient causé 11 117 décès (1) (**Figure 28** – Mortalité des cancers du côlon-rectum par région, standardisée sur l'âge). Entre 1999 et 2007, on observait une légère surmortalité des moins éduqués par rapport aux plus éduqués chez les femmes et les hommes (5).

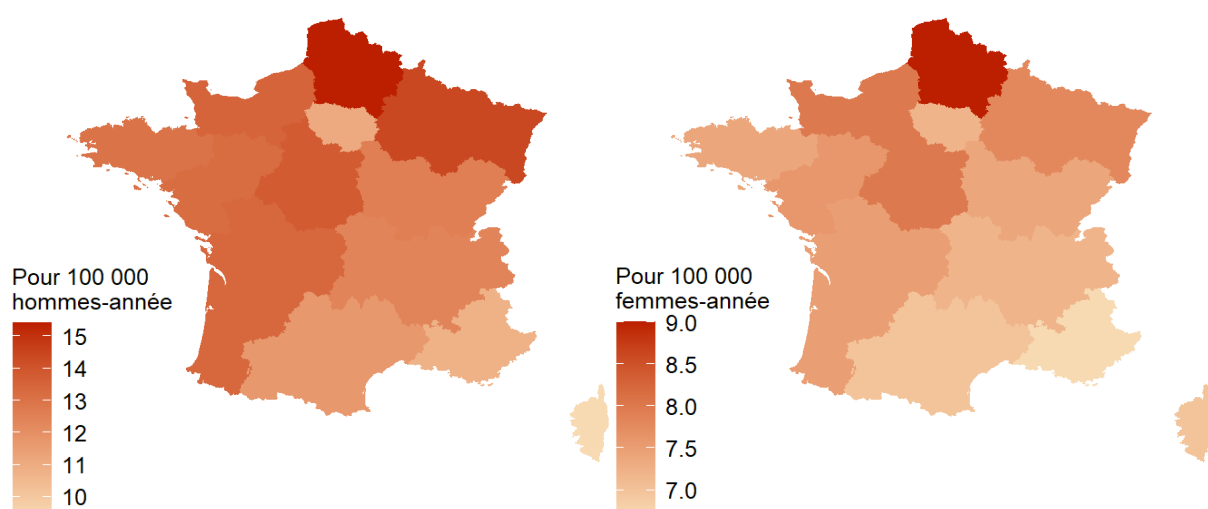


Figure 28 – Mortalité des cancers du côlon-rectum par région, standardisée sur l'âge (2007-2014)
Source : Santé Publique France (<https://www.santepubliquefrance.fr/>)

¹² Survie qui serait observée si la seule cause de décès possible était le cancer étudié

1.2.2. Historique du dépistage

Le dépistage des cancers du côlon-rectum a été proposé en France par un examen au gaïac (FOBT) dès 1984 pour les salariés de 45 à 65 ans, sans qu'aucune évaluation n'ait été faite (26). On retrouve ensuite plusieurs études, en 1985 dans le Calvados, en 1988 dans 12 cantons de Saône-et-Loire, en 1990 dans les régions Aquitaine et Nord-Picardie et en 1991 à nouveau dans le Calvados (27).

Les premières recommandations nationales d'un FOBT bisannuel entre 50 et 74 ans ont été publiées en 1998, suivies d'une première étude pilote entre 2002 et 2006 dans 23 départements (l'Allier, les Alpes-Maritimes, les Ardennes, les Bouches-du-Rhône, le Calvados, la Charente, la Côte-d'Or, le Finistère, l'Hérault, l'Ille-et-Vilaine, l'Indre-et-Loire, l'Isère, la Marne, la Mayenne, la Moselle, le Nord, l'Orne, le Puy-de-Dôme, les Pyrénées-Orientales, le Haut-Rhin, la Saône-et-Loire, l'Essonne, la Seine-Saint-Denis) (28–30). L'objectif était d'atteindre 50% de participation. Les individus étaient invités à consulter leur médecin traitant pour évaluer leur risque de développer un cancer du côlon-rectum et à se faire remettre un kit de dépistage à réaliser chez soi, puis à renvoyer vers un centre de lecture. En cas de non-réalisation de l'examen, le kit de dépistage était directement envoyé par courrier. Ce dépistage n'était pas remboursé à 100%. En 2006, le programme a été évalué dans 19 départements pour lesquels on avait au moins deux ans de recul (l'Allier, les Bouches-du-Rhône, le Calvados, la Charente, la Côte d'Or, le Finistère, l'Hérault, l'Ille-et-Vilaine, l'Indre-et-Loire, l'Isère, la Mayenne, la Moselle, le Nord, l'Orne, le Puy-de-Dôme, les Pyrénées-Orientales, le Haut-Rhin, la Saône-et-Loire, l'Essonne). La participation moyenne était de 42%, avec de fortes disparités entre les départements (de 31% en Isère à 54% dans le Haut-Rhin).

En 2008, le programme de dépistage organisé du cancer colorectal a été généralisé au niveau national, avec un objectif de 45% de participation. Les modalités de l'examen étaient les mêmes que dans l'étude pilote (31). Une nouvelle évaluation a été mise en place en 2009 pour 46 des départements avec 2 ans de recul. La participation moyenne était de 34%, avec de fortes disparités entre les départements (de 16% dans les Hauts-de-Seine à 56% en Saône-et-Loire). Seulement 9 départements atteignaient le taux de 45%.

En 2015, les examens immunologiques ont remplacé les FOBT après des essais montrant leur supériorité (32,33). Les autres modalités du dépistage n'ont pas été modifiées.

1.2.3. Couverture de la population

Avant la mise en place du programme pilote dans 23 départements, la première étude menée dans le Calvados en 1985 (26) retrouvait 19% de participation sur un an. Les études des 6 campagnes successives menées en Bourgogne à partir de 1988 (34,35) retrouvaient une participation de 55%, 53%, 54%, 57%, 58% et 56%. La participation était de 23% dans les essais de 1990 en région Aquitaine et en Nord-Picardie et de 44% dans celui mené en 1991 dans le Calvados. Le baromètre santé de l'année 2000 rapportait un taux déclaré de déjà-examinés de 20% chez les plus de 40 ans (10).

Pendant et après la mise en place de l'étude pilote, le baromètre de 2005 (12) rapportait 33% de déjà-examinés chez les 50-74 ans (27% dans les départements avec uniquement un dépistage individuel contre 46% dans les départements pilotes). L'Enquête Santé et Protection

Sociale (15) rapportait 18% d'individus entre 50 et 74 ans déclarant avoir réalisé un FOBt dans les deux ans précédents en 2006, puis 22% chez les hommes et 24% chez les femmes en 2008.

Pendant et après la mise en place du programme national, le baromètre santé de 2010 (13) rapportait 45% des individus déclarant avoir réalisé un FOBt depuis moins de deux ans, et l'Enquête Santé et Protection Sociale (15) en rapportait 39% en 2010. Depuis 2009, les taux de participation sont calculés par Santé Publique France grâce aux données des structures de dépistage. Ces taux étaient de 34% en 2009-2010 (36) (ici encore, on peut observer de fortes différences entre les taux déclarés par questionnaire et les données administratives), 32% en 2011-2012 (37), 30% en 2013-2014 (38), 29% en 2015-2016 (39), 32% en 2017-2018 (40), et 29% en 2019-2020 (41), avec de fortes disparités territoriales (de 9% en Guyane à 43% dans le Haut-Rhin).

1.2.4. Iniquités de participation

Les iniquités de participation ont été rapportées dès 1997 dans le Calvados (27), avec une plus faible participation pour les classes sociales professionnelles les moins valorisées et les classes intermédiaires par rapport aux classes les mieux valorisées. Les preuves se sont ensuite accumulées, que ce soit dans les études par questionnaire ou celles sur données administratives, et que le dépistage soit opportuniste ou organisé. Une participation plus faible (en univarié ou multivarié) a été retrouvée pour les individus avec un niveau scolaire plus faible (12,42), un niveau de revenu plus bas (12,20), sans emploi (20,42), des difficultés économiques (13,42), sans complémentaire santé privée (20,42), bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) (15), avec un suivi médical moins régulier par un médecin généraliste (12,13,15,42) ou un spécialiste (15). La participation variait en fonction de la classe sociale professionnelle (12,13,15,20), du type d'assurance santé (43,44), et était plus faible dans les zones de résidence plus défavorisées (43,44).

1.3. Perspectives

Bien que tous soient organisés au niveau national (même si cela est très récent pour le dépistage du cancer du col), la dynamique de participation aux dépistages des cancers semble, au mieux, stagnante, alors qu'aucun des trois dépistages n'a jamais atteint son objectif en termes de participation au niveau national. Ces dépistages n'ont que très peu changé dans leurs modalités au fil du temps, laissant peu d'espoir d'amélioration spontanée dans les années à venir.

Quel que soit le type de proposition de dépistage, les iniquités sociales et territoriales de participation semblent être parmi les facteurs les plus récurrents expliquant ces trop faibles adhésions aux programmes. Les populations les moins participantes étant généralement celles pour lesquelles la survie avec un cancer dépistable est la plus courte, et généralement celles avec les taux de mortalité les plus élevés, c'est pourtant pour elles que les dépistages seraient les plus utiles et efficaces. Une amélioration de la couverture de la population, notamment par une réduction des iniquités de participation, semble donc être une voie prometteuse pour atteindre les objectifs affichés et améliorer significativement l'efficacité de ces programmes.

Des études comme celle que nous avons menée dans le **Chapitre 4**, mais plus régulières, généralisées à la France entière (il reste des efforts à faire, particulièrement pour les

départements et régions d'Outre-Mer), et sur les trois localisations dépistables, permettraient de mieux quantifier les iniquités et comprendre les dynamiques de participation. Ce type d'étude doit aussi s'enrichir, grâce à d'autres sources de données individuelles et contextuelles (l'étude menée dans le **Chapitre 2** offre plusieurs pistes de réflexion), au travers des modèles multiniveaux, ce qui permettrait de mieux comprendre les freins et les facteurs facilitant la réalisation des dépistages. Cela permettrait surtout de mieux cibler et évaluer d'éventuelles interventions visant à les améliorer.

Un couplage des données de dépistage avec les données des registres permettrait d'évaluer l'impact réel des iniquités et de la participation sur les paramètres cliniques, l'incidence, la survie et la mortalité par cancer. Ces paramètres sont cruciaux dans l'évaluation de la balance bénéfices/risques et pour l'information claire et loyale de la population, qui sont la base nécessaire de tout acte de santé. Dans ce cadre (et dans beaucoup d'autres), le développement des registres de cancer à un niveau national permettrait des évaluations bien plus ambitieuses et plus précises.

Enfin, les iniquités de santé ne s'arrêtent pas aux dépistages et/ou aux cancers. Une évaluation systématique des iniquités actuelles et de leurs causes, ainsi que de celles qui sont/seront produites (ou réduites) dès lors qu'une nouvelle politique publique est mise en place semble être le strict minimum si l'on souhaite un jour les comprendre et espérer les réduire.

2. Vers une évaluation des dépistages dans l'Union Européenne

2.1. Incidence, survie, mortalité et iniquités des cancers dépistables dans l'Union Européenne

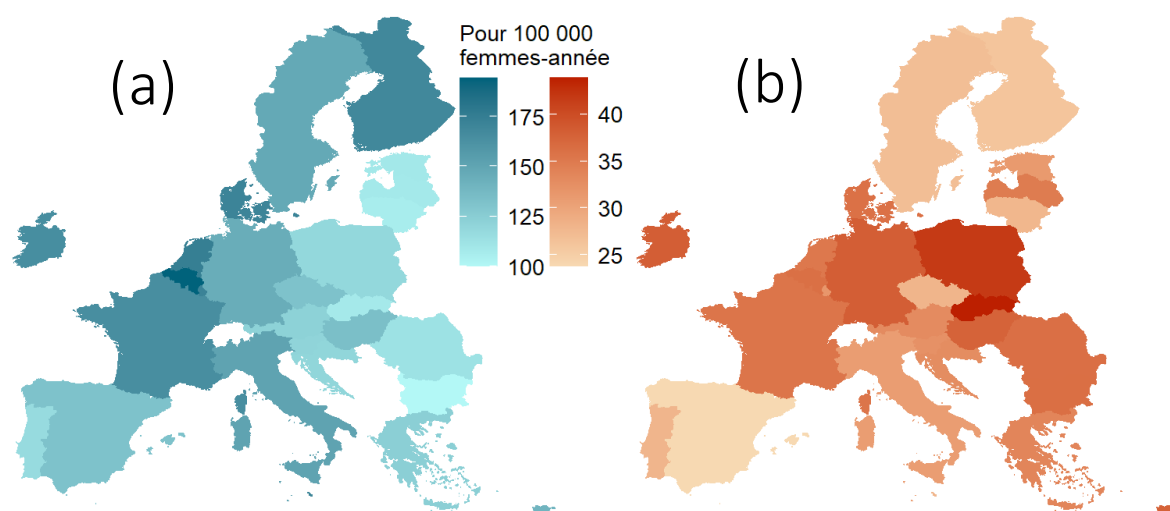
En 2020 (45), le cancer du sein était le cancer le plus diagnostiqué dans l'Union Européenne, avec 355 000 nouveaux cas (13% des cancers diagnostiqués, 29% chez les femmes), le cancer du côlon-rectum était le second cancer le plus diagnostiqué, avec 341 000 nouveaux cas (13% des cancers diagnostiqués), et le cancer du col de l'utérus était le 19^{ème} cancer le plus diagnostiqué, avec 30 500 nouveaux cas (1% des cancers diagnostiqués, 2,5% des cancers chez les femmes) (**Figure 29 – Incidence et Mortalité des cancers dépistables dans l'Union Européenne**). Les cancers dépistables représentaient donc plus d'un quart des cancers diagnostiqués.

Selon l'étude CONCORD-3 (46), entre 2010 et 2014, la survie nette¹³ à 5 ans, standardisée sur l'âge, variait de 74% en Lituanie à 93% à Chypre pour le cancer du sein, de 55% en Bulgarie à 73% à Chypre pour le cancer du col de l'utérus, de 51% en Croatie à 72% à Chypre pour le cancer du côlon, et de 46% en Bulgarie à 76% à Chypre pour le cancer du rectum.

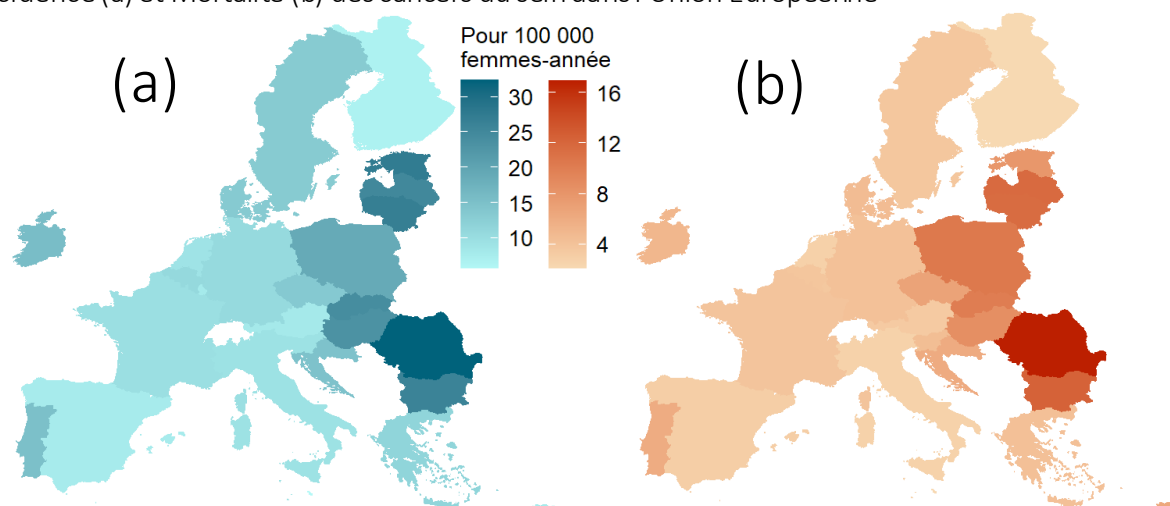
En 2020 (45), le cancer du côlon-rectum était le second cancer le plus mortel, avec 156 000 décès (12% des décès par cancer), le cancer du sein était le troisième cancer le plus mortel, avec 92 000 décès (7% des décès par cancer, 17% chez les femmes), et le cancer du col de l'utérus était le 19^{ème} cancer le plus mortel avec 13 500 décès (1% des décès par cancer, 2% chez les femmes) (**Figure 29 – Incidence et Mortalité des cancers dépistables dans l'Union Européenne**). Les cancers dépistables représentaient donc un cinquième des décès par cancer.

Il n'existe aujourd'hui aucune étude qui évalue les iniquités d'incidence, de survie et de mortalité des cancers (dépistables ou non) à l'échelle de l'Union Européenne. Les données que nous présentons ci-dessous sont généralement issues de revues systématiques de la littérature. Ces études diffèrent par leurs sources de données, les mesures de la position sociale ou les mesures des indicateurs liés aux cancers. Ces études permettent malgré tout de définir plusieurs tendances. L'incidence du cancer du sein semble plus élevée à mesure que l'on monte l'échelle de la hiérarchie sociale, avec un effet plus marqué pour les cancers *in situ* (47,48). Pour le cancer du côlon-rectum (48), les études les plus anciennes semblaient s'accorder sur une incidence plus élevée à mesure que l'on montait l'échelle de la hiérarchie sociale, mais cette tendance semble s'être ensuite inversée dans plusieurs pays (principalement dans le Nord et l'Ouest de l'Europe), menant à des résultats contradictoires au niveau de l'Union Européenne. Pour le cancer du col de l'utérus (48), on observait généralement une incidence plus élevée à mesure que l'on descendait l'échelle de la hiérarchie sociale. Pour les trois localisations, il semble que, systématiquement, la survie soit moins longue et la mortalité plus élevée à mesure que l'on descend l'échelle de la hiérarchie sociale (47,49–52).

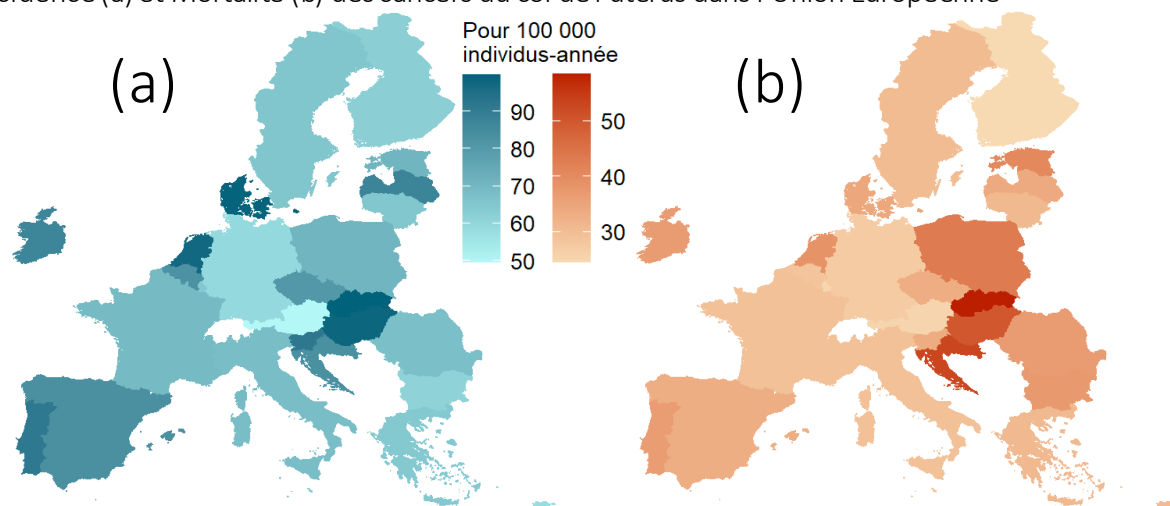
¹³ Survie qui serait observée si la seule cause de décès possible était le cancer étudié



Incidence (a) et Mortalité (b) des cancers du sein dans l'Union Européenne



Incidence (a) et Mortalité (b) des cancers du col de l'utérus dans l'Union Européenne



Incidence (a) et Mortalité (b) des cancers du côlon-rectum dans l'Union Européenne

Figure 29 – Incidence et Mortalité des cancers dépistables dans l'Union Européenne (2020)

Source: European Cancer Information System (<https://ecis.jrc.ec.europa.eu/>)

2.2. Dépistages et iniquités de participation

En 2003, les ministères de la santé des pays membres de l'Union Européenne ont adopté un ensemble de recommandations pour les dépistages des cancers et un engagement commun d'implémenter des dépistages organisés basés sur la population pour les cancers du sein, du côlon-rectum, et du col de l'utérus (53). Depuis, des lignes directrices ont été publiées pour chaque dépistage (54–56), ainsi que deux rapports (basés sur des questionnaires), sur l'implémentation des dépistages dans l'Union Européenne (2008 (57), 2017 (58)).

Selon le dernier rapport, en 2016, 25 sur les 28 pays de l'Union Européenne avaient un programme de dépistage basé sur la population (régional ou national) pour les cancers du sein, 22 pour les cancers du col de l'utérus, et 20 pour les cancers du côlon-rectum. Ces programmes avaient beaucoup de similarités, mais certaines modalités pouvaient varier entre pays (l'intervalle d'âge, l'intervalle entre deux tests, le test proposé...). De plus, pour certains pays, le dépistage organisé coexistait avec une part non négligeable de dépistage opportuniste, et parfois, le dépistage opportuniste était la seule option proposée. La Commission Européenne a défini des taux de couverture acceptables de 70% pour les dépistages des cancers du sein et du col de l'utérus, et désirables de 75% pour le premier et 85% pour le second, et des taux de couverture acceptable de 45% et désirable de 65% pour les dépistages des cancers du côlon-rectum.

En 2013¹⁴, 79% de la population éligible au dépistage des cancers du sein dans l'Union Européenne (*i.e.* les femmes de 50 à 69 ans selon les recommandations européennes) avaient été invités à un programme de dépistage organisé, et 49% avaient réalisé l'examen au travers de ce dépistage. Pour la population invitée, le taux de participation atteignait 60%. Le Danemark, la Finlande, les Pays-Bas, la Slovénie, l'Espagne et le Royaume-Uni étaient les seuls pays pour lesquels la participation atteignait le taux acceptable défini par l'Union Européenne. Pour le dépistage des cancers du col, 59% de la population éligible (en l'absence de recommandation européenne, nous avons considéré les femmes de 30 à 59 ans, qui sont celles pour lesquelles le dépistage est généralement recommandé) avaient été invités à un programme de dépistage organisé, et 30% avaient réalisé l'examen au travers de ce dépistage. Pour la population invitée, le taux de participation atteignait 51%. Aucun pays n'atteignait le taux de participation acceptable défini par l'Union Européenne. Pour le dépistage des cancers du côlon-rectum, 33% de la population éligible (*i.e.* les individus de 50 à 74 ans selon les recommandations européennes) avaient été invités à un programme de dépistage organisé, et 14% avaient réalisé l'examen au travers de ce dépistage. Pour la population invitée, le taux de participation atteignait 38%. L'Italie, les Pays-Bas, la Slovénie, l'Espagne, la Finlande et le Royaume-Uni étaient les seuls pays pour lesquels la participation atteignait le taux acceptable défini par l'Union Européenne.

Nous avons, dans le **Chapitre 2**, étudié 15 études provenant des pays de l'Union Européenne, montrant que de nombreuses caractéristiques contextuelles (défavorisation, niveau de revenu, niveau scolaire, proportion d'individus catégorisés par ethnies, répartition des professionnels de santé, niveau d'urbanité, type de programme, régions) avaient été associées à

¹⁴ Nous rapportons les résultats des pays pour lesquels les données sont disponibles, voir la publication princeps pour plus d'informations.

la participation aux dépistages. D'autres travaux¹⁵ (59–64) ont fait les mêmes constats sur ces caractéristiques, ou sur des caractéristiques individuelles (niveau scolaire, assurance santé, niveau de revenu, catégorisation comme appartenant à une ethnie, distance, emploi), ou encore sur des déterminants macro-contextuels.

2.3. Perspectives

Nos conclusions rejoignent ici celles faites pour la France : bien que majoritairement organisés à travers l'Union Européenne, la plupart des programmes de dépistage atteignent des taux de couverture trop faibles et n'effacent pas les iniquités de participation. Ici encore, cela pourrait être un frein majeur à leur efficacité, alors que, dès leur conception, les programmes de dépistage organisé avaient pour objectif de réduire les iniquités d'accès (53).

Pourtant, il semble que la force de ces iniquités varie d'un pays à l'autre, et que quelques pays atteignent des taux de participation suffisants. Comme nous l'avons déjà rapporté dans le **Chapitre 4**, l'étude que nous avons menée est théoriquement répliquable à l'échelle européenne. En effet, l'Indicateur Européen de Défavorisation a été conçu pour être évaluable et comparable entre les pays. La possibilité de le calculer, les échelles auxquelles il pourrait l'être, son efficacité et sa comparabilité réelle entre les pays de l'Union Européenne restent toutefois à démontrer, et des études doivent être menées dans cette direction pour aboutir à un outil réellement adapté. Ici encore, cette variable n'est pas suffisante. Les études dans l'Union Européenne doivent aussi intégrer les caractéristiques individuelles et contextuelles (régionales, nationales) pertinentes (l'étude menée dans le **Chapitre 2** offre plusieurs pistes de réflexion, et, ici encore, les modèles multiniveaux seraient particulièrement appropriés). Cela permettrait de mieux comprendre la diffusion des pratiques de dépistage à travers l'ensemble de la population éligible de l'Union Européenne (en 2020, 61 000 000 de femmes pour le dépistage des cancers du sein, 92 000 000 de femmes pour le dépistage des cancers du col de l'utérus et 141 000 000 d'individus pour le dépistage des cancers du côlon-rectum selon les recommandations européennes), l'impact des politiques de santé menées, et des caractéristiques qui façonnent à la fois la participation et l'ampleur des iniquités. Ce partage d'expérience pourrait aboutir à des politiques européennes efficaces dans la recherche d'une couverture suffisante, juste et équitable de la population.

Comme pour la France, un couplage aux données des registres permettrait des évaluations européennes de l'impact des dépistages et des iniquités de participation sur les données cliniques, l'incidence, la mortalité et la survie des cancers, et sur la balance bénéfices/risques et les rapports coût/efficacité des différentes stratégies mises en œuvre.

Développer des mesures comparables entre pays permettrait aussi de renforcer le tissu des recherches à l'échelle de l'Union Européenne, au-delà des dépistages et des cancers. Les iniquités de santé, leur ampleur et leurs tendances ont été largement documentées, entre et à l'intérieur des pays membres (espérance de vie, mortalités infantile, périnatale et maternelle, affections psychiatriques et neurologiques, suicide, maladies cardiovasculaires, infectieuses, respiratoires...), et la réduction de ces iniquités est l'une des priorités affichées par l'Union Européenne (65–71).

¹⁵ Nous faisons ici référence aux travaux qui ont été menés dans plusieurs pays européens à la fois, ou à des synthèses de la littérature. Les travaux menés à des niveaux nationaux ou infranationaux sont très nombreux.

3. Pourquoi réduire les iniquités de santé ?

Finalement, quels sont les impacts des 600 enfants qui meurent chaque minute avant d'avoir atteint l'âge de 5 ans ? Des 800 femmes qui meurent chaque jour en accouchant, ou encore des 27 000 décès quotidiens par cancer ? Des millions de personnes qui n'ont pas la possibilité d'accéder aux dépistages des cancers, et des millions qui ont cette possibilité, mais qui ne participent pas ? Pourquoi, enfin, le fait que toutes ces situations, et bien d'autres, soient plus fréquentes dans certaines populations ne serait pas qu'un problème mineur, voire, pour certains, une situation souhaitable et bénéfique ?

Peu d'auteurs ont tenté de répondre à ces questions. Deux axes sont majoritairement proposés : l'argument économique et l'argument de la justice sociale.

3.1. Des coûts évitables et des recettes manquées

Deux études économiques, l'une menée dans l'Union Européenne et l'autre aux États-Unis, ont fourni des éléments d'intérêt. Ces études ont de nombreuses limites que les auteurs détaillent très rigoureusement dans les publications princeps.

Aux États-Unis, LaVeist (72) s'est basé sur l'hypothèse que tous les groupes raciaux/ethniques avaient la même santé que le groupe avec la meilleure santé. Les auteurs ont estimé que, entre 2003 et 2006, les coûts directs des soins auraient été réduits de 229 400 000 000\$ (31% des coûts totaux), et que les coûts indirects liés à la baisse de productivité à cause des maladies et des morts prématurées auraient été réduits de 1 007 900 000 000\$.

Dans l'Union Européenne, Mackenbach (73) s'est basé sur l'hypothèse que la moitié de la population avec le niveau scolaire le plus bas avait la même santé (déclarée) que la moitié avec le niveau scolaire le plus élevé. Les auteurs ont estimé que, chaque année, les revenus générés par le travail auraient été supérieurs de 141 000 000 000€, les revenus générés par la consommation auraient été supérieurs de 980 000 000 000€, les coûts directs des soins auraient été réduits de 177 000 000 000€, et les coûts liés aux pensions d'invalidité et de chômage auraient été réduits de 60 000 000 000€.

3.2. La violation d'un droit fondamental (74–81)

Une partie, au moins, des différences de santé que l'on observe entre individus, entre groupes, entre nations ou entre régions du Monde est évitable, inéquitable et injuste. Puisque, comme je l'ai déjà énoncé dans le **Chapitre I**, « la possession du meilleur état de santé qu'il est capable d'atteindre constitue l'un des droits fondamentaux de tout être humain, quelles que soient sa race, sa religion, ses opinions politiques, sa condition économique ou sociale », ces différences sont des violations quotidiennes de ce droit.

Les droits de l'humain sont universels (nous avons tous le droit, à égalité, de les exercer), inaliénables (ils ne peuvent être abrogés), indivisibles et interdépendants (on ne peut pas exercer pleinement un droit si l'on ne peut pas exercer les autres). Pour pouvoir exercer leur droit à la

santé, les individus doivent donc jouir des autres droits (alimentation, éducation, travail, liberté...), et pour exercer ces autres droits ils doivent pouvoir jouir de leur droit à la santé.

Cette conséquence des iniquités de santé a trait directement à des concepts moraux et éthiques, qui finalement trouvent une partie de leurs objectifs dans la recherche de l'équité en santé. Whitehead a défini l'équité en santé comme l'idée « qu'idéalement tout le monde devrait avoir une juste opportunité d'atteindre son plein potentiel de santé, ou, de façon plus pragmatique, qu'aucun ne devrait être désavantagé pour l'atteindre, si l'on peut l'éviter ».

Dans l'état actuel de nos connaissances et de nos organisations, il serait utopique de penser que tous les individus peuvent avoir la même et la meilleure santé, mais la notion d'équité en santé doit servir pour l'établissement d'un système plus juste – où les opportunités de santé des individus dépendent uniquement de leurs besoins, améliorant par conséquent la santé de tous.

Le caractère évitable de ces iniquités sous-entend aussi la nécessité d'action pour les éviter, et la responsabilité de ceux qui peuvent agir et qui ne le font pas (ou pas assez). C'est principalement le rôle des États, qui ont ratifié ces droits à de multiples reprises – s'engageant ainsi à l'obligation et au devoir de les respecter, de les mettre en place et de les protéger, mais c'est aussi un rôle collectif et individuel, puisque nous devons également respecter et défendre les droits d'autrui.

3.3. Une santé globale moins bonne (82–90)

Au-delà des aspects moraux et éthiques et des coûts évitables à court terme des iniquités de santé, l'un des objectifs de leur réduction est l'amélioration globale de la santé, bénéfique sur des temps beaucoup plus longs. Faire une liste exhaustive de tous les intérêts d'une bonne santé est impossible, mais la santé, dès l'enfance constitue l'un des facteurs les plus importants dans la définition du parcours de vie. C'est le cas pour, entre autres, le parcours scolaire (performances et durée), l'employabilité (chômage, qualité de l'emploi, niveaux de rémunération, présentéisme, absentéisme), la productivité, le développement social (autonomie, cohésion, participation sociétale), la reproduction, l'épargne, l'investissement, la capacité d'entreprendre etc.

4. Conclusion

La lutte pour l'assurance du droit fondamental des individus à atteindre leur plein potentiel de santé est une bataille jusqu'ici perdue. En 1984, l'Organisation Mondiale de la Santé se donnait pour objectif de réduire les différences de santé entre les pays et entre les groupes à l'intérieur des pays de 25% avant l'année 2000, et en 2008, elle se donnait pour objectif d'en réduire l'écart en une génération. Le bilan de ces objectifs est douloureux, puisque peu d'améliorations ont été observées, et que pour beaucoup d'indicateurs, la situation est pire aujourd'hui qu'elle ne l'était à l'époque. Que nous ayons créé les conditions pour que, entre 1980 et 2016, le pourcent d'individus avec les revenus les plus élevés aient vu leurs fortunes augmenter deux fois plus que les 50% des individus qui avaient les revenus les plus faibles – résultant en 2016 en une concentration de 20% des revenus du Monde chez 1% de la population, 70% chez le reste de la moitié haute, alors que les 50% restants s'en partageaient 10% - n'y est peut-être pas étranger (91). Qu'en 2021, 1% de la population détienne 45% des richesses mondiales non plus (92).

Parce qu'ils sont la deuxième cause de mortalité dans le Monde après les maladies cardiovasculaires, et que l'incidence et la mortalité des cancers augmentent à travers le globe, ils sont l'une des difficultés majeures à laquelle nous avons et aurons à faire face. Même si l'évolution des progrès technologiques est une nécessité, la prévention et la santé publique sont des armes complémentaires qui ne reçoivent aujourd'hui que trop peu d'intérêt. Les cancers du col de l'utérus (auxquels, en plus du dépistage, il faut ajouter la vaccination) et du côlon-rectum pourraient, sinon disparaître, être beaucoup moins fréquents qu'ils ne le sont, et les cancers déclarés du sein, du col de l'utérus et du côlon-rectum bien mieux pris en charge s'ils étaient détectés à des stades plus précoces. Ce sont des millions de vie perdues alors qu'elles pourraient être sauvées.

Parmi tous les acteurs de la santé publique, la recherche a un rôle majeur à jouer. Nous avons vu, dans ce document, de nombreux travaux, mais le manque d'acquisition et de structuration des données, les difficultés à comparer les résultats entre les études et les nombreux débats sur les méthodes et les modèles à utiliser sont autant de limites qu'il faudra franchir pour mener des recherches plus ambitieuses et de meilleure qualité. Un problème doit être bien compris pour être correctement résolu. Les acteurs de la recherche devraient aussi pouvoir mener et évaluer plus d'interventions de santé, alors qu'ils sont aujourd'hui souvent cantonnés à des rôles d'observateurs de l'injustice.

La question des iniquités de santé dépasse largement le cadre de la recherche. Dans un questionnaire récent (93), 70% des Français partageaient un ressenti d'inégalités face aux cancers, perçues à travers le revenu, le lieu de résidence, le niveau d'information et le fait d'être seul ou isolé. Cinquante-trois pourcents estimaient ne pas être suffisamment informés sur les dépistages, et les principaux freins identifiés étaient la difficulté d'obtenir un rendez-vous, l'éloignement géographique des centres de dépistage et le manque de moyens financiers. Dans un questionnaire mené dans l'Union Européenne (94), les répondants estimaient que la réduction des iniquités de santé était le plus grand défi de santé publique pour l'Union Européenne, et la seconde priorité politique au niveau national (44%, après l'innovation technologique à 45%). Soixante-neuf pourcents des répondants estimaient que des efforts supplémentaires devaient être fournis dans cet objectif, alors que seulement 38% avaient confiance dans les responsables politiques de l'Union Européenne pour les réduire.

De la même manière que les iniquités de santé et les inégalités se transmettent entre les générations, on peut estimer que l'équité est tout aussi héréditaire. Nous ne réduirons pas les écarts injustes de santé qui existent en une génération, mais transformer le système pour qu'il rentre dans un cercle vertueux dans lequel les écarts commencent à se réduire serait déjà un bon début. Un système plus équitable et une meilleure santé, sur la durée, permettraient de renforcer nos sociétés face aux défis qu'elles ont aujourd'hui à relever, et à mieux les préparer pour les défis auxquels elles seront confrontées dans l'avenir.

5. Références

1. Defossez G, Le Guyader-Peyrou S, Uhry Z, Grosclaude P, Colonna M, Dantony E, et al. Estimations nationales de l'incidence et de la mortalité par cancer en France métropolitaine entre 1990 et 2018 - Tumeurs solides : Étude à partir des registres des cancers du réseau Francim. 2019. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/import/estimations-nationales-de-l-incidence-et-de-la-mortalite-par-cancer-en-france-metropolitaine-entre-1990-et-2018-tumeurs-solides-etude-a-partir>
2. Bryere J, Dejardin O, Launay L, Colonna M, Grosclaude P, Launoy G. Socioeconomic status and site-specific cancer incidence, a Bayesian approach in a French Cancer Registries Network study. *Eur J Cancer Prev.* 1 juill 2018;27(4):391-8. <http://doi.org/10.1097/CEJ.0000000000000326>.
3. Coureau G, Mounier M, Trétarre B, Dantony E, Uhry Z, Monnereau A, et al. Survie des personnes atteintes de cancer en France métropolitaine 1989-2018 - Synthèse des résultats : tumeurs solides et hémopathies malignes. 2021. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/import/survie-des-personnes-atteintes-de-cancer-en-france-metropolitaine-1989-2018-synthese-des-resultats-tumeurs-solides-et-hemopathies-malignes>
4. Tron L, Belot A, Fauvernier M, Remontet L, Bossard N, Launay L, et al. Socioeconomic environment and disparities in cancer survival for 19 solid tumor sites: An analysis of the French Network of Cancer Registries (FRANCIM) data. *Int J Cancer.* 2019;144(6):1262-74. <http://doi.org/10.1002/ijc.31951>.
5. Menvielle G, Rey G, Jouglu E, Luce D. Diverging trends in educational inequalities in cancer mortality between men and women in the 2000s in France. *BMC Public Health.* 2013;13(1):823. <http://doi.org/10.1186/1471-2458-13-823>.
6. Haute Autorité de Santé. État des lieux et recommandations pour le dépistage du cancer du col de l'utérus en France. 2010 [Internet - cité 11 sept 2021]. Disponible sur: https://www.has-sante.fr/jcms/c_1009772/fr/etat-des-lieux-et-recommandations-pour-le-depistage-du-cancer-du-col-de-l-uterus-en-france
7. Hamers FF, Duport N, Beltzer N. Population-based organized cervical cancer screening pilot program in France. *Eur J Cancer Prev Off J Eur Cancer Prev Organ ECP.* 2018;27(5):486-92. <http://doi.org/10.1097/CEJ.0000000000000365>.
8. Hamers FF, Jezewski-Serra D. Couverture du dépistage du cancer du col de l'utérus en France, 2012-2017 // Cervical cancer screening coverage in France, 2012-2017. *Bull Epidemiol Hebd.* 2019;(22-23):417-23. Disponible sur: http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2019/22-23/2019_22-23_2.html
9. Santé Publique France. Dépistage du cancer du col de l'utérus. 2020. [Internet- cité 9 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/evaluation-du-programme-de-depistage-du-cancer-du-col-de-l-uterus>
10. Guilbert P, Baudier F, Gautier A. Baromètre santé 2000 : Résultats. Volume 2. 2001. 473 p. [Internet - cité 11 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/notices/barometre-sante-2000-resultats.-volume-2>

11. Rousseau A, Bohet P, Merliere J, Treppoz H, Heules Bernin B, Ancelle Park R. Evaluation du dépistage organisé et du dépistage individuel du cancer du col de l'utérus : utilité des données de l'Assurance maladie. *Bull Epidemiol Hebd*, 2002;(19)81-3. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-col-de-l-uterus/evaluation-du-depistage-organise-et-du-depistage-individuel-du-cancer-du-col-de-l-uterus-utilite-des-donnees-de-l-assurance-maladie>
12. Beck F, Guilbert P, Gautier A. Baromètre santé 2005. 2007. 593 p. [Internet - cité 7 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/notices/barometre-sante-2005>
13. Beck F, Gautier A. Baromètre cancer 2010. 2012. 272 p. [Internet - cité 10 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/import/barometre-cancer-2010>
14. Haute Autorité de Santé. Dépistage du cancer du col de l'utérus. 2010. [Internet - cité 11 sept 2021]. Disponible sur: https://www.has-sante.fr/jcms/r_1501380/fr/depistage-du-cancer-du-col-de-l-uterus
15. Sicsic J, Franc C. Obstacles to the uptake of breast, cervical, and colorectal cancer screenings: what remains to be achieved by French national programmes? *BMC Health Serv Res*. 2014;14(1):465. <http://doi.org/10.1186/1472-6963-14-465>
16. Barre S, Massetti M, Leleu H, Catajar N, de Bels F. Caractérisation des femmes ne réalisant pas de dépistage du cancer du col de l'utérus par frottis cervico-utérin en France. *Bull Epidemiol Hebd*, 2017(2-3)39-47. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-col-de-l-uterus/documents/article/caracterisation-des-femmes-ne-realisant-pas-de-depistage-du-cancer-du-col-de-l-uterus-par-frottis-cervico-uterin-en-france>
17. Santé publique France - Géodes - Indicateurs : cartes, données et graphiques [Internet - cité 11 sept 2021]. Disponible sur: https://geodes.santepubliquefrance.fr/#c=indicator&i=depistage_ccu.couverture_stand&s=2017-2019&t=a01&view=map2
18. Challier B, Meslans Y, Viel J-F. Deprived areas and attendance to screening of cervix uteri cancer in a French region. *Cancer Causes Control*. 2000;11(2):157-62. <http://doi.org/10.1023/A:1008998322628>
19. Duport N, Serra D, Goulard H, Bloch J. Quels facteurs influencent la pratique du dépistage des cancers féminins en France ? *Rev D'Épidémiologie Santé Publique*. 2008;56(5):303-13. <http://doi.org/10.1016/j.respe.2008.07.086>
20. Kelly DM, Estaquio C, Léon C, Arwidson P, Nabi H. Temporal trend in socioeconomic inequalities in the uptake of cancer screening programmes in France between 2005 and 2010: results from the Cancer Barometer surveys. *BMJ Open*. 2017;7(12):e016941. <http://doi.org/10.1136/bmjopen-2017-016941>.
21. 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*. 2014;25(8):977-83. <http://doi.org/10.1007/s10552-014-0397-z>.
22. Grillo F, Vallée J, Chauvin P. Inequalities in cervical cancer screening for women with or without a regular consulting in primary care for gynaecological health, in Paris, France. *Prev Med*. avr 2012;54(3-4):259-65. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2012.01.013>.

23. Rigal L, Saurel-Cubizolles M-J, Falcoff H, Bouyer J, Ringa V. Do social inequalities in cervical cancer screening persist among patients who use primary care? The Paris Prevention in General Practice survey. *Prev Med*. 2011;53(3):199-202.
<http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2011.06.016>.
24. Devaux M. Income-related inequalities and inequities in health care services utilisation in 18 selected OECD countries. *Eur J Health Econ HEPAC Health Econ Prev Care*. 2015;16(1):21-33.
<http://doi.org/10.1007/s10198-013-0546-4>.
25. Vallée J, Cadot E, Grillo F, Parizot I, Chauvin P. The combined effects of activity space and neighbourhood of residence on participation in preventive health-care activities: The case of cervical screening in the Paris metropolitan area (France). *Health Place*. 2010;16(5):838-52.
<http://doi.org/10.1016/j.healthplace.2010.04.009>.
26. Herbert C, Launoy G. Le dépistage organisé du cancer colorectal en France. Système de soins et logiques professionnelles. *Santé publique*. 1999;11(4)391-407. Disponible sur:
https://bdsp-ehesp.inist.fr/vibad/controllers/getNoticePDF.php?path=/Sfsp/SantePublique/1999/4/IMP_HERBER_ps.pdf
27. Herbert C, Launoy G, Gignoux M. Factors affecting compliance with colorectal cancer screening in France: differences between intention to participate and actual participation. *Eur J Cancer Prev Off J Eur Cancer Prev Organ ECP*. févr 1997;6(1):44-52.
<http://doi.org/10.1097/00008469-199702000-00008>.
28. Goulard H, Ancelle Park R, Julien M, Bloch J. Le cancer colorectal en France. Evaluation 2002 à 2004. 2006. 6 p. [Internet - cité 12 sept 2021]. Disponible sur:
<https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/le-cancer-colorectal-en-france.-evaluation-2002-a-2004>
29. Goulard H, Boussac Zarebska M, Salines E, Bloch J. Évaluation épidémiologique du dépistage du cancer du côlon et du rectum. Premières campagnes du programme pilote français. 2009. 8 p. [Internet - cité 11 sept 2021]. Disponible sur:
<https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/evaluation-epidemiologique-du-depistage-du-cancer-du-colon-et-du-rectum.-premieres-campagnes-du-programme-pilote-francais>
30. Goulard H, Boussac-Zarebska M, Ancelle-Park R, Bloch J. French colorectal cancer screening pilot programme: results of the first round. *J Med Screen*. 1 sept 2008;15(3):143-8.
<http://doi.org/10.1258/jms.2008.008004>.
31. Leuraud K, Jezewski-Serra D, Viguier J, Salines E. Colorectal cancer screening by guaiac faecal occult blood test in France: Evaluation of the programme two years after launching. *Cancer Epidemiol*. 1 déc 2013;37(6):959-67. <http://doi.org/10.1016/j.canep.2013.07.008>.
32. Launoy GD, Bertrand HJ, Berchi C, Talbourdet VY, Guizard AVN, Bouvier VM, et al. Evaluation of an immunochemical fecal occult blood test with automated reading in screening for colorectal cancer in a general average-risk population. *Int J Cancer*. 2005;115(3):493-6.
<http://doi.org/10.1002/ijc.20921>.
33. Guittet L, Bouvier V, Mariotte N, Vallee JP, Arsène D, Boutreux S, et al. Comparison of a guaiac based and an immunochemical faecal occult blood test in screening for colorectal cancer in a general average risk population. *Gut*. 2007;56(2):210-4.
<http://doi.org/10.1136/gut.2006.101428>.

34. Faivre J, Arveux P, Milan C, Durand G, Lamour J, Bedenne L. Participation in mass screening for colorectal cancer: results of screening and rescreening from the Burgundy study. *Eur J Cancer Prev.* 1 oct 1991;1(1):49-55. PMID: 1842684.
35. Bedenne L, Durand G, Faivre J, Milan C, Boutron MC, Arveux P, et al. [Preliminary results of a mass screening program for colorectal cancer]. *Gastroenterol Clin Biol.* 1990;14(2):140-5. PMID: 2328881
36. Santé Publique France. Taux de participation au programme de dépistage organisé du cancer colorectal 2009-2010. [Internet - cité 12 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/taux-de-participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-colorectal-2009-2010>
37. Santé Publique France. Taux de participation au programme de dépistage organisé du cancer colorectal 2011-2012. [Internet]. [cité 12 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/taux-de-participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-colorectal-2011-2012>
38. Santé Publique France. Taux de participation au programme de dépistage organisé du cancer colorectal 2013-2014. [Internet - cité 12 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/taux-de-participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-colorectal-2013-2014>
39. Santé Publique France. Taux de participation au programme de dépistage organisé du cancer colorectal 2015-2016. [Internet - cité 12 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/taux-de-participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-colorectal-2015-2016>
40. Santé Publique France. Taux de participation au programme de dépistage organisé du cancer colorectal 2017-2018. [Internet - cité 12 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/articles/taux-de-participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-colorectal-2017-20182>
41. Santé Publique France. Cancer colorectal : données de dépistage 2019-2020. [Internet - cité 12 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/les-actualites/2021/cancer-colorectal-donnees-de-depistage-2019-2020>
42. Goulard H, Boussac Zarebska M, Duport N, Bloch J. Facteurs d'Adhésion au Dépistage Organisé du cancer colorectal : étude Fado-colorectal, France, décembre 2006-avril 2007. *Bull Epidemiol Hebd*, 2009;(2-3)25-9. Disponible sur: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-colon-rectum/facteurs-d-adhesion-au-depistage-organise-du-cancer-colorectal-etude-fado-colorectal-france-decembre-2006-avril-2007.-numero-thematique-depis>
43. Pornet C, Dejardin O, Morlais F, Bouvier V, Launoy G. Socioeconomic determinants for compliance to colorectal cancer screening. A multilevel analysis. *J Epidemiol Community Health.* 2010;64(4):318-24. <http://doi.org/10.1136/jech.2008.081117>.

44. Poncet F, Delafosse P, Seigneurin A, Exbrayat C, Colonna M. Determinants of participation in organized colorectal cancer screening in Isère (France). *Clin Res Hepatol Gastroenterol*. 2013;37(2):193-9. <http://doi.org/10.1016/j.clinre.2012.04.011>
45. Commission Européenne. European Cancer Information System [Internet - cité 9 sept 2021]. Disponible sur: <https://ecis.jrc.ec.europa.eu/>
46. Allemani C, Matsuda T, Di Carlo V, Harewood R, Matz M, Nikšić M, et al. Global surveillance of trends in cancer survival: analysis of individual records for 37,513,025 patients diagnosed with one of 18 cancers during 2000–2014 from 322 population-based registries in 71 countries (CONCORD-3). *Lancet Lond Engl*. 2018;391(10125):1023-1075. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(17\)33326-3](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(17)33326-3).
47. Lundqvist A, Andersson E, Ahlberg I, Nilbert M, Gerdtham U. Socioeconomic inequalities in breast cancer incidence and mortality in Europe-a systematic review and meta-analysis. *Eur J Public Health*. 2016;26(5):804-13. <http://doi.org/10.1093/eurpub/ckw070>.
48. Mihor A, Tomsic S, Zagar T, Lokar K, Zadnik V. Socioeconomic Inequalities in Cancer Incidence in Europe: A Comprehensive Review of Population-based Epidemiological Studies. *Radiol Oncol*. 2020;54(1):1-13. <http://doi.org/10.2478/raon-2020-0008>.
49. Minicozzi P, Coleman MP, Allemani C. Social Disparities in Survival from Breast Cancer in Europe. *Social Environment and Cancer in Europe*. 2021;p71-111. https://doi.org/10.1007/978-3-030-69329-9_7
50. Manser CN, Bauerfeind P. Impact of socioeconomic status on incidence, mortality, and survival of colorectal cancer patients: a systematic review. *Gastrointest Endosc*. 2014;80(1):42-60.e9. <http://doi.org/10.1016/j.gie.2014.03.011>.
51. Donkers H, Bekkers R, Galaal K. Systematic Review on Socioeconomic Deprivation and Cervical Cancer: Inequalities in Survival. *J Health Care Poor Underserved*. 2021;32(2):751-66. <http://doi.org/10.1353/hpu.2021.0103>.
52. Vaccarella S, Lortet-Tieulent J, Saracci R, Conway D, Straif K, Wild C. Reducing Social Inequalities in Cancer: Evidence and Priorities for Research. 2019. ISBN: 9789283222231. Disponible sur: <https://publications.iarc.fr/Book-And-Report-Series/Iarc-Scientific-Publications/Reducing-Social-Inequalities-In-Cancer-Evidence-And-Priorities-For-Research-2019>
53. Union Européenne. Council recommendation of 2 December 2003 on cancer screening. 2003. Disponible sur : https://ec.europa.eu/jrc/sites/default/files/2_December_2003%20cancer%20screening.pdf
54. 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. Fourth edition--summary document. *Ann Oncol Off J Eur Soc Med Oncol*. 2008;19(4):614-22. <http://doi.org/10.1093/annonc/mdm481>.
55. von Karsa L, Dillner J, Suonio E, Törnberg S, Anttila A, Ronco G, Franceschi S, et al. European guidelines for quality assurance in cervical cancer screening: second edition : supplements Office des publications de l'Union européenne; 2015. Disponible sur: <https://data.europa.eu/doi/10.2875/859507>.
56. von Karsa L, Patnick J, Segnan N. European guidelines for quality assurance in colorectal cancer screening and diagnosis. LU: Publications Office of the European Union; 2010. Disponible sur: <https://data.europa.eu/doi/10.2772/1458>

57. von Karsa L, Anttila A, Ronco G, Ponti A, Malila N, Arbyn M, et al. Cancer screening in the European Union. Report on the implementation of the Council Recommendation on cancer screening. 2008. 160 p. Disponible sur: <https://publications.iarc.fr/Non-Series-Publications/Other-Non-Series-Publications/Cancer-Screening-In-The-European-Union-2008>
58. Centre international de recherche sur le cancer. Cancer Screening In the European Union - Report on the implementation of the Council Recommendation on cancer screening [Internet]. 2017. Disponible sur: https://ec.europa.eu/health/sites/default/files/major_chronic_diseases/docs/2017_cancer_screening_2ndreportimplementation_en.pdf
59. Smith D, Thomson K, Bambra C, Todd A. The breast cancer paradox: A systematic review of the association between area-level deprivation and breast cancer screening uptake in Europe. *Cancer Epidemiol.* 2019;60:77-85. <http://doi.org/10.1016/j.canep.2019.03.008>.
60. Mosquera I, Mendizabal N, Martín U, Bacigalupe A, Aldasoro E, Portillo I, et al. Inequalities in participation in colorectal cancer screening programmes: a systematic review. *Eur J Public Health.* 1 juin 2020;30(3):558-67. <http://doi.org/10.1093/eurpub/ckz236>
61. Willems B, Bracke P. The education gradient in cancer screening participation: a consistent phenomenon across Europe? *Int J Public Health.* 2018;63(1):93-103. <http://doi.org/10.1007/s00038-017-1045-7>.
62. Deandrea S, Molina-Barceló A, Uluturk A, Moreno J, Neamtiiu L, Peiró-Pérez R, et al. Presence, characteristics and equity of access to breast cancer screening programmes in 27 European countries in 2010 and 2014. Results from an international survey. *Prev Med.* 2016;91:250-63. <http://doi.org/10.1016/j.ypmed.2016.08.021>.
63. Carrieri V, Wuebker A. Assessing inequalities in preventive care use in Europe. *Health Policy.* 2013;113(3):247-57. <http://doi.org/10.1016/j.healthpol.2013.09.014>.
64. Jolidon V, Bracke P, Burton-Jeangros C. Macro-contextual determinants of cancer screening participation and inequalities: A multilevel analysis of 29 European countries. *SSM - Popul Health.* 2021;15:100830. <http://doi.org/10.1016/j.ssmph.2021.100830>
65. Commission Européenne. The health status of the European Union narrowing the health gap. Luxembourg: Publications Office; 2003. 64p. Disponible sur: https://ec.europa.eu/health/ph_information/documents/health_status_en.pdf
66. European Commission, Executive Agency for Health and Consumers, University College London Consulting (UCLC), EuroHealthNet, Health Action Partnership International (HAPI), North East Public Health Observatory (NEPHO), et al. Health inequalities in the EU: final report of a consortium - Consortium lead: Sir Michael Marmot. Brussels: European Commission; 2013. Disponible sur: <http://dx.publications.europa.eu/10.2772/34426>
67. Organisation de coopération et de développement économiques. Understanding the Socio-economic Divide in Europe - Background report. 2017. 27 p. Disponible sur: <https://www.oecd.org/els/soc/cope-divide-europe-2017-background-report.pdf>
68. Mackenbach JP, Bos V, Andersen O, Cardano M, Costa G, Harding S, et al. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiol.* 2003;32(5):830-7. <http://doi.org/10.1093/ije/dyg209>.
69. Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AE, Groenhouf F, Geurts JJ. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. *The Lancet.* 1997;349(9066):1655-9. [http://doi.org/10.1016/s0140-6736\(96\)07226-1](http://doi.org/10.1016/s0140-6736(96)07226-1).

70. Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam A-JR, Schaap MM, Menvielle G, Leinsalu M, et al. Socioeconomic Inequalities in Health in 22 European Countries. 2009. *N Engl J Med* 2008; 358:2468-2481. <http://doi.org/10.1056/NEJMsa0707519>.
71. Mackenbach JP, Valverde JR, Artnik B, Bopp M, Brønnum-Hansen H, Deboosere P, et al. Trends in health inequalities in 27 European countries. *Proc Natl Acad Sci*. 2018;115(25):6440-5. <http://doi.org/10.1073/pnas.1800028115>
72. LaVeist TA, Gaskin D, Richard P. Estimating the Economic Burden of Racial Health Inequalities in the United States. *Int J Health Serv*. 2011;41(2):231-8. <http://doi.org/10.2190/HS.41.2.c>.
73. Mackenbach JP, Meerding WJ, Kunst AE. Economic costs of health inequalities in the European Union. *J Epidemiol Community Health*. 2011;65(5):412-9. <http://doi.org/10.1136/jech.2010.112680>.
74. Sen A. Why health equity? *Health Econ*. 2002;11(8):659-66. <http://doi.org/10.1002/hec.762>.
75. Sen A. Why and how is health a human right? *The Lancet*. 2008;372(9655):2010. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(08\)61784-5](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(08)61784-5)
76. Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. *Health Promot Int*. 1991;6(3):217-228. <https://doi.org/10.1093/heapro/6.3.217>.
77. Ely Yamin A. Shades of dignity: Exploring the demands of equality in applying human rights frameworks to health. *Health and Human Rights Journal*. 2009. Disponible sur: <https://www.hhrjournal.org/2013/08/shades-of-dignity-exploring-the-demands-of-equality-in-applying-human-rights-frameworks-to-health/>
78. Braveman P, Gruskin S. Defining equity in health. *J Epidemiol Community Health*. 2003;57(4):254-8. <http://doi.org/10.1136/jech.57.4.254>.
79. Pan American Health Organization. Principles and basic concepts of equity and health. 1999 [cité 18 sept 2021]; Disponible sur: <https://iris.paho.org/handle/10665.2/42881>
80. Haut-Commissariat des Droits de l'Homme. Que sont les droits de l'homme ? [Internet- cité 18 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.ohchr.org/FR/issues/Pages/WhatareHumanRights.aspx>
81. Pillay N. Right to health and the Universal Declaration of Human Rights. *The Lancet*. 2008;372(9655):2005-6. [http://doi.org/10.1016/S0140-6736\(08\)61783-3](http://doi.org/10.1016/S0140-6736(08)61783-3)
82. Dyakova M, Hamelmann C, Bellis MA, Grey E, Ashton K, Schwappach A, et al. Investment for health and well-being: a review of the social return on investment from public health policies to support implementing the Sustainable Development Goals by building on Health 2020. 2017. 74 p. Disponible sur: <https://www.euro.who.int/en/publications/abstracts/investment-for-health-and-well-being-a-review-of-the-social-return-on-investment-from-public-health-policies-to-support-implementing-the-sustainable-development-goals-by-building-on-health-2020-2017>
83. Suhrcke M, McKee M, Stuckler D, Sauto Arce R, Tsovala S, Mortensen J. The contribution of health to the economy in the European Union. *Public Health*. 2006;120(11):994-1001. <http://doi.org/10.1016/j.puhe.2006.08.011>.
84. Ogbobine R. The role of health in economic growth and development. [Internet - cité 17 sept 2021]; Disponible sur: https://www.academia.edu/1588300/THE_ROLE_OF_HEALTH_IN_ECONOMIC_GROWTH_AND_DEVELOPMENT

95. Suhrcke M, De Paz Nieves C. The impact of health and health behaviours on educational outcomes in high-income countries a review of the evidence. Copenhagen: World Health Organization, Regional Office for Europe; 2011 [Internet - cité 17 sept 2021]. Disponible sur: http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0004/134671/e94805.pdf
86. Abegunde D, Stanciole A. An estimation of the economic impact of chronic noncommunicable diseases in selected countries. 2006. 21 p. Disponible sur: https://www.who.int/chp/working_paper_growth%20model29may.pdf
87. National Academies of Sciences E, Division H and M, Practice B on PH and PH, States C on C-BS to PHE in the U, Baciú A, Negussie Y, et al. The Need to Promote Health Equity. Communities in Action: Pathways to Health Equity. National Academies Press (US); 2017 [Internet - cité 17 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK425853/>
88. Council on Community Pediatrics and Committee on Native American Child Health. Health Equity and Children's Rights. Pediatrics. 2010;125(4):838-49. <http://doi.org/10.1542/peds.2010-0235>
89. Woodward A, Kawachi I. Why reduce health inequalities? J Epidemiol Community Health. 2000;54(12):923-9. <http://doi.org/10.1136/jech.54.12.923>.
90. Banque Mondiale. Investing in health: world development indicators. 1993. 329 p. Disponible sur: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/5976>
91. Alvaredo F, Chancel L, Piketty T, Saez E, Zucman G. The Elephant Curve of Global Inequality and Growth. AEA Pap Proc. 2018;108:103-8. <http://doi.org/10.1257/pandp.20181073>
92. Credit Suisse. Global wealth report. 2021. 60 p. [Internet - cité 21 sept 2021]. Disponible sur: <https://www.credit-suisse.com/about-us/en/reports-research/global-wealth-report.html>
93. Observatoire Institut Curie. Viavoix 2019 : Les inégalités face au cancer. 2019. [Internet - cité 21 sept 2021]. Disponible sur: <https://curie.fr/page/observatoire-institut-curie-viavoix-2019-les-inegalites-face-au-cancer>
94. Incisive Health. More EU action in health - A demand from citizens to address their policy priorities in the 2019 to 2024 term. 2019. 28 p. Disponible sur: <https://ahc.box.com/shared/static/gqj0l1xc24ighpfs4ypld6rajecdj8ka.pdf>

Annexes



Review Article

Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies

Quentin Rollet^{*}, Laure Tron, Rémy De Mil, Guy Launoy, Élodie Guillaume

U1086 "ANTICIPE" INSERM-University of Caen Normandie, Centre François Baclesse, 3, Avenue du Général Harris, 14000 Caen, France

ARTICLE INFO

Keywords:

Early detection of cancer
Health-care disparities
Neoplasms
Residence characteristics
Social environment
Socio-economic factors

ABSTRACT

We conducted a systematic review of a wide range of contextual factors related to cancer screening uptake that have been studied so far. Studies were identified through PubMed and Web of Science databases. An operational definition of context was proposed, considering as contextual factors: social relations directly aimed at cancer screening, health care provider and facility characteristics, geographical/accessibility measures and aggregated measures at supra-individual level. We included 70 publications on breast, cervical and/or colorectal cancer screening from 42 countries, covering a data period of 24 years. A wide diversity of factors has been investigated in the literature so far. While several of them, as well as many interactions, were robustly associated with screening uptake (family, friends or provider recommendation, provider sex and experience, area-based socio-economic status...), others showed less consistency (ethnicity, urbanicity, travel time, healthcare density ...). Screening inequities were not fully explained through adjustment for individual and contextual factors. Context, in its diversity, influences individual screening uptake and lots of contextual inequities in screening are commonly shared worldwide. However, there is a lack of frameworks, standards and definitions that are needed to better understand what context is, how it could modify individual behaviour and the ways of measuring and modifying it.

1. Introduction

Socio-territorial health inequities are avoidable and unfair types of health inequalities (Whitehead, 1992), yet, they seem to exist in all countries. In cancer, they have been widely studied and socio-economic status (SES) partly determines incidence and prognosis. While incidence can vary alongside SES continuum depending on the cancer site, poorest survival is a systematic attribute of fragile SES populations (Faggiano et al., 1997). Social determination mechanisms underlying these effects are multiple and not fully understood, with social determinants of health (the conditions in which people are born, grow, work, live, and age and the wider set of forces and systems shaping the conditions of daily life) working through many levels and complex interactions (A conceptual framework for action on the social determinants of health, 2020). Given the prognostic impact of the spread of cancer, circumstances of cancer diagnosis could play a major role in the construction of social inequities in survival. Early detection, with screening and early diagnosis as its two

components, aim to detect the disease at an early stage, increasing chances for a successful treatment and reducing cancer lethality. Screening and its organization are country- or infra-country dependent. They can be nationally/regionally population-based programs or purely opportunistic. Two European studies showed stronger SES inequity in participation in countries without population-based programs (Palencia et al., 2010a; Walsh et al., 2011). Other factors, such as income, education, occupation, race/ethnicity and health beliefs have also been shown to impact cancer screening participation. Beyond individual characteristics, there is a growing literature studying the relation between the context in which people live and the uptake of cancer screening. Even if screening participation results, *in fine*, from an individual decision, it is now widely accepted that choices are susceptible to contextual influences (Thomadsen et al., 2018). In regards to screening, some factors have already been reviewed and showed to impact participation (Pruitt et al., 2009; Plourde et al., 2016; Smith et al., 2019; Williams-Brennan et al., 2012). While an efficient screening should

Abbreviations: BSE, Breast Self-Examination; BC-S, Breast cancer screening; CBE, Clinical Breast Examination; CC-S, Cervical cancer screening; CRC-S, Colorectal cancer screening; FIT, Faecal immunochemical test; FOBT, Faecal occult blood test; GP, General Practitioner; MeSH, Medical subject headings; MG, Mammography; PCP, Primary care physician; SES, Socio-economic status; UK, United Kingdom; U.S., United States.

^{*} Corresponding author at: U1086 "Anticipe" – Centre François Baclesse, 3, Avenue du Général Harris, 14000 Caen, France.

E-mail address: quentin.rollet@inserm.fr (Q. Rollet).

<https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2021.106692>

Received 15 January 2021; Received in revised form 19 May 2021; Accepted 17 June 2021

Available online 21 June 2021

0091-7435/© 2021 Elsevier Inc. All rights reserved.

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (1/19)

increase the number of lives saved, populations exhibiting higher cancer lethality are often the ones showing lower participation.

A great difficulty in apprehending the global effect of context is the lack of scientific consensus on what contextual influences encompass. Multiple theoretical definitions have been proposed: a “*set of situational elements in which the object being processed is included*” (Bastien, 1998); “*any information that can be used to characterise the situation of an entity.*” (Dey and Abowd, 1999), “*the set of circumstances surrounding a task that are potentially of relevance to its completion*” (Henricksen, 2003) or “*factors that have the potential to shift the choice outcome by altering the process by which decision is made.*” (Thomadsen et al., 2018). Application of these definitions must be done through theory founded operational frameworks allowing to select the factors to be considered, the scales at which they should be measured, and the appropriate statistical modelling to study them.

To our knowledge, no review tried to encompass the influence of the multiple aspects of the context on cancer screening uptake. The primary aim of this review is to identify the contextual factors that have been studied so far and that could influence screening participation, without country or period limitations and for multiple cancer localisations. The secondary aim is to highlight and discuss the main limitations, and to propose recommendations that could be accounted for in the future of the field.

2. Materials and methods

The conceptual framework of this review was developed according to the Preferred Reporting Items for Systematic Reviews and Meta-Analyses guidelines (PRISMA-P Group et al., 2015).

2.1. Search algorithm

We interrogated PubMed and Web of science databases using medical subject headings (MeSH) terms. Three researchers developed individual algorithms answering the research question. Final algorithms were:

PubMed: (“*mass screening*”[MeSH terms] OR “*early detection of cancer*”[MeSH terms]) AND “*neoplasms*”[MeSH terms] AND (“*socioeconomic factors*”[MeSH Terms] AND (“*Health-care Disparities*”[MeSH terms] OR “*Residence characteristics*”[MeSH terms] OR “*social environment*”[MeSH terms])) AND (English [lang] OR French [lang]).

Web of science: TS = (“*neoplasms*” AND (“*mass screening*” OR “*early detection of cancer*”) AND (“*socioeconomic factors*” AND (“*healthcare disparities*” OR “*social environment*” OR “*residence characteristics*”))).

On May 20th, 2019, research returned 358 articles for PubMed and 197 for Web of science. After duplicates deletion, 388 unique responses remained.

2.2. Screening phase

Nine abstracts were not available and excluded. Remaining abstracts were screened by three researchers separately. Exclusion criteria were: no screening outcome, no contextual factor, methodological paper, particular population or situation (disabled, prisoners and war period), and article neither in English nor in French. Only empirical studies published in peer-reviewed journals were included [added to the initial protocol]. Contextual factors considered in this review were: social relations directly aimed at cancer screening, health care provider and facility characteristics, geographical/accessibility measures, aggregated measures at supra-individual level and interventions. After screening, 154 abstracts remained.

2.3. Data extraction

Five articles were not available in full text and excluded. For the remaining 149 articles, the first step was the extraction of 16 randomly

chosen articles by the 3 researchers, in order to ensure homogeneity between extractions and pertinence of the extraction grid. Quality assessment was done using the Mixed Methods Appraisal Tool (Hong et al., 2018). Before the second step, quality assessment was stopped because of poor accordance between authors. The second step was to randomly assign half of the remaining articles between two researchers – while the third one ensured the extraction and comparison of all. Fifty-nine articles were excluded with the same criteria as in the screening phase. Four more articles were excluded because the cancer localisation was represented in less than 3 articles [initial protocol decision].

Because outcomes, methodologies and interpretations of results between observational studies and interventional studies were substantially different, we have chosen to include in this paper observational studies only. We thereby excluded 16 interventional studies. 70 articles were reviewed (Agudelo, 2013; Akinlotan et al., 2018; Akinyemiju et al., 2012; Al Rifai and Nakamura, 2015; Amonkar and Madhavan, 2002; Bang et al., 2012; Barbosa, 2017; Beyer et al., 2016; Borkhoff et al., 2013; Burton-Jeangros et al., 2017; Calo et al., 2016; Challier et al., 2000; Chiou et al., 2014; Cole et al., 2013; Cronan et al., 2008; Dailey et al., 2007; Datta et al., 2006; Davis et al., 2017; Davis et al., 2012; Douglas et al., 2016; Dourado et al., 2013; Faruque et al., 2015; González and Borrayo, 2011; Grillo et al., 2012; Haas et al., 2010; Halbert et al., 2016; Henry et al., 2014; Honein-AbouHaidar et al., 2013; Hsairi et al., 2003; Huang et al., 2011; Hurtado et al., 2015; Jadav et al., 2015; Johnston et al., 2004; Kangmenang et al., 2018; Lee and Kim, 2015; Lian et al., 2008; Lofters et al., 2007; Lofters et al., 2015; Lopez et al., 2009; Manica et al., 2016; Martínez-Mesa et al., 2013; Meersman et al., 2009; Moss et al., 2012; Mukem et al., 2015; Ojinnaka et al., 2015; Ouédraogo et al., 2015; Palència et al., 2010b; Partin et al., 2010; Polasek et al., 2007; Ponce et al., 2005; Rivera-Hernandez and Gallarraga, 2015; Sandoval et al., 2018; Singal et al., 2013; Solmi et al., 2015; Soneji et al., 2012; Sözen et al., 2016; Sun et al., 2018; Tangka et al., 2017; Theme Filha et al., 2013; Todorova et al., 2009; Vahabi et al., 2015; Vahabi et al., 2016; Walsh and O'Neill, 2015; Ward et al., 2011; Wee et al., 2016; Wharam et al., 2014; Whop et al., 2016; Willems and Bracke, 2018; Willoughby et al., 2006; You et al., 2019). Selection of the final corpus is summarized in Fig. 1.

3. Results

3.1. Generalities

3.1.1. General characteristics and contents of the publications

Fig. 2 shows the number of publications per country. Twenty-eight publications used data from the United States (U.S.), followed by Canada with seven and the United Kingdom (UK) with six. France and Brazil had four publications, Australia three and the 33 remaining countries had two or less publications. We found 19 publications on breast cancer screening (BC-S), 19 on cervical cancer screening (CC-S), 18 on colorectal cancer screening (CRC-S), nine on BC-S and CC-S, two on BC-S and CRC-S, three on BC-S, CC-S and CRC-S. The oldest study was published in 2000 and the most recent in 2019 – screening data ranged from 1993 to 2017.

3.1.2. Types of screening and eligible population

BC-S generally included a mammogram (MG), sometimes with clinical breast examination (CBE) and/or breast self-examination (BSE). CC-S included Pap smear realisation for all publications. CRC-S methods were more heterogeneous between countries, studies and periods. They could include faecal occult blood test (FOBT) or Faecal immunochemical test (FIT), sigmoidoscopy, double contrast barium enema and colonoscopy. Eligible population for cancer screening is composed of people in the recommended age range at medium risk of cancer. Age range differed between countries, periods and sometimes between the organizations making recommendations. Many studies did not have enough precision to exclude non-eligible populations (previous cancer or high

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (2/19)

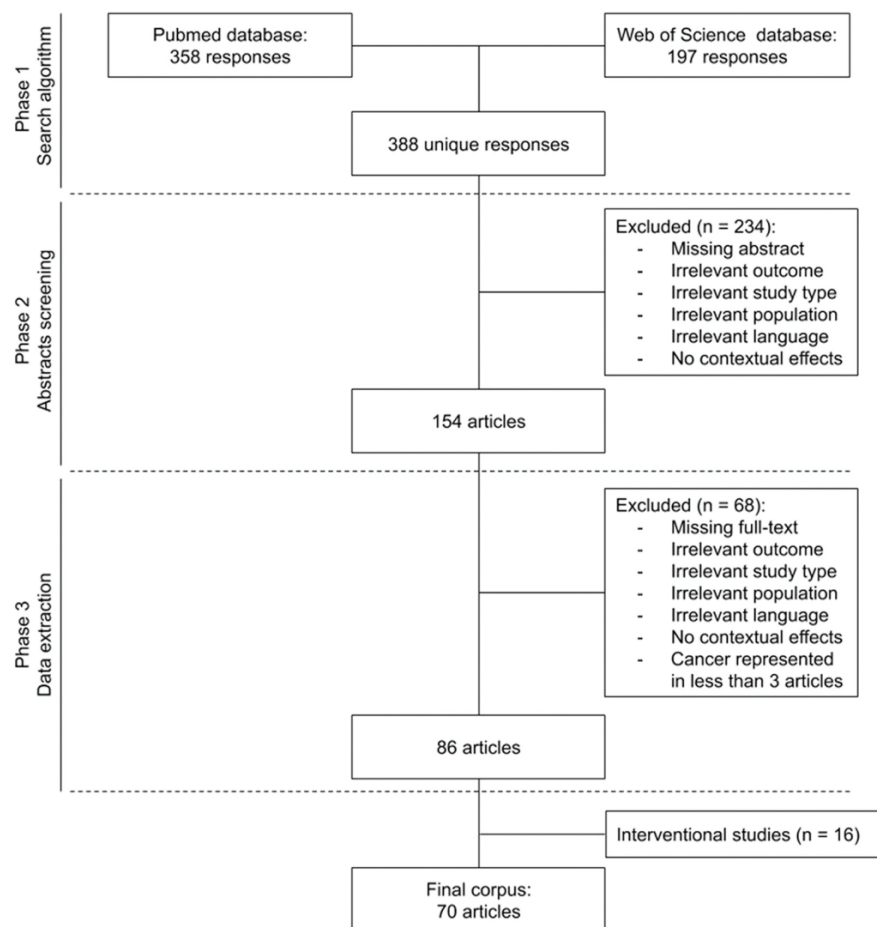


Fig. 1. Flow chart of the selected literature.

cancer risk individuals), using therefore the whole population in the age range.

3.1.3. The outcomes of screening

Three principal screening populations were identified: the never screeners – eligible population who had never undertaken the screening test; the overdue screeners – eligible population who had previously undertaken the screening tests at least once but whose last test was too ancient according to the recommendations; and the current screeners – eligible population who had undertaken the screening tests within the recommended time frame. The first two constituted the group of non-adherents and the two latter constituted the group of ever screened. There were two ways of measuring these outcomes; by collecting self-declared screening status in 46 studies or by collecting status registered in administrative or health databases in 22 studies. One study assessed screening status via medical record when self-reported data was missing, and one used both self-reported and medical records.

3.1.4. Individual adjustment factors

Most of the studies adjusted on individual factors such as socio-demographic characteristics (Agudelo, 2013; Akinlotan et al., 2018; Akinyemiju et al., 2012; Al Rifai and Nakamura, 2015; Amonkar and Madhavan, 2002; Beyer et al., 2016; Borkhoff et al., 2013; Burton-Jeangros et al., 2017; Calo et al., 2016; Chiou et al., 2014; Cole et al., 2013; Cronan et al., 2008; Datta et al., 2006; Davis et al., 2017; Davis

et al., 2012; Dourado et al., 2013; González and Borrayo, 2011; Grillo et al., 2012; Haas et al., 2010; Halbert et al., 2016; Henry et al., 2014; Hsairi et al., 2003; Jadav et al., 2015; Johnston et al., 2004; Kangmennaang et al., 2018; Lian et al., 2008; Lofthers et al., 2015; Lopez et al., 2009; Meersman et al., 2009; Mukem et al., 2015; Ojinnaka et al., 2015; Palencia et al., 2010b; Partin et al., 2010; Polasek et al., 2007; Ponce et al., 2005; Rivera-Hernandez and Galarraga, 2015; Sandoval et al., 2018; Singal et al., 2013; Solmi et al., 2015; Soneji et al., 2012; Sözmen et al., 2016; Theme Filha et al., 2013; Vahabi et al., 2016; Walsh and O'Neill, 2015; Ward et al., 2011; Wharam et al., 2014; Whop et al., 2016; Willems and Bracke, 2018; Willoughby et al., 2006; You et al., 2019), SES (Agudelo, 2013; Akinlotan et al., 2018; Akinyemiju et al., 2012; Al Rifai and Nakamura, 2015; Amonkar and Madhavan, 2002; Beyer et al., 2016; Burton-Jeangros et al., 2017; Calo et al., 2016; Chiou et al., 2014; Cole et al., 2013; Cronan et al., 2008; Dailey et al., 2007; Datta et al., 2006; Dourado et al., 2013; González and Borrayo, 2011; Grillo et al., 2012; Haas et al., 2010; Halbert et al., 2016; Henry et al., 2014; Hsairi et al., 2003; Huang et al., 2011; Jadav et al., 2015; Johnston et al., 2004; Kangmennaang et al., 2018; Lee and Kim, 2015; Lian et al., 2008; Lofthers et al., 2015; Meersman et al., 2009; Mukem et al., 2015; Ojinnaka et al., 2015; Palencia et al., 2010b; Partin et al., 2010; Polasek et al., 2007; Ponce et al., 2005; Rivera-Hernandez and Galarraga, 2015; Sandoval et al., 2018; Singal et al., 2013; Solmi et al., 2015; Soneji et al., 2012; Sözmen et al., 2016; Theme Filha et al., 2013; Walsh and O'Neill, 2015; Wharam et al., 2014; Willems and Bracke, 2018; You et al., 2019)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (3/19)

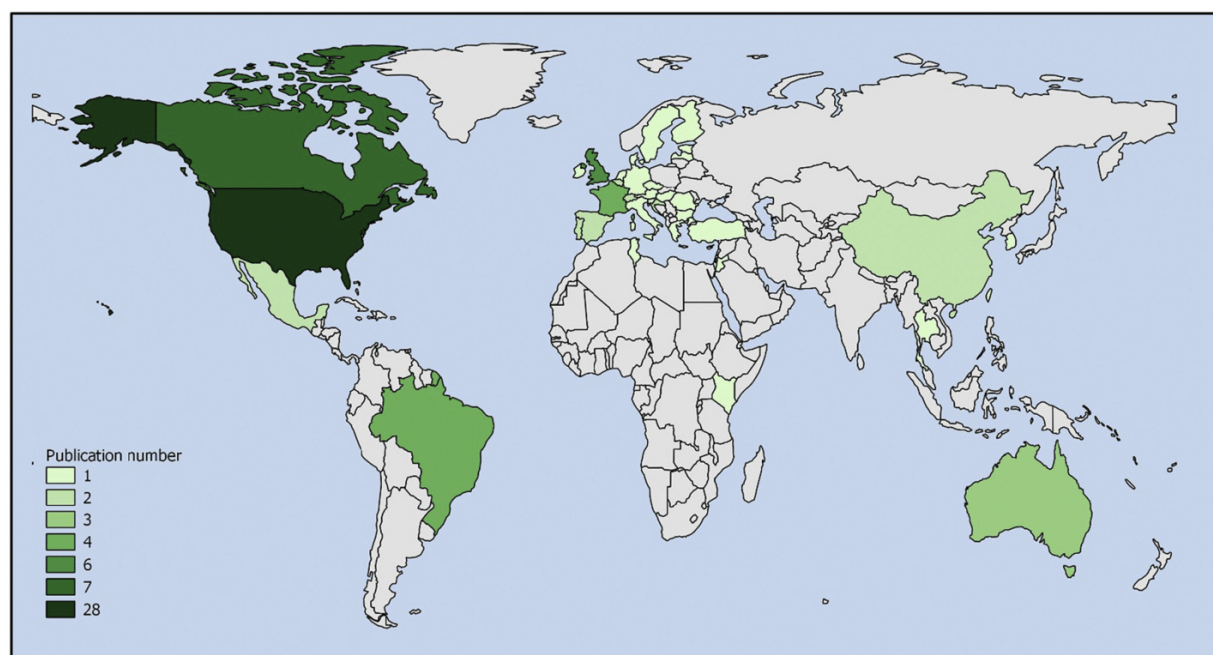


Fig. 2. Number of publications per countries.

and health related characteristics (Agudelo, 2013; Akinlotan et al., 2018; Akinyemiju et al., 2012; Amonkar and Madhavan, 2002; Beyer et al., 2016; Burton-Jeangros et al., 2017; Calo et al., 2016; Cole et al., 2013; Cronan et al., 2008; Dailey et al., 2007; Datta et al., 2006; Davis et al., 2017; Dourado et al., 2013; González and Borrayo, 2011; Grillo et al., 2012; Haas et al., 2010; Halbert et al., 2016; Henry et al., 2014; Jadav et al., 2015; Kangmennaang et al., 2018; Lian et al., 2008; Lopez et al., 2009; Meersman et al., 2009; Mukem et al., 2015; Mukem et al., 2015; Ojinnaka et al., 2015; Palència et al., 2010b; Partin et al., 2010; Ponce et al., 2005; Rivera-Hernandez and Galarraga, 2015; Singal et al., 2013; Solmi et al., 2015; Soneji et al., 2012; Sözmén et al., 2016; Theme Filha et al., 2013; Vahabi et al., 2015; Vahabi et al., 2016; Walsh and O'Neill, 2015; Wee et al., 2016; Willems and Bracke, 2018; You et al., 2019). Some studies accounted for psychosocial characteristics (Cronan et al., 2008; Halbert et al., 2016; Kangmennaang et al., 2018; Partin et al., 2010) and/or specific information about cancer or screening perception and knowledge (Cronan et al., 2008; Dailey et al., 2007; Grillo et al., 2012; Halbert et al., 2016; Hsairi et al., 2003; Huang et al., 2011; Lopez et al., 2009; Partin et al., 2010). The remaining studies focused on contextual factors (Bang et al., 2012; Challier et al., 2000; Douglas et al., 2016; Sun et al., 2018), sometimes in univariate analyses only (Barbosa, 2017; Faruque et al., 2015; Honein-AbouHaidar et al., 2013; Hurtado et al., 2015; Lofters et al., 2007; Manica et al., 2016; Martínez-Mesa et al., 2013; Moss et al., 2012; Ouédraogo et al., 2015; Tangka et al., 2017; Todorova et al., 2009).

3.2. Effect of the contextual factors on screening uptake

Results are presented starting with the most proximal factors to the individuals, taking inspiration from the Dahlgren and Whitehead model (Dahlgren and Whitehead, 1991). Detailed information and measures are reported in Table 1.

3.2.1. Screening support and recommendations characteristics

Associated with higher participation: higher family or friends' support (BC-S) (Lee and Kim, 2015; Lopez et al., 2009) (CRC-S) (Solmi et al.,

2015).

Not associated: family or friends' involvement, media coverage (CRC-S) (Cronan et al., 2008).

3.2.2. Health care provider characteristics

Associated with higher participation: female sex/gender (BC-S) (Lofters et al., 2015; Vahabi et al., 2015; Vahabi et al., 2016; You et al., 2019) (CC-S) (Lofters et al., 2015; You et al., 2019) (CRC-S) (Lofters et al., 2015; Singal et al., 2013), higher involvement (BC-S) (González and Borrayo, 2011; Lee and Kim, 2015; Lopez et al., 2009) (CRC-S) (Cronan et al., 2008; Halbert et al., 2016; Partin et al., 2010), more years of independent practice (BC-S,CC-S) (Lofters et al., 2015) (CRC-S) (Lofters et al., 2015; Singal et al., 2013), but less than 40 years (CRC-S) (Singal et al., 2013), having a primary care enrolment model (group-based practices premised on patient enrolment and comprehensive care (McLeod et al., 2016)) (BC-S) (Lofters et al., 2015; Vahabi et al., 2015) (CC-S,CRC-S) (Lofters et al., 2015), internist and geriatrician compared with general practitioners (GP) or family physicians (CRC-S) (Singal et al., 2013), domestically-trained (BC-S) (Lofters et al., 2015; Vahabi et al., 2015; Vahabi et al., 2016) (CC-S) (Lofters et al., 2015) (CRC-S) (Lofters et al., 2015; Singal et al., 2013), but also according to world region of training (BC-S,CC-S,CRC-S) (Lofters et al., 2015), and populations' world region of origin (BC-S) (Vahabi et al., 2016).

Significant interaction: different rates according to both provider region of training and population region of origin (BC-S,CC-S,CRC-S) (Lofters et al., 2015).

Not associated: age, years since graduation, patients' panel size (BC-S,CC-S,CRC-S) (Lofters et al., 2015).

3.2.3. Facility characteristics

Associated with higher participation: higher overall Quality and Outcomes Framework score (QOF - a system for the performance management and payment of GP in the National Health Service in the UK) and higher records and information QOF score at practice level (CC-S) (Bang et al., 2012), low facility complexity score (summary measure based on facility size, intensive care capacity, levels of patient

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (4/19)

Table 1
Characteristics and results of the included publications.^a

Reference Country Location Period	Screening site Screening outcome Screening method	Data source Studied population	Level: all contextual factors Interactions	Results NB: Only significant results are presented
16 Mexico 2000;03;06	BC-S ES, NS BSE, CBE, MG	Encuesta Nacional de Salud (ENSA) BSE: 21,338 respondents aged ≥25; Encuesta Nacional de Salud Reproductive (ENSAR) BSE: 11,800 respondents aged 20–49; CBE: 10,182 respondents aged 25–49; Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT) MG: 12,281 respondents aged ≥40	Locality: Rural, urban	^{multi} Less ES in rural for BSE (ENSA: $PMa_{RURAL} = 0.72$, $PMa_{URBAN} = 0.79$) and CBE (ENSA: $PMa_{RURAL} = 0.12$, $PMa_{URBAN} = 0.13$; ENSAR: $PMa_{RURAL} = 0.44$, $PMa_{URBAN} = 0.47$) ENSANUT: No effect on screening
17 United States Texas 2014–15	CC-S CS, NA PAP	Texas Behavioural Risk Factor Surveillance System 4276 respondents aged 21–65	County: No. of office-based PCP for 10 ⁵ women; No. of office-based obstetrician-gynaecologists for 10 ⁵ women (Ref: <10); No. of health centres for 10 ⁵ women; % below FPL; % Blacks; % Hispanics; Interaction: Individual race/ethnicity X county-level % of Blacks and Hispanics	^{mm} More CS if higher no. of office-based obstetrician-gynaecologists for 10 ⁵ women ($ORa_{10-20} = 2.07$ [1.33–3.23]; $ORa_{>20} = 1.75$ [1.09–2.82]); Less CS in Blacks X high % Hispanics (Top quartile) ($ORa = 0.08$ [0.02–0.37] compared with Blacks X low % Hispanics); ICC = 7.33% of variation between counties in the null model and 3.40% in the final model ^{mm} No effect on screening
18 United States Michigan 2008	BC-S CS, NA CBE, MG	Michigan Special Cancer Behavioural Risk Factor Survey 1163 Black or White respondents aged 50–74	County: % Blacks; PCA scores: Personnel; Facilities; Concentrated affluence; Concentrated disadvantage; Concentrated immigration	
19 Jordan 2012	BC-S CS, NA BSE, CBE CC-S ES, NS PAP	Jordan Population and Family Health Survey BC-S: 11,068 ever-married respondents aged 20–49 CC-S: 8333 ever-married respondents aged 20–49	n/a: Rural, urban (Ref) Geographical location: South (Ref), North, Central	^{multi} Less CS in rural for BSE ($ORa = 0.86$ [0.76–0.97]) and CBE ($ORa = 0.82$ [0.70–0.95]); More CS in North for BSE ($ORa = 1.38$ [1.17–1.63]); Central ($ORa = 1.33$ [1.08–1.63]) and North ($ORa = 1.46$ [1.18–1.81]) for CBE; More ES in Central ($ORa = 2.15$ [1.67–2.77]) and North ($ORa = 2.28$ [1.76–2.96]) for CC-S
20 United States 13 states 1997	BC-S CS, NA CBE, MG CC-S CS, NA PAP	Behavioural Risk Factor Surveillance System BC-S: 9908 respondents aged ≥40 CC-S: 12,949 respondents aged ≥18	County Interaction: Rural, urban X Appalachian, non-Appalachian (Ref: Rural Appalachian)	^{multi} More CS in urban non-Appalachian counties for BC-S ($ORa = 1.49$ [1.25–1.78]) and CC-S ($ORa = 1.23$ [1.00–1.51])
21 England 2008–09	CC-S CS, NA PAP	26,497,476 women aged 25–64	PCT & practice: Overall QOF score; QOF score on records and information; No. of female patients per full-time GP per 10 ⁵ population; IMD score ^{di} ; % women aged 25–49; % women aged 50–64; % ethnic minorities	NB: All variables are continuous ^{multi} Less CS at PCT and practice levels with higher % ethnic minorities ($ORa_{PCT} = 0.96$ [0.93–0.99], $ORa_{PRACTICE} = 0.96$ [0.95–0.97]); higher IMD score ($ORa_{PCT} = 0.91$ [0.88–0.96]; $ORa_{PRACTICE} = 0.96$ [0.95–0.97]), higher % women aged 25–49 ($ORa_{PCT} = 0.69$ [0.59–0.81]; $ORa_{PRACTICE} = 0.96$ [0.92–0.99]); More CS at practice level with higher % women aged 50–64 ($ORa = 1.22$ [1.15–1.30]); higher overall QOF score ($ORa = 1.42$ [1.38–1.48]); higher QOF score on records and information ($ORa = 1.07$ [1.05–1.08])
22 Brazil 2013	CC-S CS, OS, NS PAP	Brazilian Health Survey Respondents aged 25–64 from 63,348 households	n/a: Rural, urban State	^{uni} More CS in urban (80.1% [79.1–81.2]) than rural (74.1% [71.6–76.6]); More NS in rural (13.82% [11.95–15.70]) than urban (8.34% [7.57–9.10]); Differences between states in CS rates (from 66.7% in Maranhao to 86.5% in Roraima), in OS rates (7.6% in Acre to 18.1% in Amapa), in NS rates (5.2% in Parana to 16.1% in Para)
23 United States Wisconsin 2008–12	BC-S CS, OS, NS MG CRC-S CS, OS, NS	Survey of the Health of Wisconsin 1265 White, Black/African American, Hispanic women respondents aged ≥50	Neighbourhood: Perceived stress from living in the neighbourhood (no (Ref), mild, moderate/severe, does not apply); The community is: Well-maintained (agree, disagree(Ref); Safe from crime (agree,	NB: Stratified for each contextual predictors ^{multi} More CS when stress does not apply ($ORa = 2.51$ [1.09–5.75]) for BC-S and neighbourhood is free from garbage ($ORa = 1.86$ [1.14–3.04]) for CRC-S; More ES if neighbourhood is safe from crime ($ORa =$

(continued on next page)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (5/19)

Table 1 (continued)

Reference Country Location Period	Screening site Screening outcome Screening method	Data source Studied population	Level: all contextual factors Interactions	Results NB: Only significant results are presented
24 Canada Ontario 2009	FOBT, COLO, SIGMO BC-S CS, NA MG CC-S CS, NA PAP CRC-S CS, NA FOBT, ENDO	All screening age-eligible residents BC-S: 1,773,500 women aged 50–74 CC-S: 4,156,698 women aged 21–69 CRC: 3,541,132 people aged 50–74	disagree(Ref)); Free from garbage (agree, disagree(Ref)) DA: Mean household income (In quintiles: Q1 = Low/Q5 = High); Immigration (High = HI (>51.9%)/Low = LI) Interaction: Mean household income X immigration	3.61 [1.24–10.56]) or is free from garbage (ORa = 1.86 [1.13–3.06]) for CRC-S ^{uni} More % of CS as immigration decreased for FOBT in women (HI = 54.8, LI = 63.0) and in men (46.9, 56.7); for CC-S (56.2, 64.8); for BC-S (51.7, 61.4); more % of CS as mean household income increased for FOBT in women (Q1 = 54.8, Q5 = 66.2) and in men (46.0, 61.9); for CC-S (56.1, 68.1); for BC-S (51.8, 64.4); More % of CS as immigration decreased and mean household income increased for FOBT in women (Q1/ LI = 63.1, Q2345/HI = 48.6); in men (57.1, 40.6); for CC-S (61.5, 45.7); for BC-S (61.5, 45.7) ^{multi} Less CS in medium size urban (PRa = 0.93 [0.91–0.95]), small size urban (PRa = 0.95 [0.92–0.97]), rural (PRa = 0.90 [0.87–0.93]); More CS in German (PRa = 1.17 [1.14–1.20]) and Italian (PRa = 1.22 [1.17–1.26]) linguistic regions NB: All in quartiles (Qua1(Ref) = low/Qua4 = high) ^{mm} Less CS in Qua2 (ORa = 0.52 [0.30–0.89]) and Qua3 (ORa = 0.54 [0.32–0.90]) of % Hispanics; Qua2 of poverty (ORa = 0.50 [0.30–0.85]), and with higher crowding (ORa _{Qua2} = 0.49 [0.30–0.83]; ORa _{Qua3} = 0.50 [0.29–0.88]; ORa _{Qua4} = 0.53 [0.29–0.96])
25 Switzerland 1992–2012	CC-S CS, NA PAP	Swiss Health Interview Survey 32,651 respondents aged 20–70	n/a: Metropolitan (Ref), medium size urban, small size urban, rural Linguistic region: German, Italian, French (Ref)	^{multi} Less CS in medium size urban (PRa = 0.93 [0.91–0.95]), small size urban (PRa = 0.95 [0.92–0.97]), rural (PRa = 0.90 [0.87–0.93]); More CS in German (PRa = 1.17 [1.14–1.20]) and Italian (PRa = 1.22 [1.17–1.26]) linguistic regions NB: All in quartiles (Qua1(Ref) = low/Qua4 = high) ^{mm} Less CS in Qua2 (ORa = 0.52 [0.30–0.89]) and Qua3 (ORa = 0.54 [0.32–0.90]) of % Hispanics; Qua2 of poverty (ORa = 0.50 [0.30–0.85]), and with higher crowding (ORa _{Qua2} = 0.49 [0.30–0.83]; ORa _{Qua3} = 0.50 [0.29–0.88]; ORa _{Qua4} = 0.53 [0.29–0.96])
26 United States Texas 2010	BC-S CS, NA MG	Health of Houston Survey 1541 respondents aged 40–74	CT: % below poverty line; % aged >16 in the labour force who are unemployed; % of adults aged ≥25 without high school education; % non-Hispanic Blacks; % Hispanics; % household with a female head; % home with >1 person per room (Crowding)	NB: Separately for the 3 deprivation indices, all variables are continuous ^{multi} More CS with higher density of physicians and dentists (range: β_{DoE} = 14.2 [SE = 1.7] to β_{UPA} = 15.2 [SE = 1.7]); higher density of paramedical facilities (β_{CI} = 6.8 [SE = 2.2] to β_{DoE} = 9.2 [SE = 2.2]); higher proportion of women (β_{UPA} = 1.6 [SE = 0.29] to β_{DoE} = 2.0 [SE = 0.29]; higher average net income (β_{CI} = 0.0019 [SE = 0.0003] to β_{DoE} = 0.0026 [SE = 0.003]); Less CS as deprivation increased (β_{DoE} = −0.02 [SE = 0.0031] to β_{UPA} = −0.0073 [SE = 0.0008]); women's mean of age increased (β_{DoE} = −0.01 [SE = 0.0021] to β_{CI} = −0.02 [SE = 0.002]); density of population increased (β_{DoE} = −0.003 [SE = 0.001] to β_{CI} = −0.007 [SE = 0.001])
27 France Doubs 1993–95	CC-S CS, NA PAP	All women aged 25–65 in 594 towns	Town: Density of physicians and dentists; density of paramedical facilities; density of population; proportion of women; women's mean age; average net income per household; Carstairs index (CI) ^{di} ; Underprivileged Area Index ^{di} (UPA); Department of Environment index ^{di} (DoE)	NB: Separately for the 3 deprivation indices, all variables are continuous ^{multi} More CS with higher density of physicians and dentists (range: β_{DoE} = 14.2 [SE = 1.7] to β_{UPA} = 15.2 [SE = 1.7]); higher density of paramedical facilities (β_{CI} = 6.8 [SE = 2.2] to β_{DoE} = 9.2 [SE = 2.2]); higher proportion of women (β_{UPA} = 1.6 [SE = 0.29] to β_{DoE} = 2.0 [SE = 0.29]; higher average net income (β_{CI} = 0.0019 [SE = 0.0003] to β_{DoE} = 0.0026 [SE = 0.003]); Less CS as deprivation increased (β_{DoE} = −0.02 [SE = 0.0031] to β_{UPA} = −0.0073 [SE = 0.0008]); women's mean of age increased (β_{DoE} = −0.01 [SE = 0.0021] to β_{CI} = −0.02 [SE = 0.002]); density of population increased (β_{DoE} = −0.003 [SE = 0.001] to β_{CI} = −0.007 [SE = 0.001])
28 Taiwan 2001;09	CC-S CS, NA PAP	Nationally representative survey 2001: 5704 respondents aged 30–69; 2009: 6420 respondents aged 30–69	Town (Urbanicity): Metropolitan (Ref), urban, suburban, rural Interaction: Urbanicity X Income (low income: <NT\$30,000, middle income: NT\$30,000– 99,999, high: >NT\$100,000, Ref: Metropolitan X low income)	^{multi} More CS in suburban (ORa = 1.75 [1.27–2.42]) and rural (ORa = 1.87 [1.38–2.54]) in 2001; more CS in rural (ORa = 1.33 [1.02–1.74]) and less CS in urban (ORa = 0.71 [0.52–0.98]) in 2009; less CS in urban X high income (ORa = 0.55 [0.32–0.94]); Suburban and rural X middle income (ORa = 0.68 [0.48–0.96]) and Suburban and rural X high income (ORa = 0.31 [0.20–0.50]) in 2001; More CS in urban X middle income (ORa = 1.53 [1.05–2.23]) in 2009
29 United States 1998;2000;02;03;05	CRC-S CS, NA FOBT, ENDO	Behavioural Risk Factor Surveillance System Weighted = 1,036,007,646 respondents aged ≥50	County Interaction: Rural, urban X individual race/ ethnicity (Whites, African Americans/Blacks, Hispanics/Latinos, American Indians/Alaska Natives, Asians)	^{multi} Any screening test: Highest PRa = 51.8% [50.7–53.0] for urban X African American/Blacks; Lowest PRa = 35.4% [32.2–38.7] for urban X Asian; FOBT: Highest PRa = 9.7% [9.0–10.4] for urban X African American/Blacks; Lowest PRa = 6.1% [4.8–7.4] for urban X Asians; Endoscopy: Highest PRa = 26.7% [25.7–27.7] for urban X African American/ Blacks; Lowest PRa = 21.2% [16.2–26.2] for rural X Asians

(continued on next page)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (6/19)

Table 1 (continued)

Reference Country Location Period	Screening site Screening outcome Screening method	Data source Studied population	Level: all contextual factors Interactions	Results NB: Only significant results are presented
30 United States California *publication 2008	CRC-S CS, NA FOBT, SIGMO, COLO, DCBE	Specific survey 158 low-income respondents aged ≥50	Friends & family encouragement for screening (Ref = no); Hearing media coverage about CRC-S (Ref = no); Physician: Recommendation (Ref = no)	^{multi} More CS with physician recommendation (ORa = 11.47 [10.15–12.78])
31 United States Connecticut 1996–98	BC-S CS, NA MG	422 African-Americans and 663 Whites aged 40–79	CT: % adults in the working class position (1); % adults unemployed (2); % people below poverty line (3); % adults without high school education (4); % owner occupied homes valued ≥\$300,000 (5); median income (6); crowding; % households without a car; % household units boarded up; SEP Index ^{di} (1,2,3,4,5,6)	NB: In quartiles (Qua1 (Ref) = low/Qua4 = high) except % owner occupied homes valued ≥\$300,000 (≤10% or > 10% (Ref)) ^{multi} African-Americans: More NA in Qua3 of % adults in the working class position (ORa = 2.34 [1.11–4.94]); Qua3 (ORa = 2.70 [1.26–5.77]) and Qua4 (ORa = 3.56 [1.34–9.47]) of % adults without high school education; Qua4 of the SEP index (ORa = 3.13 [1.01–9.70]); Whites: More NA in Qua4 of crowding (ORa = 1.72 [1.07–2.74]); less than 10% of houses valued at \$300,000 or more (ORa = 1.46 [1.00–2.12])
32 United States 44 states 1995	CC-S CS, NA PAP	Black Women's Health Study 40,009 respondents aged 21–69	CT: % living in poverty (<5% (Ref), 5–10%, 10–15%, >20%) Interaction: Individual education X % living in poverty State	^{mm} More NA with higher % living in poverty (ORa _{10–15%} = 1.1 [1.0–1.03], ORa _{20%} = 1.2 [1.1–1.4]); Variance between states with individual covariates (σ = 0.041; SE = 0.017); Variance between states adjusted on % living in poverty (σ = 0.031; SE = 0.015)
33 United States Oregon 2010–13	CRC-S CS, NA FOBT, COLO, SIGMO	64,711 Medicaid or commercially insured people turning 50 years	ZIP: Distance to the nearest ZIP code with an endoscopy facility; Rural (Ref), urban; County: Population-adjusted no. of medical generalists; % living below FPL; % less than high school education; % unemployed; % uninsured; % non-white	^{mm} More CS in urban (ORa = 1.14 [1.07–1.21]); No results for county-level variables because of convergence difficulties; Average multivariable-adjusted predicted probabilities differed between counties (range: 22.4 in Jefferson county- 46.8% in Benton county)
34 United States Louisiana 2008–11	BC-S ES, NS MG	Specific survey 1189 respondents aged ≥40	FQHC: Rural, urban	^{multi} No effect on screening
35 England 2007–12	BC-S CS, NA n/a CC-S CS, NA n/a	Women aged 53–70 for BC and 25–64 for CC in 151 PCTs	PCT: Income domain of the IMD ^{di} (In quintiles (Q1 = low(Ref); Q5 = high)	NB: Stratified by years ^{multi} Less CS as deprivation increased for all years (range RR _{Q5/2007/08} = 0.85 [0.84–0.86]; RR _{Q5/2012/13} = 0.89 [0.88–0.90]) for BC-S, and for CC-S (range RR _{Q5/2007/08} = 0.93 [0.92–0.94]; RR _{Q5/2012/13} = 0.94 [0.93–0.95])
36 Portugal 2005–06	BC-S CS, OS, NS MG	4th National Health Survey 3045 respondents aged ≥30	Region: Territorial Nomenclature Units for Statistical Purposes, level II (NUTS II): Norte/ Centro (Ref)/LVT/Alentejo/Algarve/R.A. Açores/R.A. Madeira	NB: Stratified by age group (30–44 /45–69 / >69) ^{multi} Differences between NUTS II regions in NS rates (Higher: ORa _{R.A.Açores} = 4.04 [2.37–6.92] for 45–69; Lower: ORa _{1.VT} = 0.36 [0.19–0.78] for >69) and CS rates (Lower: ORa _{R.A.Madeira} = 0.21 [0.05–0.82] for 30–44)
37 United States Mississippi 2006;08;10	CRC-S ES, NS ENDO	Mississippi Behavioural Risk Factor Surveillance System 2,972,973 respondents aged ≥50	District: Ratio of GIs per facility offering COLO; County: Drive time to a COLO facility; drive time to a GIs primary practice	^{uni} Differences in screening rates between districts ranging from 45.8% in the Public Health District 3 to 60.6% in the Public Health District 5
38 United States Colorado, Denver 2006	BC-S CS, NA MG	Specific survey 344 Latina respondents aged ≥40, from Latino neighbourhoods	Physician: BSE instruction (Ref = no); MG recommendation (Ref = no)	^{multi} More CS if physician recommended MG (ORa = 5.09 [2.6–9.8]; physician gave BSE instruction (ORa = 3.44 [1.5–7.7])
39 France Paris 2005	CC-S ES, NS PAP	Health, Inequalities and Social ruptures 1828 respondents aged 18–65	Residential neighbourhood: Socio- economic typology ^{di} (employment or occupational status: upper-class (ref), middle- class, lower-class); No. of GPs & gynaecologists for 10 ⁵ inhabitants County: No. of PCP per 10 ⁵ population ≥ 50 (increments of 100); No. of SIGMO and COLO per 10 ⁵ population ≥ 50 (increments of 750); % African-Americans (increments of 5%); % Hispanics (increments of 5%); Median household income (increments of \$20,000)	^{mm} More NS in middle-class (ORa = 1.95 [1.05–3.62]) and lower-class (ORa = 2.31 [1.26–4.25]); ICC = 12% of variation between neighbourhoods in the null model and 2% in the final model NB: All variables are continuous ^{mm} More ES as median household income increased (ORa = 1.14 [1.05–1.23]); no. of SIGMO and COLO per 10 ⁵ population increased (ORa = 1.04 [1.01–1.06]); Less ES as % African-American increased (ORa =
40 United States 2000;03	CRC-S ES, NS FOBT, COLO, SIGMO	National Health Interview Survey 23,229 respondents aged ≥50		

(continued on next page)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (7/19)

Table 1 (continued)

Reference Country Location Period	Screening site Screening outcome Screening method	Data source Studied population	Level: all contextual factors Interactions	Results NB: Only significant results are presented
41 United States Philadelphia *publication 2016	CRC-S ES, NS COLO, SIGMO	Specific survey 262 African-American respondents aged 50–75	Physician: Communication about screening (Ref = no) Neighbourhood: Satisfaction (Neighbourhood Environment Walkability scale, increments of 1 SD unit change) ZIP: Combination of proximity, capacity, demand (ratio of machines per MG facility weighted by travel time for women aged ≥ 40); Median travel time to the nearest MG facility; Rural, urban (Ref)	0.98 [0.97–1]; % Hispanics increased (ORa = 0.98 [0.96–1]); ^{multi} More ES with Physician communication about screening (ORa = 10.78 [4.85–29.94]) and as neighbourhood satisfaction increased (ORa = 1.38 [1.01–1.90])
42 United States Utah 2008;10	BC-S CS, NA MG	Behavioural Risk Factor Surveillance System 5197 respondents aged 40–74	ZIP: Combination of proximity, capacity, demand (ratio of machines per MG facility weighted by travel time for women aged ≥ 40); Median travel time to the nearest MG facility; Rural, urban (Ref)	^{multi} No effect on screening
43 Canada Ontario 2005–11	CRC-S CS, NA FOBT, ENDO	6 annual cohorts of people eligible to screening, aged 50–74, ranging from 3,016,904 in 2005/06 to 3,553,847 in 2010/11	DA: Neighbourhood income (In quintiles: Q1 = low/Q5 = high); Rural, urban Interaction: Length of residence (recent, long-term) X Neighbourhood income	^{uni} More % of CS in urban (Δ Urban-Rural from +3.8 [3.7–3.9] in 2008/09 to +1.5 [1.3–1.7] in 2010/11); as neighbourhood income increased (Δ Q5-Q1 from +8.7 [8.6–8.8] in 2005/06 to +9.8 [9.7–9.9] in 2007/08 and + 9.8 [9.5–10] in 2009/10); neighbourhood income X length of residence increased (Δ Long-term_Q3Q4Q5-Recent_Q1Q2 from +14.7 [14.4–15] in 2005/06 to 17.6 [17.2–18] in 2008/09 for all test combined); More % of CS in urban (Δ Urban-Rural from +2.6 [2.5–2.7] in 2007/08 to +0.3 [0.2–0.4] in 2010/11); as neighbourhood income increased (Δ Q5-Q1 from +3 [2.6–3.4] in 2008/09 and + 3 [2.6–3.4] in 2009/10 to +2.3 [2.1–2.5] in 2010/11); neighbourhood income X length of residence increased (Δ Long-term_Q3Q4Q5-Recent_Q1Q2 from +2.9 [2.8–3] in 2005/06 to +4.9 [4.7–5] in 2008/09) for FOBT
44 Tunisia Ariana, Zaghouan 2003	BC-S ES, NS BSE, CBE, MG	Specific survey 1929 respondents aged 20–60	Governorate: Ariana (urban(Ref)), Zaghouan (rural)	^{multi} Less ES in Zaghouan for BSE (ORa = 0.19 [0.15–0.24]) CBE (ORa = 0.24 [0.17–0.33]) and MG (ORa = 0.3 [0.20–0.44])
45 China Sichuan province 2009–10	BC-S CS, OS, NS n/a	Specific survey 1162 respondents aged 35–69 residing in the local communities for >3 years	Region: Chengdu (developed urban(Ref), Mianyang (developing urban), outskirts of Chengdu (developing rural) and Jianyang (under-developed rural)	^{multi} More NS in Jianyang (ORa = 12.01 [2.99–48.27]); More OS in the outskirts of Chengdu (ORa = 4.601 [1.98–10.68]) and in Mianyang (ORa = 2.14 [1.23–3.76])
46 Spain Basque Country 2009–11	CRC-S CS, NA FIT	230,510 people aged 50–69 invited for the first time in the Basque Country's CRC screening programme	CT: Deprivation Index ^{di} (In quintiles; Q1 = low (Ref), Q5 = high)	^{uni} More CS for Q2 (OR = 1.21 [1.16–1.25]; Q3 (OR = 1.30 [1.25–1.35]) and Q4 (OR = 1.17 [1.13–1.22]) in women; More CS for Q2 (OR = 1.14 [1.10–1.19]); Q3 (OR = 1.20 [1.15–1.25]) and Q4 (OR = 1.10 [1.06–1.14]) and less in Q5 (OR = 0.93 [0.90–0.97]) in men
47 United States 2000–2010	BC-S CS, NA CBE, MG	Medical Expenditure Panel Survey 76,068 respondents aged ≥ 40 , oversampling racial/ethnic group	MSA: Rural (Ref), urban Geographical region: Northeast (Ref), Midwest, South, West	^{multi} More CS in urban (ORa = 1.25 [1.15–1.34]); Less CS in Midwest (ORa = 0.89 [0.81–0.97]), South (ORa = 0.88 [0.8–0.96]), West (ORa = 0.8 [0.72–0.88]) for all tests combined; More CS in urban (ORa = 1.28 [1.19–1.38]); Less CS in Midwest (ORa = 0.84 [0.77–0.93]), South (ORa = 0.86 [0.76–0.93]), West (ORa = 0.78 [0.71–0.87]) for MG
48 Canada Nova Scotia 1994–99	CC-S CS, NA PAP	344,255 women aged ≥ 18 living in Nova Scotia with a Health Card Number	EA: Mean income for females aged ≥ 15 (Ref: $> \$17,500$); $\geq 50\%$ Aboriginals (Ref = no); $\geq 10\%$ Blacks (Ref = no); $\geq 50\%$ with French as mother tongue (Ref = no); Rural/urban (Ref) Region: Mainland (Ref), Cape Breton	^{multi} More NA in rural (ORa = 1.09 [1.07–1.11]), $\geq 50\%$ aboriginals (ORa = 1.60 [1.46–1.76]), $\geq 10\%$ Blacks (ORa = 1.25 [1.19–1.30]), lower mean income (ORa $< \$17,500$ = 1.11 [1.09–1.14]; ORa $< \$12,500$ = 1.19 [1.15–1.22]) and in Cape Breton (ORa = 1.36 [1.33–1.39]); Less NA in Francophone community (ORa = 0.93 [0.89–0.99])
49 Kenya 2014	CC-S ES, NS n/a	Kenya Demographics and Health Survey 10,333 respondents aged 15–49	n/a: Rural, urban (Ref); Region: Income level of inequality (low (Ref), moderate, high)	^{mm} Less ES in rural (ORa = 0.87 [0.77–0.98]); with high regional inequality (ORa = 0.70 [0.57–0.87]); Differences at the cluster level (significant level 2 variance) but not at regional level (level 3); Full

(continued on next page)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (8/19)

Table 1 (continued)

Reference Country Location Period	Screening site Screening outcome Screening method	Data source Studied population	Level: all contextual factors Interactions	Results NB: Only significant results are presented
50 Korea Province J 2013	BC-S CS, NA MG	Specific survey 178 respondents aged ≥ 40	Social influence (Score from what your parents, relatives, or friends think about you having MG; whether others support your undergoing MG; how many persons you know have undergone MG) n/a: Rural, urban Physician: Performed CBE (Ref = no) ZIP-5: % below the US FPL (<10 (Ref), >10) ZIP-3: % below the US FPL (<20 (Ref), >20)	adjustment reduced level 2 variance from 0.158 to 0.142 ^{uni} More CS in urban (49.6%) than rural (22.9%, p -value < 0.001); ^{multi} More CS with higher social influence (ORa = 1.51 [1.02–2.22]) and if physician performed CBE (ORa = 4.65 [1.71–12.61])
51 United States Missouri 2006	CRC-S CS, NA FOBT, COLO, SIGMO	Behavioural Risk Factor Surveillance System 3022 respondents aged ≥ 50	CT: % immigration within the previous 5 years; % whose home language is not English or French; % visible minorities; % not completing high school; % household below the low income cut-off Interaction: Income (Low: $\geq 20\%$ below low income cut-off), High X % Immigration (High = HI: $\geq 9.5\%$, Low = LI)	^{mm} Less CS if higher poverty (ORa _{ZIP-5} = 0.81 [0.67–0.98]; ORa _{ZIP-3} = 0.64 [0.50–0.83]); ICC in null model = 14.8% between ZIP-5; 13.63% in all adjusted model NB: All in quintiles, IRR = Q5[High]/Q1 [Low] ^{uni} Less CS with higher % immigration (IRR = 0.81 [0.80–0.81]; higher % home language not French or English (IRR = 0.83 [0.82–0.83]); higher % visible minorities (IRR = 0.85 [0.85–0.86]); higher % not completing high school (IRR = 0.90 [0.90–0.91]); higher % household below the low income cut-off (IRR = 0.84 [0.84–0.85]); Income decreased and immigration increase (RR _{LOW HI HIGH LI} = 0.86 [0.85–0.86])
52 Canada Toronto 2000–02	CC-S CS, NA PAP	All 724,584 residents aged 18–66 in contact with Ontario health care system during the last 3 years	Physician: Age; sex (ref = male); years since graduation; years of independent practices in Ontario (<10 (Ref), 10–14, 15–19, >20); Region of medical school (Caribbean/Latin America, Canada (Ref), East Asia, Eastern Europe, Middle East/North Africa, South Asia, Sub-Saharan Africa, United States/Australia/New Zealand, Western Europe); PEM type (Team-based, Capitation-based, Fee-for-service-based, None (Ref)), patient panel size (increments of 100)	^{mm} Overall population: More CS with a female physician (ORa _{BC-S} = 1.43 [1.39–1.48], ORa _{CC-S} = 1.97 [1.90–2.05], ORa _{CRC-S} = 1.37 [1.31–1.44]), PEM team-based (ORa _{BC-S} = 1.93 [1.81–2.06], ORa _{CC-S} = 1.73 [1.60–1.96], ORa _{CRC-S} = 2.30 [2.12–2.50]), capitation-based (ORa _{BC-S} = 1.73 [1.63–1.84], ORa _{CC-S} = 1.78 [1.67–1.89], ORa _{CRC-S} = 2.50 [2.30–2.71]), fee-for-service-based (ORa _{BC-S} = 1.61 [1.52–1.72], ORa _{CC-S} = 1.67 [1.57–1.78], ORa _{CRC-S} = 2.32 [2.15–2.50]); more years of independent practice for BC-S (ORa _{10–14} = 1.08 [1.02–1.14], ORa _{15–19} = 1.11 [1.05–1.17], ORa _{>20} = 1.12 [1.06–1.19]), CC-S (ORa _{15–19} = 1.10 [1.04–1.16], ORa _{>20} = 1.13 [1.06–1.20]) and CRC-S (ORa _{10–14} = 1.13 [1.04–1.23], ORa _{15–19} = 1.27 [1.17–1.38], ORa _{>20} = 1.32 [1.21–1.45]); Less CS when trained in Caribbean and Latin American (ORa _{BC-S} = 0.84 [0.74–0.96], ORa _{CC-S} = 0.87 [0.78–0.98], ORa _{CRC-S} = 0.72 [0.59–0.88]), East Asia (ORa _{CC-S} = 0.83 [0.76–0.91]), Eastern Europe (ORa _{BC-S} = 0.91 [0.83–0.99], ORa _{CRC-S} = 0.85 [0.74–0.98]), Middle East and North Africa (ORa _{BC-S} = 0.84 [0.79–0.91], ORa _{CC-S} = 0.82 [0.76–0.88], ORa _{CRC-S} = 0.88 [0.78–0.98]), South Asia (ORa _{BC-S} = 0.85 [0.80–0.91], ORa _{CC-S} = 0.80 [0.75–0.97], ORa _{CRC-S} = 0.83 [0.74–0.93]) and Western Europe (ORa _{BC-S} = 0.90 [0.85–0.95], ORa _{CC-S} = 0.88 [0.83–0.93], ORa _{CRC-S} = 0.88 [0.81–0.96]) Immigrants: More CS with a female physician (ORa _{BC-S} = 1.43 [1.35–1.53], ORa _{CC-S} = 1.80 [1.70–1.91], ORa _{CRC-S} = 1.28 [1.17–1.39]), PEM team-based (ORa _{BC-S} = 1.78 [1.60–1.98], ORa _{CC-S} = 1.50 [1.34–1.67], ORa _{CRC-S} = 2.51 [2.19–2.87]), capitation-based (ORa _{BC-S} = 1.61 [1.47–1.77], ORa _{CC-S} = 1.57 [1.44–1.72], ORa _{CRC-S} = 2.74 [2.42–3.10]), fee-for-service-based (ORa _{BC-S} = 1.60 [1.47–1.73], ORa _{CC-S} = 1.56 [1.43–1.71], ORa _{CRC-S} = 2.44 [2.19–2.72]); more years of
53 Canada Ontario 2010	BC-S CS, NA MG CC-S CS, NA PAP CRC-S CS, NA FOBT, COLO, DCBE	BC-S: 1,156,627 aged 50–74 CC-S: 2,730,380 aged 21–69 CRC-S: 2,260,569 aged 50–74		(continued on next page)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (9/19)

Table 1 (continued)

Reference Country Location Period	Screening site Screening outcome Screening method	Data source Studied population	Level: all contextual factors Interactions	Results NB: Only significant results are presented
				independent practice for BC-S ($OR_{a10-14} = 1.13$ [1.01–1.27], $OR_{a15-19} = 1.19$ [1.08–1.32], $OR_{a_{>20}} = 1.13$ [1.02–1.25]) and CRC-S ($OR_{a15-19} = 1.25$ [1.09–1.43], $OR_{a_{>20}} = 1.26$ [1.08–1.46]); Less CS when trained in Caribbean and Latin American ($OR_{aCC-S} = 0.87$ [0.77–0.98], $OR_{aCRC-S} = 0.67$ [0.52–0.85]), East Asia ($OR_{aCC-S} = 0.86$ [0.78–0.95]), Middle East and North Africa ($OR_{aCC-S} = 0.85$ [0.77–0.94]), South Asia ($OR_{aCC-S} = 0.87$ [0.79–0.95]) and Western Europe ($OR_{aCC-S} = 0.90$ [0.82–0.99]); Immigrants rostered to physician from the same world region: More CS with a female physician ($OR_{aBC-S} = 1.25$ [1.10–1.43], $OR_{aCC-S} = 1.71$ [1.52–1.92]), PEM team-based ($OR_{aBC-S} = 1.44$ [1.06–1.94], $OR_{aCC-S} = 1.43$ [1.12–1.83], $OR_{aCRC-S} = 2.10$ [1.37–3.21]), capitation-based ($OR_{aBC-S} = 1.37$ [1.10–1.69], $OR_{aCC-S} = 1.32$ [1.09–1.60], $OR_{aCRC-S} = 2.59$ [1.89–3.54]), fee-for-service-based ($OR_{aBC-S} = 1.33$ [1.14–1.54], $OR_{aCC-S} = 1.35$ [1.14–1.60], $OR_{aCRC-S} = 2.29$ [1.89–3.54]); less CS when trained in South Asia ($OR_{aCC-S} = 0.56$ [0.32–0.98])
54 United States Mississippi 2003	BC-S CS, NA, NS MG	Specific survey 987 respondents aged ≥ 40	Family & friends recommended MG (Ref = yes); Physician: Recommendation for MG (Ref = yes)	^{multi} More OS ($OR_a = 2.21$ [1.28–3.83]) and NS ($OR_a = 2.17$ [1.20–3.95]) when family and friends did not supported screening; More NS when there was no provider recommendation ($OR_a = 6.26$ [3.05–12.85])
55 Brazil Rio Grande do Sul 2011–12	CC-S CS, NA PAP	5,919,954 women aged 25–64	Municipality: IVS-5 (< -0.50 ; $[-0.50; 0]$; $[0.01-1.00]; > 1$) ^{di} Macro-Region: Serra, Metropolitan, Vales, South, North, Missioneira, Centre-West	^{uni} Higher CS coverage as deprivation increased (Range: IVS-5 $< -0.50 = 15.3\%$; IVS-5 $> 1 = 25.9\%$); Differences in coverage between macro-region (Range: South = 14.4% to North = 23.5%)
56 Brazil 2008	CC-S ES, NS PAP	National Household Sample Survey 102,108 respondents aged 25–64	n/a: Rural, urban Region: North, Northeast, Central-West, Southeast, South	^{uni} More NS in rural (22.2%) than urban (11.5%, p-value < 0.001); Differences between regions in NS (Range: 17.4% in North to 9.7% in Central-West (p-value < 0.001))
57 United States Los Angeles county 2001	BC-S CS, NA MG	California Health Interview Survey 4249 respondents aged 40–84	Clinician/Team characteristics: % board certified; % PCP; % solo practitioner; Mean years since graduation; % practices that did not accept MediCAL Social & economic context/community level: Distance to the nearest MG facility; No. of FDA MG facilities within 2 miles; No. of public transit stops within 3 miles	NB: In quartiles (Q1 = low/Qua4 (Ref) = high) ^{mm} More CS with higher number of facilities within 2 miles ($OR_{aQUA1} = 0.76$ [0.60–0.97]; $OR_{aQUA2} = NS$; $OR_{aQUA3} = 0.81$ [0.66–1])
58 UK Coventry, Rugby, North Warwickshire 2000/03/05	CRC-S CS, NA FOBT	All eligible people aged 60–69: 1st round (R1): 49,311; 2nd round (R2): 48,633; 3rd round (R3): 49,664	CT: % of people from Indian subcontinent (In quintiles: Q1Q4 = low, Q5 = high) SOA: IMD ^{di} (Q1Q2 = low, Q5 = high)	NB: $\Delta_{IMD} = Q1Q2-Q5$, $\Delta_{INDIAN} = Q1Q4-Q5$ ^{mm} More % of CS with lower % of people from the Indian subcontinent for all rounds ($\Delta_{INDIANR1} = 16.2$, $R2 = 13.8$, $R3 = 15$); with lower % of deprived people ($\Delta_{IMDR1} = 24.4$, $R2 = 23.3$, $R3 = 24.1$)
59 Thailand 2007/09	BC-S ES, NS MG CC-S ES, NS PAP	Reproductive Health Survey (RHS) 26,951 respondents aged 30–59 Health and Welfare Survey (HWS) 14,619 respondents aged ≥ 35	n/a: Municipal (Ref), non-municipal Region: Bangkok metropolis (Ref), Central, North, Northeast, South	^{multi} Less CS in non-municipal ($OR_{aHWS} = 0.64$ [0.51–0.79], $OR_{aRHS} = 0.62$ [0.54–0.71]) and in Central ($OR_{aHWS} = 0.57$ [0.40–0.83], $OR_{aRHS} = 0.59$ [0.45–0.78]), North ($OR_{aHWS} = 0.58$ [0.39–0.86], $OR_{aRHS} = 0.45$ [0.31–0.56]) and Northeast ($OR_{aRHS} = 0.46$ [0.34–0.61]) for BC-S; More CS in non-municipal ($OR_{aHWS} = 1.14$ [1.03–1.26], $OR_{aRHS} = 1.17$ [1.08–1.27]) and in Central ($OR_{aRHS} = 1.26$ [1.08–1.48]), north ($OR_{HWS} = 1.29$ [1.03–1.61], $OR_{aRHS} = 2.17$ [1.83–2.57]), Northeast ($OR_{aRHS} = 1.86$ [1.57–2.19]) and South ($OR_{aRHS} = 1.60$ [1.34–1.90]) for CC-S
60 United States	CRC-S CS, NA, NS			^{multi} Less ES in suburban ($OR_a = 0.61$ [0.39–0.95]) and rural ($OR_a = 0.70$)

(continued on next page)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (10/19)

Table 1 (continued)

Reference Country Location Period	Screening site Screening outcome Screening method	Data source Studied population	Level: all contextual factors Interactions	Results NB: Only significant results are presented
Texas 2012	FOBT, SIGM, COLO	Behavioural Risk Factor Surveillance System 4239 respondents aged 50–75	MSA: Central city (Ref); outside the central city; inside a suburban county of the MSA; not in a MSA (rural)	[0.51–0.97]] for all tests combined; in suburban (ORa = 0.42 [0.28–0.63]) and rural (ORa = 0.64 [0.48–0.86]) for FOBT; Less CS in rural (ORa = 0.49 [0.28–0.87]) for FOBT
61 France 13 departments 2010–11	BC-S CS, NA MG	622,382 insured eligible women aged 51–74	n/a: Urban, suburban, rural IRIS: FEdi ^{dic} (in tertiles: T1 = low, T3 = high)	^{uni} More % of NA in rural (42.6) than suburban (36.8) and urban (36.4, <i>p</i> -value < 0.001); as deprivation increased (T1 = 33.5; T2 = 37.4; T3 = 40.9, <i>p</i> -value < 0.001)
62 Europe 22 European countries 2002–03	BC-S CS, NA MG CC-S CS, NA PAP	World Health Survey CC-S: 11,770 respondents aged 25–69; BC-S: 4784 respondents aged 50–69	Country: Type of program (National, Pilot/Regional, Opportunistic (Ref)) Interaction: Type of programme X Individual education (primary education or lower, secondary education, high school, university studies)	NB: RII = Prevalence ratio at the extremes of the education spectrum ^{multi} More CS with National (PRA = 3.85 [2.19–6.74]) or Pilot/Regional (PRA = 2.23 [1.25–4.00]) programs for BC-S; Educational inequalities in pilot/regional (RII _{BC-S} = 1.58 [1.26–1.98], RII _{CC-S} = 1.35 [1.10–1.65]) and opportunistic (RII _{BC-S} = 3.11 [1.78–5.42], RII _{CC-S} = 1.28 [1.12–1.48]) programs; 13.6% of inequities explained by screening programs for CC-S; 74.4% between-countries variability prevalence and 24.3% of screening inequities explained by the type of program for BC-S
63 United States 2007	CRC-S CS, NA FOBT, SIGMO, COLO, DCBE	Survey of ColoRectal Cancer Educational and Environmental Needs 2416 veteran respondents aged 50–75	Physician: Recommendation (ref = no) Facility: Complexity score (Low, High(Ref))	^{multi} More CS with physician recommendation (ORa = 2.92 [2.38–3.58]; low facility complexity (ORa = 1.27 [1.04–1.55]))
64 Croatia 2003	BC-S CS, NA n/a CRC-S CS, NA n/a	Croatian Adult Health Survey 9070 respondents aged ≥40 for BC-S and ≥ 50 for CRC-S	Settlement: Rural, urban (Ref)	^{multi} Less CS in rural for BC-S (ORa = 0.60 [0.48–0.74])
65 United States California 2001	CRC-S CS, NA FOBT, SIGMO, COLO	Specific survey 525 AAPI and 802 non-Hispanic White respondents aged 40–80	MSA: HMO competition (1-Herfindhal-Hirschman index); HMO penetration (no. of HMO enrollees/total); % of HMOs operation as group, staff, network models;	NB: γ = MSA-level effect ^{mm} More NA with COLO use (γ = −4.5 [−7.5; −1.5]) and all tests combined (γ = −3.1 [−6.0; 0.2]) with 10% increment of group, staff, network HMOs for AAPI
66 Mexico 2012	CC-S CS, NA PAP	Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 3792 respondents aged 50–69	n/a: Rural, urban (Ref) Region: West Central, East Central (Ref), North, South	^{multi} Less CS in West Central (ORa = 0.80 [0.67–0.97]) and North (ORa = 0.75 [0.61–0.92]); More CS in South (ORa = 1.38 [1.14–1.66])
67 Switzerland Geneva *publication 2018	BC-S ES, NS MG	Bus Santé study 5002 respondents aged 50–74	CT: Median area income Cluster (according to screening adherence): Distance to the nearest MG facility	^{multi} Unadjusted spatial independency: 63.3%; After adjustment on SES (Area income, individual education) & demographic characteristics: 86.6%; No effect of proximity
68 United States Texas 2000–09	CRC-S CS, NA FOBT, SIGMO, COLO DCBE	660,308 Medicare covered people aged 66–75	ZIP: % Blacks, % Hispanics, median income (in quartiles (Qua1 = low, Qua4 = high); Physician: Gender (Ref = male), US trained (Ref = no), speciality (General practice (GP), Familial practice (FP), Internal medicine (IM = Ref), Geriatrics), years in practice (<20 (Ref), 21–40, >40), % Whites in patient panel (increments of 10%);	NB: Δ = Qua1–Qua4 ^{uni} Lower % of CS as % Hispanics increased (Δ = 9); as median income decreased (Δ = 10.6); ^{mm} Population with a PCP (<i>n</i> = 413,439) More CS with female PCP (ORa = 1.12 [1.08–1.16]); US trained (ORa = 1.10 [1.06–1.14]); between 21 and 40 years of practice (ORa = 1.04 [1.01–1.08]); with more White patients in PCP panel (ORa = 1.05 [1.04–1.06]); Less CS if PCP with >40 years of practice (ORa = 0.85 [0.80–0.91]), GP (ORa = 0.64 [0.59–0.71]), FP (ORa = 0.74 [0.72–0.76])
69 UK 2010–11	CRC-S ES, NS FOBT	English Longitudinal Study of Ageing 1833 respondents aged 61–69	Partner eligible and screened for CRC, eligible and not screened, no partner or non-eligible (Ref) Government office region: North East, North West, Yorkshire & The Humber, East Midlands, West Midlands, East of England, London, South East (Ref), South West	^{multi} More ES when partner is screened (mmE = 0.15 [0.09–0.21]); Less ES when partner is not screened (mmE = −0.13 [−0.21; 0.04]); More ES in North East (mmE = 0.28 [0.19–0.38]), Yorkshire & The Humber (mmE = 0.16 [0.07–0.24]), East Midlands (mmE = 0.13 [0.05–0.21]), West Midlands (mmE = 0.15 [0.07–0.23]) and East of England (mmE = 0.13 [0.05–0.21])

(continued on next page)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (11/19)

Table 1 (continued)

Reference Country Location Period	Screening site Screening outcome Screening method	Data source Studied population	Level: all contextual factors Interactions	Results NB: Only significant results are presented
70 United States Except Connecticut, Arizona, Illinois, Tennessee 1997; 99; 2001; 02; 04; 06; 08	CRC-S CS, NA FOBT, ENDO	Behavioural Risk Factor Surveillance System 816,881 respondents aged ≥ 50	State: No. of PCPs in clinical practices (PCP density); No. of GIs in clinical practices (GI density) (increments of 10 per 10 ⁶ adults aged ≥ 50); Interaction: PCP density; GI density X Individual race/ethnicity (non-Hispanic Whites, non-Hispanic Blacks/, Hispanics, Others)	^{multi} More CS with higher GI density (ORa = 1.01 [1.01–1.01]); larger effect among Hispanics (ORa = 1.02 [1.01–1.03]); Less CS with higher PCP density (ORa = 0.99 [0.99–0.99]); larger effect among Hispanics (ORa = 0.99 [0.99–0.99])
71 Turkey 2012	BC-S ES, NS MG CC-S ES, NS PAP	Chronic Disease and Risk Factors Survey 6846 respondents aged ≥ 30	n/a: Rural, urban (Ref) Region: North, South, West (Ref), East, Middle	^{multi} Less ES in rural (ORa = 0.50 [0.43–0.59]) and East (ORa = 0.61 [0.47–0.77]) for BC-S; Less ES in rural (ORa = 0.45 [0.38–0.52]) and Middle (ORa = 0.77 [0.65–0.91]), North (ORa = 0.78 [0.63–0.97]) and East (ORa = 0.65 [0.52–0.81]) for CC-S
72 Australia 2011–13	CRC-S CS, NA FOBT	1,855,201 eligible residents turning 50, 55 or 65	LGA: % aged ≥ 65 ; % women; % Indigenous Australians; % born-overseas in predominantly non-English speaking countries; SEIFA ^{di} ; Remoteness (major cities (Ref), inner regional, outer regional, remote, very remote)	NB: Except remoteness, all variables are continuous ^{multi} More CS in Inner regional (ORa = 1.08 [1.07–1.09]), Outer regional (ORa = 1.08 [1.07–1.10]), remote (ORa = 1.08 [1.04–1.12]) and very remote (ORa = 1.12 [1.05–1.19]); higher % aged ≥ 65 (ORa = 1.10 [1.10–1.11]); Less CS with higher % born-overseas in predominantly non-English speaking countries (ORa = 0.96 [0.96–0.97]); % indigenous Australians (ORa = 0.80 [0.78–0.81]); % women (ORa = 0.81 [0.81–0.82]); poorer SEIFA status (ORa = 0.97 [0.96–0.97])
73 United States 44 states 2006–08	BC-S CS, NA MG	3,821,084 Medicaid enrollees aged 40–64	State	^{uni} CS rates varied between the 44 states (Range: Maryland = 17%–Rhodes Island = 45%)
74 Brazil 2013–14	BC-S CS, NA MG CC-S CS, NA PAP	Brazilian National Health Survey CC-S: 22,828 respondents aged 25–64 BC-S: 8536 respondents aged 50–69	City: Capital, non-capital (Ref) Region: North, Northeast, Southeast (Ref), South, Midwest	^{multi} More CS in the Capital (ORa = 1.34 [1.06–1.70]) for BC-S; Less CS North (ORa = 0.35 [0.27–0.46]), Northeast (ORa = 0.56 [0.46–0.69]) and Midwest (ORa = 0.59 [0.47–0.74]) for BC-S
75 Bulgaria, Romania *publication 2009	CC-S ES, NS PAP	Specific survey Respondents aged 20–65 - Bulgaria: 1099 - Romania: 1053	Town: Bulgaria: No. of people in the town (up to 5000, up to 50,000, up to 500,000, over 500,000) n/a: Romania: Rural, Urban	^{uni} More % of CS with higher number of people in the town (up to 5000 = 32.4; up to 50,000 = 45.0; up to 500,000 = 54.5; over 500,000 = 60.7, p-value < 0.001) and in urban (24.5) compared with rural (14.6, p-value < 0.001)
76 Canada Ontario 2010–12	BC-S CS, NA MG	1,407,060 women aged 50–69, eligible for health coverage living in an Ontario Census Metropolitan Area	Physician: Sex (Ref = female), region of medical school training (Ref = domestic), participation in a PEM (Ref = yes); n/a: Neighbourhood income (in quintile: Q1 = low; Q5(Ref) = high); Rural (Ref), urban	^{mm} Less CS with male physician (RRa = 0.97 [0.96–0.97]); Internationally trained (RRa = 0.96 [0.95–0.97]), without PEM (RRa = 0.78 [0.77–0.79]); lower neighbourhood income (RRa _{Q1} = 0.91 [0.91–0.91], RRa _{Q4} = 0.99 [0.98–0.99]), urban (RRa = 0.99 [0.98–0.99])
77 Canada Ontario 2010–12	BC-S CS, NA MG	183,332 immigrants women aged 50–69 eligible for Ontario's universal health living in an Ontario Census Metropolitan Area	Physician: Sex (Ref = female); Domestically (Ref), internationally trained n/a: Neighbourhood income (in quintiles, Q1 = low, Q5(Ref) = high); Rural, urban (Ref)	NB: Stratified by world region of origin (Caribbean & Latin America; East Asia & Pacific; Eastern Europe & Central Asia; Middle East & North Africa; South Asia; Sub-Saharan Africa; Western Europe) ^{multi} Less CS with lower income for East Asia and Pacific (RRa _{Q1} = 0.98 [0.94–0.99]), Eastern Europe and Central Asia (RRa _{Q1} = 0.92 [0.90–0.96]), Middle East and North Africa (RRa _{Q1} = 0.92 [0.88–0.96]), South Asia (RRa _{Q1} = 0.92 [0.88–0.96]) and Sub-Saharan Africa (RRa _{Q1} = 0.88 [0.84–0.94]), male physician for all regions of origin (Range: RRa = 0.9 [0.88–0.94] for Middle East & North Africa, RRa = 0.94 [0.92–0.98] for Western Europe); internationally trained physician for East Asian & Pacific (RRa = 0.94 [0.92–0.98]); Middle East & North

(continued on next page)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (12/19)

Table 1 (continued)

Reference Country Location Period	Screening site Screening outcome Screening method	Data source Studied population	Level: all contextual factors Interactions	Results NB: Only significant results are presented
78 United States 2007–11	CC-S CS, NA n/a	Medical Expenditure Panel Survey 27,238 respondents aged 21–64	Region: Northeast (Ref), Midwest, South, West Interaction: Region X Individual race/ethnicity (Whites, Blacks, Hispanics, Others)	Africa (RRa = 0.92 [0.9–0.96]) and South Asia (RRa = 0.96 [0.94–0.98]) ^{mm} Less CS in Midwest (mmE = -0.025 ± 0.001) varying by race/ethnicity (range from -0.074 ± 0.008 for Others to 0.005 ± 0.002 for Blacks), South (mmE = -0.021 ± 0.002) varying by race/ethnicity (range from -0.064 ± 0.006 for Others to -0.007 ± 0.002 for Blacks), West (mmE = -0.024 ± 0.002) varying by race/ethnicity (range from -0.074 ± 0.007 for Others to -0.01 ± 0.003 for Hispanics) ^{multi} More CS in rural (ORa = 1.19 [1.15–1.24]) and in less-deprived areas (ORa _{Q4} = 1.25 [1.19–1.31], ORa _{Q3} = 1.38 [1.27–1.39], ORa _{Q2} = 1.42 [1.34–1.48], ORa _{Q1} = 1.44 [1.39–1.53]) ^{mm} Less CS with higher proximity to primary care in the rental-flat precincts population for CRC-S (ORa = 0.42 [0.17–0.99]) and BC-S (ORa = 0.29 [0.10–0.84]); More CS with higher proximity to primary care in the owner-occupied precincts for CRC-S (ORa = 1.48 [1.01–2.21]), BC-S (ORa = 2.22 [1.08–4.54]); CC-S (ORa = 3.22 [1.72–5.84])
79 Australia 2007–08	CRC-S CS, NA FOBT	74,782 eligible South Australians turning 55 or 65, invited for the first time	Postcode: ARIA: Metropolitan (Ref), Rural, Remote; IRSD ^{di} (in quintiles, Q1 = low, Q5 (Ref) = high)	NB: Δ in 2001/03 and 2008/10 stratified by age (21–29; 30–64) ^{multi} Higher % of NA with higher poverty ($\Delta_{\text{HIGH-LOW}}$ = 3.1 and 2); >75% Blacks ($\Delta_{\text{BLACK-WHITE}}$ = 4 and 2.8); >75% Hispanic ($\Delta_{\text{HISPANIC-WHITE}}$ = 4.3 and 0.8); >75% Mixed ($\Delta_{\text{MIXED-WHITE}}$ = 2.4 and 0.8) for 21–29; Higher % of NA with higher poverty ($\Delta_{\text{HIGH-LOW}}$ = 5.9 and 4.5); >75% Blacks ($\Delta_{\text{BLACK-WHITE}}$ = 4.5 and 1.4); >75% Mixed ($\Delta_{\text{MIXED-WHITE}}$ = 1.1 in 2001/03); Lower % of NA with >75% Hispanic ($\Delta_{\text{HISPANIC-WHITE}}$ = -0.4 and -4.9); >75% Mixed ($\Delta_{\text{MIXED-WHITE}}$ = -0.8 in 2008/10) for 30–64
80 Singapore 2009–2014	BC-S CS, NA MG CC-S CS, NA PAP CRC-S CS, NA FOBT	936 Singaporean citizens aged ≥ 40 from 5 public rental-flat precincts and 1060 from owner-occupied precincts	Block: Proximity to primary care (<150 m from a private GP clinic in walking distance; <3.0 km from a public polyclinic in road distance (Ref = no))	NB: ARIA and IRSAD used only in interactions ^{multi} Less CS in Indigenous X: major cities (ORa = 0.49 [0.48–0.49]); inner regional (ORa _{CS} = 0.34 [0.33–0.34]); outer regional (ORa _{CS} = 0.41 [0.40–0.42]) and remote (ORa _{CS} = 0.48 [0.46–0.50]); Less CS in Indigenous X low deprivation (ORa _{Q1} = 0.26 [0.25–0.27], ORa _{Q2} = 0.62 [0.60–0.64]), ORa _{Q3} = 0.47 [0.46–0.48], ORa _{Q4} = 0.54 [0.53–0.55], ORa _{Q5} = 0.53 [0.53–0.54]) ^{uni} Lower % of CS in Flanders than in Wallonia for BC-S in 1997 (45.6, 51.2), 2001 (53.5, 64), 2004 (69.2, 73) and 2008 (78.1, 69.7) and for CC-S in 2004 (70.4, 73.9), 2008 (68.5, 75.7) and 2013 (70.8, 76); Higher % CS in Flanders than in Wallonia for BC-S in 2013 (78.1, 69.7) and for CC-S in 1997 (74, 64.1) and 2001 (71.5, 64.5)
81 United States 2001–10	CC-S CS, NA PAP	Commercially insured women aged 21–64 2001: 1,086,949; 2005: 1,223,747; 2010: 1,341,623	CT: % below poverty level (Low $<5\%$, High $>20\%$); Race/ethnicity ($>75\%$ of Whites, Blacks, Hispanics, else = Mixed);	^{multi} For BC-S, reduction in educational inequalities over time in Flanders (RII changed from 1997 to 2013 by -39.2%) but not in Wallonia; Persistent educational inequalities over time in both region for CC-S ^{multi} CS rates declined more in the most deprived areas ($p = 0.047$); Differences in rate of decline in CS coverage between Old Health Authority areas (Range: from -0.66 in Sheffield to -0.03 in Rotherham)
82 Australia Queensland 2000–01;2010–11	CC-S CS, NA PAP	1,334,795 residents aged 20–69	SLA: ARIA (major city, inner regional, outer regional, remote, very remote), IRSAD ^{di} (in quintile, Q1 = low deprivation, Q5 = high) Interactions: ARIA and IRSAD X Indigenous, Non-Indigenous (Ref)	
83 Belgium Flanders, Wallonia 1997–2001-04-08-13	BC-S CS, NA MG CC-S CS, NA PAP	Belgian Health Interview Survey CC-S: 8988 respondents aged 25–64 BC-S: 4194 respondents aged 50–69	Region: Flanders, Wallonia Interaction: Regions X individual education	
84 UK North East, Yorkshire, Humber 1995–2005	CC-S CS, NA PAP	All eligible women aged 25–64	Old health authority: % living in the 20% most deprived SOA; % White, mixed, Asian, Black, Chinese; % Christian, Buddhist, Hindu, Jewish, Muslim, Sikh;	
85 China	BC-S CS, NA		Distance from the nearest hospital (<1 km (Ref), >1 km);	

(continued on next page)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (13/19)

Table 1 (continued)

Reference Country Location Period	Screening site Screening outcome Screening method	Data source Studied population	Level: all contextual factors Interactions	Results NB: Only significant results are presented
Jiangsu province 2013	n/a CC-S CS, NA n/a	National Health Service Survey 6520 rural respondents aged 36–65	Township: Availability of female medical staff when requested (Ref = no);	^{multi} More CS with available female medical staff for BC-S (ORa = 2.98 [2.48–3.58]) and CC-S (ORa = 2.45 [2.03–2.95])

^{di} Deprivation index; ^{mm} Multilevel models; ^{multi} Multivariate analyses; ^{uni} Univariate analyses.

AAP: Asian American & Pacific Islanders; ARIA: Accessibility, Remoteness Index of Australia; BC-S: Breast Cancer Screening; BSE: Breast Self-Examination; CBE: Clinical Breast Examination; CC-S: Cervical cancer screening; COLO: colonoscopy; CRC-S: Colorectal cancer screening; CS: Current screeners; CT: Census tract; DA: Dissemination Area; DCBE: Double Contrast Barium Enema; EA: Enumeration Area; ES: Ever screened = CS + OS; FDA: Food and Drug Administration; Fedi: French European Deprivation Index; FIT: Faecal immunochemical test; FOBT: Faecal occult blood test; FPL: Federal Poverty Line; FQHC: Federally Qualified Health Centre; GI: Gastroenterologist; GP: General Practitioner; HMO: Health Maintenance Organization; ICC: Intraclass correlation coefficient; IMD: Index of Multiple Deprivation; IRSD: Index of Relative Social Disadvantage; IRIS: Ilots regroupés pour l'information statistique; IRR: Interquintiles rates ratio; IRSAD: Index of relative socio-economic Advantage and Disadvantage; IVS-5: Indice de Vulnérabilité Social Municipal-5; LGA: Local Government Areas; MG: Mammography; mmE: Multivariate marginal effect; MSA: Metropolitan statistics areas; n/a: Not Available; NA: Non-adherent = OS + NS; No.: number; NS: Never screeners; NT\$: New Taiwan Dollar; ORa: Adjusted Odds Ratio; OS: Overdue screeners; PAP: Pap smear; PCA: Principal components analysis; PCP: Primary care physician; PCT: Primary Care Trust; PEM: Patient Enrolment Model; PMa: Adjusted Predicted Median; PRA: Adjusted prevalence Ratio; QOF: Quality and outcomes framework; RII: Relative index of inequality; RR: Relative Rate; RRA: Adjusted Rate ratio; SEIFA: Socio-Economic Indexes for Areas; SES: Socio-economic status; SIGMO: Sigmoidoscopy; SLA: Statistical Local Areas; SOA: Super Output Areas; ZIP: Zoning Improvement Plan.

* Unavailable date of data.

complexity, teaching and research activity and number of specialists, with a lower score meaning lower complexity) (CRC-S) (Partin et al., 2010).

Not associated: QOF scores at primary care trust level (CC-S) (Bang et al., 2012), proportion of board certified, primary care providers, solo practitioners, mean years since graduation, accepting MediCAL (U.S. program that offers free or low-cost health coverage for children and adults with limited income and resources) (BC-S) (Meersman et al., 2009).

3.2.4. Medical personnel distribution characteristics

Associated with higher participation: higher density of obstetrician-gynaecologists (CC-S) (Akinlotan et al., 2018), higher density of physicians and dentists (CC-S) (Challier et al., 2000), higher density of gastroenterologist, lower density of PCP (CRC-S) (Soneji et al., 2012).

Significant interactions: stronger effect of density of gastroenterologist and PCP density among Hispanics (CRC-S) (Soneji et al., 2012).

Not associated: density of PCP (CRC-S) (Haas et al., 2010) (CC-S) (Akinlotan et al., 2018; Bang et al., 2012), ratio of gastroenterologist per facility offering colonoscopy (CRC-S) (Faruque et al., 2015), density of GP and gynaecologists (CC-S) (Grillo et al., 2012), "personnel" score (derived from the number of medical doctors, obstetrician-gynaecologists, nurse practitioners and osteopathic physicians per 10,000 inhabitants) (BC-S) (Akinjemiju et al., 2012).

3.2.5. Material distribution characteristics

Associated with higher participation: higher number of MG facilities within two miles (BC-S) (Meersman et al., 2009), higher density of paramedical facilities (CC-S) (Challier et al., 2000), higher screening capacity (CRC-S) (Haas et al., 2010).

Significant interaction: lower rates for Asian Americans/Pacific Islanders with more group/staff/network in the Health Market Organization (HMO), but not for Non-Hispanic whites (CRC-S) (Ponce et al., 2005).

Not associated: number of health care centres (CC-S) (Akinlotan et al., 2018), "facilities" score (derived from the number of hospitals and MG facilities per 10,000 inhabitants) (BC-S) (Akinjemiju et al., 2012), a combination of proximity, capacity and demand (ratio of machines per MG facilities to women 40 years and older weighted by travel time) (BC-S) (Henry et al., 2014), HMO competition, HMO penetration (CRC-S) (Ponce et al., 2005).

3.2.6. Travelling characteristics

Significant interaction: higher rates with more proximity to primary care in an owner-occupied precinct (BC-S, CC-S, CRC-S) (Wee et al., 2016), less proximity in a rental-flat precinct (CRC-S, BC-S) (Wee et al., 2016).

Not associated: proximity to primary care in a rental-flat precinct (CC-S) (Wee et al., 2016), travel time to the nearest hospital (BC-S, CC-S) (You et al., 2019), travel time to the nearest MG facility (BC-S) (Henry et al., 2014; Meersman et al., 2009; Sandoval et al., 2018), distance to an endoscopy facility (CRC-S) (Davis et al., 2017; Faruque et al., 2015), distance to gastroenterologist practice (CRC-S) (Faruque et al., 2015), density of public transportation (BC-S) (Meersman et al., 2009).

3.2.7. Urbanicity (Vlahov and Galea, 2002) characteristics

Associated with higher participation: urban versus rural (BC-S) (Al Rifai and Nakamura, 2015; Hsairi et al., 2003; Jadav et al., 2015; Lee and Kim, 2015; Polasek et al., 2007) (CC-S) (Barbosa, 2017; Johnston et al., 2004; Kangmennaang et al., 2018; Martínez-Mesa et al., 2013; Sözen et al., 2016; Todorova et al., 2009) (CRC-S) (Davis et al., 2017; Honein-AbouHaidar et al., 2013), urban versus rural (BC-S: BSE, CBE) (Agudelo, 2013), rural versus urban (BC-S) (Vahabi et al., 2015), sub-urban and urban versus rural (BC-S) (Ouedraogo et al., 2015), metropolitan versus rural, small size urban and medium size urban (CC-S) (Burton-Jeangros et al., 2017), central city or outside central city versus rural and suburban (CRC-S: all tests, FOBT) (Ojinnaka et al., 2015), developed urban versus underdeveloped rural, developing rural and developing urban (BC-S) (Huang et al., 2011), sub-urban and rural versus metropolitan and urban (2001), rural versus suburban and metropolitan, and suburban and metropolitan versus urban (2009) (CC-S) (Chiou et al., 2014), non-municipal versus municipal (CC-S) (Mukem et al., 2015), municipal versus non-municipal (BC-S) (Mukem et al., 2015), capital versus non-capital (BC-S) (Theme Filha et al., 2013), higher number of people in the town (CC-S) (Todorova et al., 2009), lower density of population (CC-S) (Challier et al., 2000), inner regional, outer regional, remote and very remote versus major cities (CRC-S) (Sözen et al., 2016), rural versus metropolitan and remote (CRC-S) (Ward et al., 2011).

Significant interactions: higher rates in urban non-Appalachian compared with rural non-Appalachian and urban or rural Appalachian counties (BC-S, CC-S) (Amonkar and Madhavan, 2002), different rates according to individual race/ethnicity and urban or rural status (CRC-S)

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (14/19)

(Cole et al., 2013), different rates according to metropolitan, urban, suburban or rural and individual income (CC-S) (Chiou et al., 2014), higher indigenous/non-indigenous disparities in, by descending order, inner regional, outer regional, remote areas and major cities and no disparities in very remote (CC-S) (Whop et al., 2016).

Not associated: urban or rural (BC-S) (Davis et al., 2012; Henry et al., 2014; Vahabi et al., 2016) (ZCC-S) (Al Rifai and Nakamura, 2015; Rivera-Hernandez and Galarraga, 2015) (CRC-S) (Polasek et al., 2007), urban or rural (BC-S:MG) (Agudelo, 2013), central city or outside central city or rural or suburban urbanicity (CRC-S:Endoscopy) (Ojinnaka et al., 2015), capital or non-capital (CC-S) (Theme Filha et al., 2013).

3.2.8. Poverty characteristics

Associated with higher participation: lower poverty (BC-S) (Borkhoff et al., 2013; Sandoval et al., 2018; Vahabi et al., 2015) (CC-S) (Borkhoff et al., 2013; Challier et al., 2000; Datta et al., 2006; Johnston et al., 2004; Lofters et al., 2007; Wharam et al., 2014) (CRC-S) (Haas et al., 2010; Honein-AbouHaidar et al., 2013; Lian et al., 2008; Singal et al., 2013), lower poverty (CRC-S:FOBT) (Borkhoff et al., 2013), first, third and fourth quartiles of poverty (higher poverty: quartile 4) (BC-S) (Calo et al., 2016), lower regional income inequity (CC-S) (Kangmenaaang et al., 2018).

Significant interactions: lower rates as poverty increased for women from all world regions except Western Europe and Caribbean and Latin America (BC-S) (Vahabi et al., 2016), higher rates as poverty decreased, with a stronger effect as length of stay in the country increased (CRC-S) (Honein-AbouHaidar et al., 2013), higher rates with higher proportion of houses valued \$300,000 or more for Whites only (BC-S) (Dailey et al., 2007).

Not associated: poverty (CC-S) (Akinlotan et al., 2018) (BC-S) (Dailey et al., 2007) (CRC-S:Endoscopy) (Borkhoff et al., 2013), interaction between poverty and individual education (CC-S) (Datta et al., 2006).

3.2.9. Deprivation (Townsend, 1987) and measure approaching deprivation characteristics

Associated with higher participation: lower deprivation (CC-S) (Bang et al., 2012; Challier et al., 2000; Douglas et al., 2016; Grillo et al., 2012; Willoughby et al., 2006) (BC-S) (Douglas et al., 2016; Ojinnaka et al., 2015) (CRC-S) (Moss et al., 2012; Sun et al., 2018; Ward et al., 2011), second, third, fourth deprivation quintiles among women (higher deprivation: quintile 5), second, third, fourth deprivation quintiles versus the first, and first versus last quintile among men (CRC-S) (Huang et al., 2011), higher deprivation (CC-S) (Manica et al., 2016), lower crowding (BC-S) (Calo et al., 2016).

Significant interactions: higher Indigenous/non-Indigenous disparities as deprivation decreased (CC-S) (Whop et al., 2016), for African American, lower rates as deprivation increased and in the third quartile (higher proportion = quartile 4) of the proportion of the adult population within the working class position, for Whites, higher rates with lower crowding (BC-S) (Dailey et al., 2007).

Not associated: concentrated affluence (derived from % of individuals making over \$100,000, % over 25 years old with a college degree, % white collar workers), concentrated disadvantage (derived from % persons in poverty, % families with female-headed household, % households that are food stamp recipients, % unemployed) (BC-S) (Akinyemiju et al., 2012), proportion of unemployed (BC-S) (Calo et al., 2016; Dailey et al., 2007), female-headed households (BC-S) (Calo et al., 2016), car owners, housing units boarding up (BC-S) (Dailey et al., 2007).

3.2.10. Education characteristics

Associated with higher participation: higher educational attainment (CC-S) (Lofters et al., 2007).

Significant interactions: lower rates with lower education for African American (BC-S) (Dailey et al., 2007), lower rates with lower individual education only in countries without nationwide programs (BC-S,CC-S)

(Ouédraogo et al., 2015).

Not associated: education (BC-S) (Calo et al., 2016).

3.2.11. Ethnicity characteristics

Associated with higher participation: higher proportion of Whites (CRC-S) (Singal et al., 2013), higher proportion of Hispanics (CC-S:30–64 years) (Wharam et al., 2014), lower proportion of visible minority (CC-S) (Bang et al., 2012; Lofters et al., 2007), lower proportion of people born overseas in predominantly non-English speaking countries (CRC-S) (Sun et al., 2018), lower proportion of Aboriginals (CC-S) (Johnston et al., 2004), lower proportion of Indigenous Australians (CRC-S) (Sun et al., 2018), lower proportion of people from the Indian subcontinent (CRC-S) (Moss et al., 2012), lower proportion of Hispanics (CC-S:21–29 years) (Wharam et al., 2014) (CRC-S) (Haas et al., 2010; Singal et al., 2013), lower proportion of Blacks (CC-S) (Jadav et al., 2015; Wharam et al., 2014) (CRC-S) (Haas et al., 2010), first (lowest) and fourth (highest) quartile of the proportion of Hispanics (BC-S) (Borkhoff et al., 2013).

Significant interaction: lower rates for Blacks living in Hispanic communities (CC-S) (Akinlotan et al., 2018).

Not associated: proportion of Blacks (BC-S) (Akinyemiju et al., 2012; Calo et al., 2016) (CC-S) (Akinlotan et al., 2018) (CRC-S) (Singal et al., 2013), race/ethnicity and time (CC-S) (Willoughby et al., 2006).

3.2.12. Immigration characteristics

Associated with higher participation: lower immigration (BC-S, CRC-S:FOBT) (Borkhoff et al., 2013) (CC-S) (Borkhoff et al., 2013; Lofters et al., 2007).

Significant interaction: highest rates in high income, low immigration and lowest in low income, high immigration (BC-S,CRC-S:FOBT) (Borkhoff et al., 2013) (CC-S) (Borkhoff et al., 2013; Lofters et al., 2007).

Not associated: concentrated immigration (derived from % of foreign-born individuals, % of non-English speaking individuals) (BC-S) (Akinyemiju et al., 2012), immigration (CRC-S:Endoscopy) (Borkhoff et al., 2013), interaction between immigration and income (CRC-S:Endoscopy) (Borkhoff et al., 2013).

3.2.13. Language characteristics

Associated with higher participation: Francophone community (CC-S) (Johnston et al., 2004), lower proportion of people whose home language is not French or English (CC-S) (Lofters et al., 2007), German or Italian linguistic regions versus French linguistic region (CC-S) (Burton-Jeangros et al., 2017).

3.2.14. Neighbourhood characteristics

Associated with higher participation: increased satisfaction (CRC-S) (Halbert et al., 2016), lower environmental problems (crime, garbage) (CRC-S) (Beyer et al., 2016), perceived stress does not apply (BC-S) (Beyer et al., 2016).

Not associated: perceived maintenance (BC-S,CRC-S) (Beyer et al., 2016).

3.2.15. Other characteristics

Associated with higher participation: lower proportion of women (CRC-S) (Sun et al., 2018), lower proportion of women aged 25–49 (CC-S) (Bang et al., 2012), higher proportion of women (CC-S) (Challier et al., 2000), higher proportion of women aged 50–64 at practice level (CC-S) (Bang et al., 2012), higher proportion of people aged 65 years old and over (CRC-S) (Sun et al., 2018), lower mean age of women (CC-S) (Challier et al., 2000).

Not associated: religion (CC-S) (Willoughby et al., 2006), proportion of women aged 50–64 at primary care level (CC-S) (Bang et al., 2012).

3.2.16. Geographical inequities

Geographical inequity patterns were very country-dependent, and a comprehensive summary of the results would need a higher degree of

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (15/19)

knowledge and precision. However, in all the concerned studies, for all countries, all localisations and all outcomes, geographical differences in screening were observed comparing geographical places alone (Barbosa, 2017; Faruque et al., 2015; Manica et al., 2016; Martínez-Mesa et al., 2013; Tangka et al., 2017; Willems and Bracke, 2018), accounting for individual characteristics (Dourado et al., 2013; Walsh and O'Neill, 2015), or individual and contextual characteristics (Akinlotan et al., 2018; Al Rifai and Nakamura, 2015; Datta et al., 2006; Davis et al., 2017; Grillo et al., 2012; Jadav et al., 2015; Johnston et al., 2004; Kangmenang et al., 2018; Lian et al., 2008; Mukem et al., 2015; Palencia et al., 2010b; Rivera-Hernandez and Galarraga, 2015; Solmi et al., 2015; Sözen et al., 2016; Theme Filha et al., 2013; Willoughby et al., 2006).

4. Discussion

Summarizing the effects of contextual factors on cancer screening, with 70 articles based on very heterogeneous methodologies, countries and screening organizations, themselves included in particular spatio-temporal context, is a complex task and sometimes leads to inconsistent results. In addition, screening practices and organizations have evolved with time, and the relations between factors and participation could also differ depending on the screening proposition. However, some contextual factors seem to be strongly associated with screening uptake: family and friends' support/recommendation, health care provider's instruction/recommendation, his/her sex or gender, experience, world region of training and working centre characteristics. Rural settings showed mostly lower rates of screening in rural/urban comparisons – but other sub-categories could be of interest. Effects of health care accessibility and distribution are in favour of a more powerful effect of the staff and material capacity concerned by screening, with more general measures showing no or very inconsistent results. Travelling characteristics showed mostly no association with screening. SES inequities appeared to be robust and nearly universal. The effects of the linguistic region, area-based immigration and race/ethnicity are also of concern, even though they seemed to be country- and period-dependent. Adjusting for individual-level data sometimes reduced, often only partially, the strength of the contextual effects – suggesting direct or indirect interactions. Even adjusted on many individual and contextual factors, residual disparities remained, raising the possibility that unknown factors influencing screening are still missing. Our review also showed that the underlying interactions between these measures and levels are important in studying screening inequities. Distribution of the publications worldwide follows the overall scientific literature, with the U.S. as a strong leader, followed by mostly high-income countries and to a lesser extent middle-income countries. In the publishing countries, a lot of the factors associated with lower screening rates have been associated with higher cancer mortality. These results reinforce the “inverse care-law” (Hart, 1971). The same goes with countries under the major cancer burden: 70% of cancer deaths occur in low- and middle-income countries (WHO, 2021), the least able to implement or study the effectiveness of ways to reduce it.

No studies looked at the effects of the contextual factors through the prism of life course epidemiology, but exposures during all individual's lifetime could have later effects on screening participation. In addition, no study followed individuals during all screening-life, but the accumulation of risk factors of non-participation could impact screening trajectories – leading to a wide loss of chances of getting a cancer detected early, mostly for the population already the most at risk of dying from cancer. Finally, non-participation accumulations itself could be a risk factor for further adverse outcomes in the life of individuals. More studies are needed in this direction.

Many methodological or conceptual issues need to be addressed in the future to fully understand how context affects screening.

For a majority of the studies, screening status was self-declared using sample surveys. It has been shown to lead to declaration and desirability

biases (Tolonen et al., 2006; Lorant et al., 2002). Non-respondents in studies based on self-declared data are more frequent among lower SES groups and urban areas, with worse health status and health behaviours. Moreover, low SES groups tend to have higher non-response rates specifically to cancer screening and other health-related items. Results from a meta-analysis (Rauscher et al., 2008) and a narrative review (Burgess et al., 2009) showed that accuracy of self-report varied substantially between studies and tests. Evidence also suggests that racial/ethnic minorities may be less likely to report accurate cancer screening behaviour, mostly by over reporting them. This desirability/declaration biases can also apply to many other self-reported characteristics used as adjusting variables. For these various reasons, individual administrative data on eligible population should be preferred. When these data are not available, with self-declared status as the only possible source, they need to be corrected by factors that only more studies on the different biases could evaluate.

Health care accessibility and distribution measures, although widely used, really suffer from lack of definitions. This results in a mixture of measurements on general and specific health care accessibility that seems to be more driven by availability of data than hypothesis testing. Although it seems that the care offer surrounding screening has a higher influence, these measures need more theoretical and operational foundations. There is some roughness in most of the studies on urbanicity. Heterogeneity in the studies' results highlights that this roughness could result in a loss of information, hiding much more complex effects. Considering urbanism as a continuum, rural and urban can be separated in sub- or other categories. For the majority of the articles, there was no information on how the simple urban/rural or more complex categorizations were made. When available, these decisions varied greatly between studies in definitions and level of measures, impacting both robustness and comparability. Urbanization is a massive, unplanned process producing a variety of changes that need to be understood to a higher degree in order to adapt screening policies.

Aggregated area-based variables are known to raise the question of whether they act as a proxy for the individual status or as contextual factors. It has been argued that adjusting for individual characteristics could help in answering this question (Pickett and Pearl, 2001), and the results of the investigated studies would be in favour of the existence of both effects. Unfortunately, individual characteristics are rarely available, and efforts are needed to routinely collect them. In addition, the area-based factors have very heterogeneous measures and scales (generally, practical ones). Even if it is rarely discussed, it leads to at least two fundamental issues: The Modifiable Areal Unit Problem (MAUP) (Openshaw, 1983) and the Uncertain Geographic Context Problem (UGCoP) (Kwan, 2012). MAUP refers to the modification of the measured effects by the zoning scheme and the geographical scale of the area, while UGCoP is about how contextual units are geographically delineated in space and time. The essential question is to determine at what spatio-temporal scale ecological processes and patterns appear, and how to define them to identify the “true causally relevant” context (Roux and Mair, 2010).

Area-based measure of race/ethnicity suffers from the same pitfalls than their individual counterparts. Categories are generally large (even more so when aggregated) and may hide underlying effects (Zambrana et al., 1999; Maxwell et al., 2000). Theoretical framework for the use of neighbourhood racial/ethnic composition needs to be more enlightened. It could act as a proxy for SES, represent shared cultural factors between individuals, or be a measure reflecting racial segregation and/or discrimination. As it has already been argued for individual race/ethnicity, researchers using this information should state their goals more clearly (International Committee of Medical Journal Editors, 2010).

Multilevel models have proved to be one of the main advancements in understanding the effects of both general and specific context (Merlo et al., 2018), alongside individual characteristics – and a great tool in interpreting results for individuals nested in such contexts. Although

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (16/19)

these models would not be suitable for the entire corpus, only 16 studies used them. They should be preferred in studies in which individuals are not independent of each other because of a shared environment, and are needed if the research question includes the effect of this shared environment.

Although we make general recommendations, every research project should also include the specific context of the area under observation. Indeed, some cultural, sociological, or historical specificities may need to be accounted for – even more when it comes to interventional research.

This work is in line with other publications. Plourde et al. (BC-S,CC-S) (Plourde et al., 2016) reviewed provider characteristics associated with screening uptake. Higher participation was observed if the provider recommended screening or was a female (BC-S,CC-S), an obstetrician-gynaecologist (compared with GP), was younger, or had higher communications scores (BC-S). They also reviewed system-level factors, and found higher participation associated with greater organizational commitment to quality and performance (CC-S,BC-S) and facilities with flexible appointment times and reminders (BC-S). Smith et al. (BC-S) (Smith et al., 2019) reviewed articles about the effect of deprivation on participation, and found that 10 out of 13 studies showed lower uptake in more deprived areas and three out of eight demonstrated a social gradient. Williams-Brennan et al. (CC-S) (Williams-Brennan et al., 2012), reviewing studies from low- and middle-income countries, found lower rates in rural in five out of six studies, and an opposite effect on the last one. They also identified potential barriers such as lack of accessible facilities, not being requested to undergo screening by health care providers, and for some studies, no family, friends or spouse encouragement.

Our review presents some limitations. We restricted social support only to direct functional support aimed at screening. It led to keep only few studies, but at the same time, it was one of the most homogeneous categories in terms of results. Quality assessment was stopped during the extraction process due to difficulties in standardizing the assessments between authors. Although it is an important element, we felt that sufficiently efficient tools were not available, leading to a too subjective evaluation and highlighting the need for further development of such tools. Accounting for the results of the most adjusted model in all studies led to two difficulties. Firstly, we lost information on the characteristics significantly associated with participation in intermediate models. Secondly, the final models of the articles can be either univariate or multivariate. Although more detailed information is available in Table 1, this limitation needs to be kept in mind when interpreting results, especially when accounting that individual and contextual effects are intertwined on a complex level and that results from univariate or multivariate analysis can significantly differ. This review is not exhaustive, as exhaustiveness in the literature is difficult, near impossible, to achieve. We chose published articles either in English or French and from only PubMed or Web of Science databases (91% of the studies were found in both databases, suggesting that the corpus is rather affluent), and we excluded articles when full-text was not available. The Open science movement, aiming to make scientific research and its dissemination fully accessible, needs to be encouraged. We used only MeSH terms, the most recent articles may not be indexed yet and some articles may not be indexed at all. In addition, we also missed the articles published or indexed after our research. This work could be updated and improved in the future. Systematic review does not exclude human mistakes, but we have followed validated standards to reduce this risk (PRISMA-P Group et al., 2015). Finally, the inherent property in observational studies of the difficulty to claim causality is also a strong limitation of the articles and of this review. A systematic review of the interventional studies would be an interesting complementary work, and a meta-analysis of the contextual effects on screening uptake would be an interesting point of research in the future. The epidemiology field lacks rigour in systematic reviewing (Dickersin, 2002). This scientific community needs to build or reinforce tools to ensure that a large part of

systematic review error is thus systematic, and that bias is minimized.

The context in which people evolve, or at least some parts of it, has an effect on their screening uptake. These contexts need to be accounted for in evaluating or experimenting public health policies. Although we looked at very different spaces and times, with a wide range of systems and cultures and for three cancer localisations, it seems that lots of inequities are commonly shared. They are problematic for human rights (The United Nations, 1948; Arcaya et al., 2015), for the population perspective, because they lead to offend people's concept of fairness and justice (Sen, 2002), for the political perspective, because they are in contradiction with many declarations on the topic over the last hundred years (*Alma-Ata declaration*, "Health for all"), and for economy, because they represent a large amount of avoidable costs (Mackenbach et al., 2011; LaVeist et al., 2011). Another large conclusion is the need for frameworks and standards – to unravel all the limitations and learn from the different systems and definitions, to better understand what the context is, how it could causally modify individual behaviours and the ways of measuring and modifying it more precisely. Equity is a major challenge in public health, probably one of the most interesting and difficult to solve since it requires very specific and complex public health actions that need to be adapted to the larger context where they are applied.

Declaration of Competing Interest

The authors declare that they have no known competing financial interests or personal relationships that could have appeared to influence the work reported in this paper.

Acknowledgments

English writing assistance was provided by Poppy Evenden.

Source of funding

This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for-profits sectors.

Authors' contribution

Quentin Rollet: Conceptualization, Data curation, Methodology, Project administration, Writing - original draft, Writing - review & editing. **Laure Tron:** Data curation, Methodology, Writing - review & editing. **Rémy De Mil:** Data curation, Methodology, Writing - review & editing. **Guy Launoy:** Methodology, Supervision, Writing - review & editing. **Élodie Guillaume:** Data curation, Methodology, Writing - review & editing.

References

- A conceptual framework for action on the social determinants of health | National Collaborating Centre for Determinants of Health [Internet]. [2020 Apr 30]. Available from: <http://nccdh.ca/resources/entry/a-conceptual-framework>.
- Agudelo, Botero M., 2013 Apr. Sociodemographic determinants of access to breast cancer screening in Mexico: a review of national surveys. *Salud Colect.* 9 (1), 79–90.
- Akinlotan, M.A., Weston, C., Bolin, J.N., 2018 Jul. Individual- and county-level predictors of cervical cancer screening: a multi-level analysis. *Public Health* 160, 116–124.
- Akinyemiju, T.F., Soliman, A.S., Yassine, M., Banerjee, M., Schwartz, K., Merajver, S., 2012 Mar 21. Healthcare access and mammography screening in Michigan: a multilevel cross-sectional study. *Int. J. Equity Health* 11, 16.
- Al Rifai, R., Nakamura, K., 2015. Differences in breast and cervical cancer screening rates in Jordan among women from different socioeconomic strata: analysis of the 2012 population-based household survey. *Asian Pac. J. Cancer Prev.* 16 (15), 6697–6704.
- Amonkar, M.M., Madhavan, S., 2002 Nov. Compliance rates and predictors of cancer screening recommendations among Appalachian women. *J. Health Care Poor Underserved* 13 (4), 443–460.
- Arcaya, M.C., Arcaya, A.L., Subramanian, S.V., 2015 Jun 24. Inequalities in health: definitions, concepts, and theories. *Glob. Health Action* 8. <https://doi.org/10.3402/gha.v8.27106> [Internet]. [cited 2020 Apr 30].

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (17/19)

- Bang, J.Y., Yadegarfar, G., Soljak, M., Majeed, A., 2012 Dec. Primary care factors associated with cervical screening coverage in England. *J. Public Health (Oxf)*. 34 (4), 532–538.
- Barbosa, I.R., 2017 Sep. Regional and socioeconomic differences in the coverage of the Papanicolaou test in Brazil: data from the Brazilian health survey 2013. *Rev. Bras. Ginecol. Obstet.* 39 (9), 480–487.
- Bastien, C., 1998. Does context modulate or underlie human knowledge. In: *Cognition and Context*. ISPA, Lisboa, pp. 13–25.
- Beyer, K.M.M., Malecki, K.M., Hoormann, K.A., Szabo, A., Nattinger, A.B., 2016 Feb. Perceived neighborhood quality and cancer screening behavior: evidence from the survey of the health of Wisconsin. *J. Community Health* 41 (1), 134–137.
- Borkhoff, C.M., Saskin, R., Rabeneck, L., Baxter, N.N., Liu, Y., Tinnmouth, J., et al., 2013 Jun 21. Disparities in receipt of screening tests for cancer, diabetes and high cholesterol in Ontario, Canada: a population-based study using area-based methods. *Can. J. Public Health* 104 (4), e284–e290.
- Burgess, D.J., Powell, A.A., Griffin, J.M., Partin, M.R., 2009 Feb 1. Race and the validity of self-reported cancer screening behaviors: development of a conceptual model. *Prev. Med.* 48 (2), 99–107. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2008.11.014>.
- Burton-Jeangros, C., Cullati, S., Manor, O., Courvoisier, D.S., Bouchardy, C., Guessou, I., 2017. Cervical cancer screening in Switzerland: cross-sectional trends (1992–2012) in social inequalities. *Eur. J. Public Health* 27 (1), 167–173.
- Calo, W.A., Vernon, S.W., Lairson, D.R., Linder, S.H., 2016 Apr. Area-level socioeconomic inequalities in the use of mammography screening: a multilevel analysis of the health of Houston survey. *Women's Health Issues* 26 (2), 201–207.
- Challier, B., Meslans, Y., Viel, J.-F., 2000 Feb 1. Deprived areas and attendance to screening of cervix uteri cancer in a French region. *Cancer Causes Control* 11 (2), 157–162.
- Chiou, S.-T., Wu, C.-Y., Hurng, B.-S., Lu, T.-H., 2014 Jan 9. Changes in the magnitude of social inequality in the uptake of cervical cancer screening in Taiwan, a country implementing a population-based organized screening program. *Int. J. Equity Health* 13, 4.
- Cole, A.M., Jackson, J.E., Doescher, M., 2013 Apr 1. Colorectal cancer screening disparities for rural minorities in the United States. *J. Prim. Care Community Health* 4 (2), 106–111.
- Cronan, T.A., Devos-Comby, L., Villalta, I., Gallagher, R., 2008. Ethnic differences in colorectal cancer screening. *J. Psychosoc. Oncol.* 26 (2), 63–86.
- Dahlgren, Göran & Whitehead, Margaret, 1991. "Policies and strategies to promote social equity in health. Background document to WHO - Strategy paper for Europe" Arbetsrapport 2007:14, Institute for Futures Studies.
- Dailey, A.B., Kasl, S.V., Holford, T.R., Calvocoressi, L., Jones, B.A., 2007 Nov. Neighborhood-level socioeconomic predictors of nonadherence to mammography screening guidelines. *Cancer Epidemiol. Biomark. Prev.* 16 (11), 2293–2303.
- Datta, G.D., Colditz, G.A., Kawachi, I., Subramanian, S.V., Palmer, J.R., Rosenberg, L., 2006 Feb 1. Individual-, neighborhood-, and state-level socioeconomic predictors of cervical carcinoma screening among U.S. black women: a multilevel analysis. *Cancer* 106 (3), 664–669.
- Davis, M.M., Renfro, S., Pham, R., Hassmiller Lich, K., Shannon, J., Coronado, G.D., et al., 2017 Aug. Geographic and population-level disparities in colorectal cancer testing: a multilevel analysis of Medicaid and commercial claims data. *Prev. Med.* 101, 44–52.
- Davis, T.C., Arnold, C.L., Rademaker, A., Bailey, S.C., Platt, D.J., Reynolds, C., et al., 2012 Jul. Differences in barriers to mammography between rural and urban women. *J. Women's Health (Larchmt)* 21 (7), 748–755.
- Dey, A.K., Abowd, G.D., 1999. Towards a better understanding of context and context-awareness. In: *In HUC '99: Proceedings of the 1st international symposium on Handheld and Ubiquitous Computing*. Springer-Verlag, pp. 304–307.
- Dickersin, K., 2002 Feb 1. Systematic reviews in epidemiology: why are we so far behind? *Int. J. Epidemiol.* 31 (1), 6–12. <https://doi.org/10.1093/ije/31.1.6>.
- Douglas, E., Waller, J., Duffy, S.W., Wardle, J., 2016 Jun. Socioeconomic inequalities in breast and cervical screening coverage in England: are we closing the gap? *J. Med. Screen.* 23 (2), 98–103.
- Dourado, F., Carreira, H., Lunet, N., 2013 Jun. Mammography use for breast cancer screening in Portugal: results from the 2005/2006 National Health Survey. *Eur. J. Pub. Health* 23 (3), 386–392.
- Faggiano, F., Partanen, T., Kogevinas, M., Boffetta, P., 1997. Socioeconomic differences in cancer incidence and mortality. *IARC Sci. Publ.* 138, 65–176.
- Faruque, F.S., Zhang, X., Nichols, E.N., Bradley, D.L., Reeves-Darby, R., Reeves-Darby, V., et al., 2015 Sep 8. The impact of preventive screening resource distribution on geographic and population-based disparities in colorectal cancer in Mississippi. *BMC Res. Notes* 8 [Internet]. [cited 2020 Jan 16].
- González, P., Borrayo, E.A., 2011. Role of physician involvement on Latinas' mammography screening adherence. *Women's Health Issues* 21 (2), 165–170.
- Grillo, F., Vallée, J., Chauvin, P., 2012 Mar 1. Inequalities in cervical cancer screening for women with or without a regular consulting in primary care for gynaecological health, in Paris, France. *Prevent. Med.* 54 (3), 259–265.
- Haas, J.S., Brawarsky, P., Iyer, A., Fitzmaurice, G.M., Neville, B.A., Earle, C., et al., 2010 Jun 15. Association of local capacity for endoscopy with individual use of colorectal cancer screening and stage at diagnosis. *Cancer* 116 (12), 2922–2931.
- Halbert, C.H., Melvin, C., Briggs, V., Delmoor, E., Rice, L.J., Lynch, C., et al., 2016 Feb. Neighborhood satisfaction and colorectal Cancer screening in a community sample of African Americans. *J. Community Health* 41 (1), 38–45.
- Hart, J.T., 1971 Feb 27. The inverse care law. *Lancet* 297 (7696), 405–412. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(71\)92410-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(71)92410-X).
- Henry, K.A., McDonald, K., Sherman, R., Kinney, A.Y., Stroup, A.M., 2014 Aug. Association between individual and geographic factors and nonadherence to mammography screening guidelines. *J. Women's Health (Larchmt)* 23 (8), 664–674.
- Honein-AbouHaidar, G.N., Baxter, N.N., Moineddin, R., Urbach, D.R., Rabeneck, L., Bierman, A.S., 2013 Dec. Trends and inequities in colorectal cancer screening participation in Ontario, Canada, 2005–2011. *Cancer Epidemiol.* 37 (6), 946–956.
- Hong, Q.N., Fàbregues, S., Bartlett, G., Boardman, F., Cargo, M., Dagenais, P., et al., 2018 Jan 1. The Mixed Methods Appraisal Tool (MMAT) version 2018 for information professionals and researchers. *Educ. Inf.* 34 (4), 285–291. <https://doi.org/10.3233/EFI-180221>.
- Hsairi, M., Fakhfakh, R., Bellaaj, R., Achour, N., 2003. Knowledge, attitudes and behaviours of women towards breast cancer screening. *EMHJ – East. Mediterr. Health J.* 9 (1–2), 87–98 [Internet]. 2003 [cited 2020 Jan 16].
- The United Nations, 1948. Universal Declaration of Human Rights. Available from: <http://www.un.org/en/about-us/universal-declaration-of-human-rights>.
- Huang, Y., Zhou, K., Li, H., Wang, A., Li, J., Pang, Y., et al., 2011. Knowledge, attitudes, and behaviour regarding breast cancer screening among women from different socio-economic regions in southwest China: a cross-sectional study. *Asian Pac. J. Cancer Prev.* 12 (1), 203–209.
- Hurtado, J.L., Bacigalupe, A., Calvo, M., Esnaola, S., Mendizabal, N., Portillo, I., et al., 2015 Oct 5. Social inequalities in a population based colorectal cancer screening programme in the Basque Country. *BMC Public Health* 15, 1021.
- Henricksen, K., 2003. A Framework for Context-Aware Pervasive Computing Applications. Available from: <http://henricksen.id.au/publications/phd-thesis.pdf>.
- International Committee of Medical Journal Editors. Uniform requirements for manuscripts submitted to biomedical journals: writing and editing for biomedical publication. 2010. [2020 Nov. 10]. Available from: <http://www.icmje.org/recommendaions/browse/manuscript-preparation/preparing-for-submission.html>.
- Jadav, S., Rajan, S.S., Abughosh, S., Sangsiri, S.S., 2015 Oct. The role of socioeconomic status and health care access in breast cancer screening compliance among Hispanics. *J. Public Health Manag. Pract.* 21 (5), 467–476.
- Johnston, G.M., Boyd, C.J., MacIsaac, M.A., 2004 Apr. Community-based cultural predictors of Pap smear screening in Nova Scotia. *Can. J. Public Health* 95 (2), 95–98.
- Kangmennaang, J., Onyango, E.O., Luginaah, I., Elliott, S.J., 2018. The next Sub-Saharan African epidemic? A case study of the determinants of cervical cancer knowledge and screening in Kenya. *Soc. Sci. Med.* 197, 203–212.
- Kwan, M.-P., 2012 Sep 1. The uncertain geographic context problem. *Ann. Assoc. Am. Geogr.* 102 (5), 958–968. <https://doi.org/10.1080/00045608.2012.687349>.
- LaVeist, T.A., Gaskin, D., Richard, P., 2011 Apr 1. Estimating the economic burden of racial health inequalities in the United States. *Int. J. Health Serv.* 41 (2), 231–238. <https://doi.org/10.2190/HS.41.2.c>.
- Lee, C.H., Kim, Y.L., 2015. Effects of attitude, social influence, and self-efficacy model factors on regular mammography performance in life-transition aged women in Korea. *Asian Pac. J. Cancer Prev.* 16 (8), 3429–3434.
- Lian, M., Schootman, M., Yun, S., 2008 Oct 16. Geographic variation and effect of area-level poverty rate on colorectal cancer screening. *BMC Public Health* 8 (1), 358.
- Lofters, A., Glazier, R.H., Agha, M.M., Creator, M.L., Moineddin, R., 2007 Jun. Inadequacy of cervical cancer screening among urban recent immigrants: a population-based study of physician and laboratory claims in Toronto, Canada. *Prev. Med.* 44 (6), 536–542.
- Lofters, A.K., Ng, R., Lobb, R., 2015 Feb. Primary care physician characteristics associated with cancer screening: a retrospective cohort study in Ontario, Canada. *Cancer Med.* 4 (2), 212–223.
- Lopez, E.D.S., Khoury, A.J., Dailey, A.B., Hall, A.G., Chisholm, L.R., 2009 Dec. Screening mammography: a cross-sectional study to compare characteristics of women aged 40 and older from the deep South who are current, overdue, and never screeners. *Women's Health Issues* 19 (6), 434–445.
- Lorant, V., Boland, B., Humblet, P., Deliege, D., 2002 Jul. Equity in prevention and health care. *J. Epidemiol. Community Health* 56 (7), 510–516. <https://doi.org/10.1136/jech.56.7.510>.
- Mackennbach, J.P., Meerdling, W.J., Kunst, A.E., 2011 May 1. Economic costs of health inequalities in the European Union. *J. Epidemiol. Community Health* 65 (5), 412–419. <https://doi.org/10.1136/jech.2010.112680>.
- Manica, S.T., Drachler, M. De L., Teixeira, L.B., Ferla, A.A., Gouveia, H.G., Anschau, F., et al., 2016 Mar. Socioeconomic and regional inequalities of pap smear coverage. *Rev. Gaucha Enferm.* 37 (1), e52287.
- Martínez-Mesa, J., Werutsky, G., Campani, R.B., Wehrmeister, F.C., Barrios, C.H., 2013 Oct. Inequalities in Pap smear screening for cervical cancer in Brazil. *Prev. Med.* 57 (4), 366–371.
- Maxwell, A.E., Bastani, R., Warda, U.S., 2000 Jan 1. Demographic predictors of cancer screening among Filipino and Korean immigrants in the United States. *Am. J. Prev. Med.* 18 (1), 62–68. [https://doi.org/10.1016/S0749-3797\(99\)00110-5](https://doi.org/10.1016/S0749-3797(99)00110-5).
- McLeod, L., Buckley, G., Sweetman, A., 2016 Nov 22. Ontario primary care models: a descriptive study. *CMAJ Open*. 4 (4), E679–88. <https://doi.org/10.9778/cmajo.20160069>.
- Meersman, S.C., Breen, N., Pickle, L.W., Meissner, H.I., Simon, P., 2009 Oct. Access to mammography screening in a large urban population: a multi-level analysis. *Cancer Causes Control* 20 (8), 1469–1482.
- Merlo, J., Wagner, P., Austin, P.C., Subramanian, S., Leckie, G., 2018. General and specific contextual effects in multilevel regression analyses and their paradoxical relationship: a conceptual tutorial. *SSM Popul. Health*. 5, 33–37. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2018.05.006>.
- Moss, S.M., Campbell, C., Melia, J., Coleman, D., Smith, S., Parker, R., et al., 2012 Jan. Performance measures in three rounds of the English bowel cancer screening pilot. *Gut* 61 (1), 101–107.
- Mukem, S., Meng, Q., Sriplung, H., Tangcharoensathien, V., 2015. Low coverage and disparities of breast and cervical cancer screening in Thai women: analysis of

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (18/19)

- National Representative Household Surveys. *Asian Pac. J. Cancer Prev.* 16 (18), 8541–8551.
- Ojinnaka, C.O., Choi, Y., Kum, H.-C., Bolin, J.N., 2015. Predictors of colorectal cancer screening: does rurality play a role? *J. Rural. Health* 31 (3), 254–268.
- Openshaw, S., 1983. The modifiable areal unit problem. In: *Norwick [Norfolk]: Geo Books*, 40, p. 1.
- Ouédraogo, S., Dabakuyo-Yonli, T.S., Roussot, A., Dialla, P.O., Pornet, C., Poillot, M.-L., et al., 2015 Feb. Breast cancer screening in thirteen French departments. *Bull. Cancer* 102 (2), 126–138.
- Palència, L., Espelt, A., Rodríguez-Sanz, M., et al., 2010 Jun 1. Socio-economic inequalities in breast and cervical cancer screening practices in Europe: influence of the type of screening program. *Int. J. Epidemiol.* 39 (3), 757–765. <https://doi.org/10.1093/ije/dyq003>.
- Palència, L., Espelt, A., Rodríguez-Sanz, M., Puigpinós, R., Pons-Vigués, M., Pasarín, M.I., et al., 2010 Jun. Socio-economic inequalities in breast and cervical cancer screening practices in Europe: influence of the type of screening program. *Int. J. Epidemiol.* 39 (3), 757–765.
- Partin, M.R., Noorbaloochi, S., Grill, J., Burgess, D.J., van Ryn, M., Fisher, D.A., et al., 2010 Sep. The interrelationships between and contributions of background, cognitive, and environmental factors to colorectal cancer screening adherence. *Cancer Causes Control* 21 (9), 1357–1368.
- Pickett, K.E., Pearl, M., 2001. Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. *J. Epidemiol. Community Health* 55 (2), 111–122. <https://doi.org/10.1136/jech.55.2.111>.
- Plourde, N., Brown, H.K., Vigod, S., Cobigo, V., 2016 Nov 16. Contextual factors associated with uptake of breast and cervical cancer screening: a systematic review of the literature. *Women Health* 56 (8), 906–925. <https://doi.org/10.1080/03630242.2016.1145169>.
- Polasek, O., Kolic, I., Voncina, L., Strnad, M., Vuletic, S., Kern, J., 2007 Sep. Breast, colon, and prostate screening in the adult population of Croatia: does rural origin matter? *Rural Remote Health* 7 (3), 749.
- Ponce, N.A., Huh, S., Bastani, R., 2005 Nov. Do HMO market level factors lead to racial/ethnic disparities in colorectal cancer screening? A comparison between high-risk Asian and Pacific islander Americans and high-risk whites. *Med. Care* 43 (11), 1101–1108.
- PRISMA-P Group, Moher, D., Shamseer, L., et al., 2015 Dec. Preferred reporting items for systematic review and meta-analysis protocols (PRISMA-P) 2015 statement. *Syst. Rev.* 4 (1), 1. <https://doi.org/10.1186/2046-4053-4-1>.
- Pruitt, S.L., Shim, M.J., Mullen, P.D., Vernon, S.W., Amick, B.C., 2009 Oct. The association of area socioeconomic status and breast, cervical, and colorectal cancer screening: a systematic review. *Cancer Epidemiol. Biomark. Prev.* 18 (10), 2579–2599. <https://doi.org/10.1158/1055-9965.EPI-09-0135>.
- Rauscher, G.H., Johnson, T.P., Cho, Y.I., Walk, J.A., 2008 Apr 1. Accuracy of self-reported cancer-screening histories: a meta-analysis. *Cancer Epidemiol. Biomark. Prev.* 17 (4), 748–757. <https://doi.org/10.1158/1055-9965.EPI-07-2629>.
- Rivera-Hernandez, M., Galarraga, O., 2015 Sep. Type of insurance and use of preventive health services among older adults in Mexico. *J. Aging Health* 27 (6), 962–982.
- Roux, A.V.D., Mair, C., 2010. Neighborhoods and health. *Ann. N. Y. Acad. Sci.* 1186 (1), 125–145. <https://doi.org/10.1111/j.1749-6632.2009.05333.x>.
- Sandoval, J.L., Himsl, R., Theler, J.-M., Gaspoz, J.-M., Joost, S., Guessous, I., 2018. Spatial distribution of mammography adherence in a Swiss urban population and its association with socioeconomic status. *Cancer Med.* 7 (12), 6299–6307.
- Sen, A., 2002. Why health equity? *Health Econ.* 11 (8), 659–666. <https://doi.org/10.1002/hec.762>.
- Singal, A.K., Lin, Y.-L., Kuo, Y.-F., Riall, T., Goodwin, J.S., 2013 Feb. Primary care physicians and disparities in colorectal cancer screening in the elderly. *Health Serv. Res.* 48 (1), 95–113.
- Smith, D., Thomson, K., Bambra, C., Todd, A., 2019 Jun. The breast cancer paradox: a systematic review of the association between area-level deprivation and breast cancer screening uptake in Europe. *Cancer Epidemiol.* 60, 77–85. <https://doi.org/10.1016/j.canep.2019.03.008>.
- Solmi, F., Von Wagner, C., Kobayashi, L.C., Raine, R., Wardle, J., Morris, S., 2015 Jun. Decomposing socio-economic inequality in colorectal cancer screening uptake in England. *Soc. Sci. Med.* 134, 76–86.
- Soneji, S., Armstrong, K., Asch, D.A., 2012 Jul 3. Socioeconomic and physician supply determinants of racial disparities in colorectal cancer screening. *JOP* 8 (5), e125–e134.
- Sözmen, K., Unal, B., Sakarya, S., Dinc, G., Yardim, N., Keskinlik, B., et al., 2016. Determinants of breast and cervical cancer screening uptake among women in Turkey. *Asia Pac. J. Public Health* 28 (6), 528–538.
- Sun, J., March, S., Ireland, M.J., Crawford-Williams, F., Goodwin, B., Hyde, M.K., et al., 2018 Feb. Socio-demographic factors drive regional differences in participation in the National Bowel Cancer Screening Program - an ecological analysis. *Aust. N. Z. J. Public Health* 42 (1), 92–97.
- Tangkla, F.K., Subramanian, S., Mobley, L.R., Hoover, S., Wang, J., Hall, L.J., et al., 2017 Sep. Racial and ethnic disparities among state Medicaid programs for breast cancer screening. *Prev. Med.* 102, 59–64.
- Theme Filha, M.M., Leal, M. do C., Oliveira, E.F.V. de, Esteves-Pereira, A.P., Gama, S.G. N. da, 2016. Regional and social inequalities in the performance of Pap test and screening mammography and their correlation with lifestyle: Brazilian national health survey, 2013. *Int. J. Equity Health* 15 (1), 136.
- Thomadsen, R., Roederkerk, R.P., Amir, O., Arora, N., Bollinger, B., Hansen, K., et al., 2018 Mar 1. How context affects choice. *Cust. Need Solut.* 5 (1), 3–14. <https://doi.org/10.1007/s40547-017-0084-9>.
- Todorova, I., Baban, A., Alexandrova-Karamanova, A., Bradley, J., 2009. Inequalities in cervical cancer screening in Eastern Europe: perspectives from Bulgaria and Romania. *Int. J. Public Health* 54 (4), 222–232.
- Tolonen, H., Helakorpi, S., Talala, K., Helasoja, V., Martelin, T., Prättälä, R., 2006 Jun 1. 25-year trends and socio-demographic differences in response rates: Finnish adult health behaviour survey. *Eur. J. Epidemiol.* 21 (6), 409–415. <https://doi.org/10.1007/s10654-006-9019-8>.
- Townsend, P., 1987 Apr. Deprivation*. *J. Soc. Policy* 16 (2), 125–146. <https://doi.org/10.1017/S0047279400020341>.
- Vahabi, M., Lofters, A., Kumar, M., Glazier, R.H., 2015 Jul 21. Breast cancer screening disparities among urban immigrants: a population-based study in Ontario, Canada. *BMC Public Health* 15 (1), 679.
- Vahabi, M., Lofters, A., Kumar, M., Glazier, R.H., 2016. Breast cancer screening disparities among immigrant women by world region of origin: a population-based study in Ontario, Canada. *Cancer Med.* 5 (7), 1670–1686.
- Vlahov, D., Galea, S., 2002 Dec. Urbanization, urbanicity, and health. *J. Urban Health* 79 (4 Suppl 1), S1–S12. https://doi.org/10.1093/jurban/79.suppl_1.s1.
- Walsh, B., O'Neill, C., 2015 Sep 1. Socioeconomic disparities across ethnicities: an application to cervical cancer screening. *Am. J. Manag. Care* 21 (9), e527–e536.
- Walsh, B., Siles, M., O'Neill, C., 2011 Aug 1. The importance of socio-economic variables in cancer screening participation: a comparison between population-based and opportunistic screening in the EU-15. *Health Pol.* 101 (3), 269–276. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2011.02.001>.
- Ward, P.R., Javanparast, S., Matt, M.A., Martini, A., Tsourtos, G., Cole, S., et al., 2011 Feb. Equity of colorectal cancer screening: cross-sectional analysis of National Bowel Cancer Screening Program data for South Australia. *Aust. N. Z. J. Public Health* 35 (1), 61–65.
- Wee, L.E., Cher, W.Q., Sin, D., Li, Z.C., Koh, G.C.-H., 2016 Feb 6. Primary care characteristics and their association with health screening in a low-socioeconomic status public rental-flat population in Singapore - a mixed methods study. *BMC Fam. Pract.* 17, 16.
- Wharam, J.F., Zhang, F., Xu, X., Landon, B.E., Ross-Degnan, D., 2014 Nov. National trends and disparities in cervical cancer screening among commercially insured women, 2001–2010. *Cancer Epidemiol. Biomark. Prev.* 23 (11), 2366–2373.
- Whitehead, M., 1992 Jul 1. The concepts and principles of equity and health. *Int. J. Health Serv.* 22 (3), 429–445. <https://doi.org/10.2190/986L-LHQ6-2VTE-YRRN>.
- WHO, 2021. Cancer. Available from: <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/deta il/cancer>.
- Whop, L.J., Garvey, G., Baade, P., Cunningham, J., Lokuge, K., Brotherton, J.M.L., et al., 2016. The first comprehensive report on Indigenous Australian women's inequalities in cervical screening: a retrospective registry cohort study in Queensland, Australia (2000–2011). *Cancer* 122 (10), 1560–1569.
- Willems, B., Bracke, P., 2018 Dec 4. The impact of regional screening policies on the diffusion of cancer screening participation in Belgium: time trends in educational inequalities in Flanders and Wallonia. *BMC Health Serv. Res.* 18 (1), 943.
- Williams-Brennan, L., Gastaldo, D., Cole, D.C., Paszat, L., 2012 Dec 1. Social determinants of health associated with cervical cancer screening among women living in developing countries: a scoping review. *Arch. Gynecol. Obstet.* 286 (6), 1487–1505. <https://doi.org/10.1007/s00404-012-2575-0>.
- Willoughby, B.J., Faulkner, K., Stamp, E.C., Whitaker, C.J., 2006 Dec. A descriptive study of the decline in cervical screening coverage rates in the North East and Yorkshire and the Humber regions of the UK from 1995 to 2005. *J. Public Health (Oxf.)* 28 (4), 355–360.
- You, H., Gu, H., Zhang, N., Fan, H., Kou, Y., Cui, N., et al., 2019 Mar. Why hasn't this woman been screened for breast and cervical cancer? Evidence from a Chinese population-based study. *Public Health* 168, 83–91.
- Zambrana, R.E., Breen, N., Fox, S.A., Gutierrez-Mohamed, M.L., 1999 Dec 1. Use of cancer screening practices by hispanic women: analyses by subgroup. *Prev. Med.* 29 (6), 466–477. <https://doi.org/10.1006/pmed.1999.0566>.

Figure S1 – Contextual factors associated with cancer screening uptake: A systematic review of observational studies (19/19)

Article

Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme—A Cross-Sectional Multilevel Study

Quentin Rollet *, Élodie Guillaume, Ludivine Launay and Guy Launoy

Centre François Baclesse, U1086 “ANTICIPE” INSERM, University of Caen Normandie, 3, Avenue du Général Harris, 14000 Caen, France; elodie.guillaume@unicaen.fr (É.G.); ludivine.launay@unicaen.fr (L.L.); guy.launoy@unicaen.fr (G.L.)

* Correspondence: quentin.rollet@inserm.fr



Citation: Rollet, Q.; Guillaume, É.; Launay, L.; Launoy, G. Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme—A Cross-Sectional Multilevel Study. *Cancers* **2021**, *13*, 4374. <https://doi.org/10.3390/cancers13174374>

Academic Editor: Stefan Ambis

Received: 6 July 2021

Accepted: 27 August 2021

Published: 30 August 2021

Publisher’s Note: MDPI stays neutral with regard to jurisdictional claims in published maps and institutional affiliations.



Copyright: © 2021 by the authors. Licensee MDPI, Basel, Switzerland. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Simple Summary: France implemented a national breast cancer screening programme in 2004, which, despite recommendations, still coexists with opportunistic screening practices. We aimed to study socio-territorial inequities in participation in the 2013–2014 screening campaign, using multilevel models. With a representative sample of 42% of the estimated eligible population, we found that the organized programme does not erase social or territorial inequities in participation. Social inequities, at multiple levels, were found in nearly all *départements*, whereas territorial inequities seemed more context dependent. The impact of the coexistence with opportunistic screening, beyond any control and evaluation, is adding more risks (over-diagnosis, over-treatment) and leads to underestimating the true coverage of the population, mainly in the wealthiest, therefore leading to an underestimation of the true social gradient in participation. The French breast cancer screening programme needs to evolve to be more efficient in coverage, notably through the reduction of the unfair inequities in participation.

Abstract: Background. France implemented in 2004 the French National Breast Cancer Screening Programme (FNBCSP). Despite national recommendations, this programme coexists with non-negligible opportunistic screening practices. Aim. Analyse socio-territorial inequities in the 2013–2014 FNBCSP campaign in a large sample of the eligible population. Method. Analyses were performed using three-level hierarchical generalized linear model. Level one was a 10% random sample of the eligible population in each *département* ($n = 397,598$). For each woman, age and travel time to the nearest accredited radiology centre were computed. These observations were nested within 22,250 residential areas called “Îlots Regroupés pour l’Information Statistique” (IRIS), for which the European Deprivation Index (EDI) is defined. IRIS were nested within 41 *départements*, for which opportunistic screening rates and gross domestic product based on purchasing power parity were available, deprivation and the number of radiology centres for 100,000 eligible women were computed. Results. Organized screening uptake increased with age ($OR_{1SD} = 1.05 [1.04–1.06]$) and decreased with travel time ($OR_{1SD} = 0.94 [0.93–0.95]$) and EDI ($OR_{1SD} = 0.84 [0.83–0.85]$). Between *départements*, organized screening uptake decreased with opportunistic screening rate ($OR_{1SD} = 0.84 [0.79–0.87]$) and *départements* deprivation ($OR_{1SD} = 0.91 [0.88–0.96]$). Association between EDI and organized screening uptake was weaker as opportunistic screening rates and as *département* deprivation increased. Heterogeneity in FNBCSP participation decreased between IRIS by 36% and between *départements* by 82%. Conclusion. FNBCSP does not erase socio-territorial inequities. The population the most at risk of dying from breast cancer is thus the less participating. More efforts are needed to improve equity.

Keywords: early detection of cancer; breast neoplasms; organized screening programme; opportunistic screening; health-care disparities; social deprivation

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme—A Cross-Sectional Multilevel Study (1/17)

1. Introduction

Worldwide, one in six deaths is due to cancer. Breast cancer (BC), despite being mostly a female disease (less than 1% occurs in men), has now surpassed lung cancer as the most frequently diagnosed cancer, all sexes combined, with 2.3 million cases in 2020. With 685,000 deaths the same year, it ranked fifth for the most common cause of cancer death all sexes combined, and first in women [1]. In France, after a stabilization between 2003 and 2010, incidence has increased again during 2010–2018. In contrast, mortality slowly decreased between 1990 and 2018. Therefore, in 2018, BC was the most diagnosed cancer (58,459 new cases) and ranked third in mortality all sexes combined, and first in women (12,146 deaths) [2].

To control BC mortality [3], France has implemented in 2004 the French National Breast Cancer Screening Programme (FNBCSP). The ambition of screening is to detect the disease at an early stage to improve its prognosis via more effective treatment. This is a national population-based programme targeted towards women aged 50–74 with medium risk of BC (no familial or personal history of the disease, no genetic disposition, and no symptoms of BC). Eligible population is invited, every two years, to perform a free of charge screening mammography and a clinical breast exam in an accredited radiology centre of her living (and sometimes bordering) *département* (an administrative division of France). Once performed, a double reading is ensured for each negative mammogram. At the time of our study, FNBCSP territorial organization was led at the *département* level by screening management structures. One of many performance indicators regarding an organized screening programme is the participation-to-invitation rate, evaluated “acceptable” at 70% by the European Commission to significantly reduce mortality [4]. According to *Santé Publique France*, the French national public health agency in charge of evaluating the FNBCSP, participation reached a peak of 52.4% in 2011–2012, then slowly decreased to 48.6% in 2018–2019 [5].

Despite the National recommendations [6], this screening programme co-exists with opportunistic screening, where mammography realization depends on medical prescription by health-care providers (mostly general practitioners or gynaecologists). It is not recommended as it does not ensure double-reading that is performed in an accredited radiology centre, is not free of charge, and is not under enough monitoring to allow sufficient evaluation.

Beyond participation, another aim of the FNBCSP is to ensure equity of access to screening [7]. Multiple publications have shown that this goal was not reached, with individual factors associated with lower participation, such as poor socioeconomic status [8–12], poor health [11,13] or healthcare system barriers [10–12,14]. Territorial inequities have also been reported, with lower screening rates among eligible women living further from the accredited radiology centres [15,16]. In recent years, attention has also increased in the association between area-based deprivation and participation. Higher deprivation was associated with lower participation in the FNBCSP in two *départements* (over 101) [15,17], and in a representative sample of the eligible population covered by the three main health insurance schemes in thirteen *départements* [16]. In metropolitan France (95 *départements*), an ecological study found a more complex relation between participation and deprivation, described as an “inverse U-curve” [18], but lacked individual data and used population estimates for outcome assessment.

In this context, we aimed to evaluate socio-territorial inequities in the FNBCSP 2013–2014 campaign by studying individual and contextual factors in a single model, in a large sample of the eligible population residing in 41 *départements* of metropolitan France.

2. Materials and Methods

Redaction of this article follows the Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology guidelines [19].

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (2/17)

2.1. Population and Sample

Screening management structures were invited to send their data regarding the 2013–2014 invitation campaign. Participation of the structures was on a voluntary basis. These data corresponded to the follow-up of the FNBCSP and included eligible women's addresses of residence, dates of birth, dates of invitation (from which we computed age at invitation), and whether they performed a mammography screening through the FNBCSP in the two years following invitation. We received 4,236,066 observations nested in 41 *départements*. Data management was performed, leaving 4,001,225 (94%) unique eligible women, 42% of the estimated eligible population in France. Before geolocalisation, we performed a stratified random sampling by drawing 10% of the eligible population in each *département* ($n = 400,125$). Comparisons between samples and *départements'* populations (data not shown) showed no important differences in participation rates (from 0 to 1.6% difference) and age (no differences exceeded $\frac{1}{4}$ years in mean age). Additional exclusions were performed due to geolocalisation and after geolocalisation. Final sample consisted of 397,598 women. Flow chart of the population is available in Figure 1.

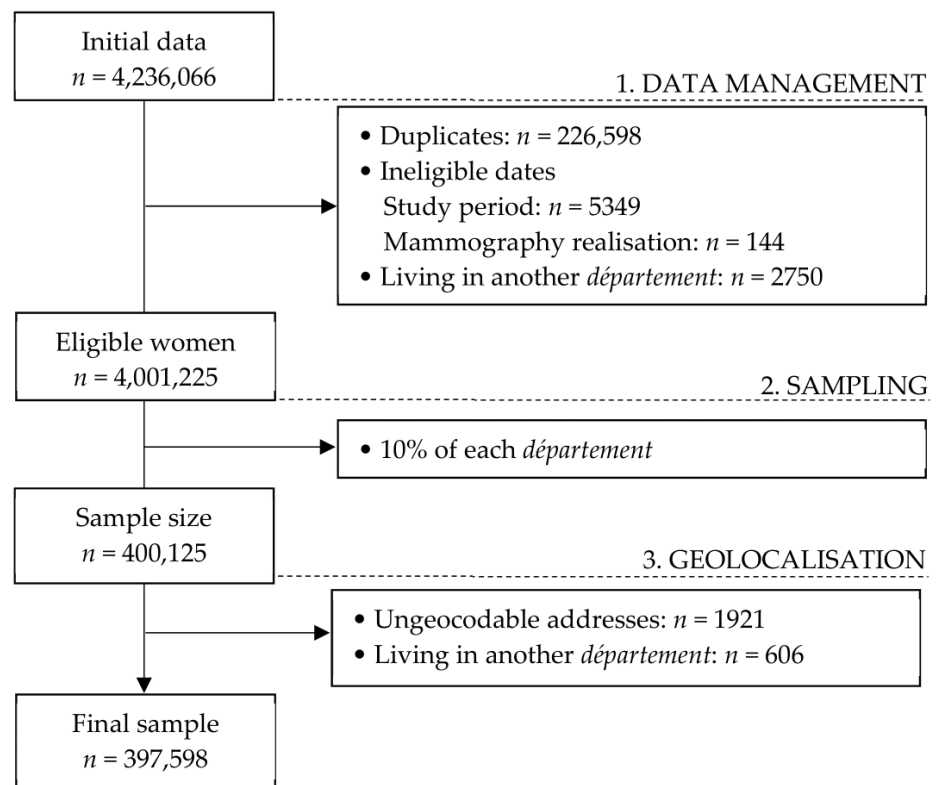


Figure 1. Flow chart of the population.

2.2. Variables

Level 1—Individual level ($n = 397,598$)

- Age at invitation
- Travel time to the nearest accredited radiology centre

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (3/17)

We asked screening management structures which centres were active on the period. All these centres have been geocoded. The travel time to the nearest accredited radiology centre (NARC) was computed for all individuals using Navstreets[®] V14.0 data (ESRI, 21, rue des Capucins 92195 Meudon Cedex, France; Navmart, 8400 E Crescent Pkwy Suite 652, Greenwood Village, CO 80111, United States), using the Network Analyst extension of ArcGIS[®] PRO software (ESRI, 21, rue des Capucins 92195 Meudon Cedex, France).

Level 2—IRIS level ($n = 22\,250$)

- French version of the European Deprivation Index (EDI)

Thanks to geolocalisation, each woman was allocated to her residential IRIS (*Îlots Regroupés pour l'Information Statistique*), the smallest geographical unit for which census data is available. They are either neighbourhood proxies in all municipalities with more than 10,000 inhabitants and in most municipalities with more than 5000, and to the municipalities themselves in other cases. Each of these IRIS correspond to an EDI score [20], computed with the 2011 census data. Briefly, this ecological index is based on fundamental needs associated with both objective and subjective poverty, a higher EDI score reflecting higher deprivation in the area.

Level 3—Département level ($n = 41$)

- Opportunistic screening

Opportunistic screening practices are not routinely collected at the individual level. We used the estimations from *Santé Publique France* [21], computed using the national health data system for the population of women aged 50–75 in 2013–2014. They defined these data as a “crude indicator”, because of the impossibility to differentiate opportunistic screening from mammography following clinical anomalies, or a follow-up mammogram for high-risk women. Numeric values might suffer from imprecisions; it should be interpreted as a proxy for the propensity of the population to resort to opportunistic screening procedures.

- Care offer

The number of accredited radiology centres for 100,000 eligible women was calculated for each *département*.

- Département socioeconomic level

Two indicators have been used in this study. The first one, income-based, was the gross domestic product per capita based on purchasing power parity (GDP-PPP) in 2015 according to the OECD statistics [22]. The second, deprivation-based, was the population mean of the EDI by *département*, entitled “*département* deprivation” for the rest of the document.

2.3. Statistics

2.3.1. Centring and Standardization

All variables have been centred for interpretational reasons and standardized for computational reasons. For the rest of the document, a reference individual will be an individual for which all variables are equal to their mean, and the variable's effect size for an increase of one standard deviation.

2.3.2. Model Building

Eligible women were nested in the IRIS, themselves nested in the *départements*. To get an accurate modelling of the probability of FNBCS participation according to individuals and area characteristics, multivariate hierarchical generalized linear model was used. The statistical models were built level by level, by increasing complexity. The first model presented (Model 0) is the “null model”, a model without any explanatory variable, only composed of fixed and random intercepts. Second model (Model 1) was built by adding level 1 variables' fixed effects and testing random slopes at higher levels. Third (Model

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (4/17)

2) and final (Model 3) models were built on the same logical steps, with the addition of testing for cross-level interactions. Model selection was done by comparing deviance using ANOVA, and variance confidence intervals were computed using bootstrap.

2.3.3. Additional Measures

To give an easier interpretation of the random intercepts variance, we computed the variance partition coefficient (VPC) [23] using the threshold latent variable hypothesis [24] and the proportional change of the variance (PCV) [25]. Random slopes models and random effects' correlations implies that between-group variance is a function of the variables with random coefficients [26]. When a random slope is included, the variance reported in the table is the variance for a mean individual, and we plotted the more complex variation according to lower-level variables. These are quadratic functions; variance of extreme values should thus be interpreted with caution. R version 4.0.0 was used for analyses and artworks.

3. Results

3.1. Population

Description of the population is available in Table 1 and list of participating *départements*, sample sizes and participation rates are available in Table S1. Overall participation was 55%, with marked disparities between *départements* (from 40.8% in *Essonne* and *Seine-Saint-Denis* to 68.3% in *Indre-et-Loire*). We illustrated univariate analyses of the relation between FNBCSP participation, EDI and travel time by *département* (Figures S1 and S2). Briefly, participation by population's quintiles of the EDI followed a strong pattern, with lower participation as deprivation increased in almost all *départements*. Participation by travel time was less straightforward. It was lower among the very close population than for those who live a little further away. Then, participation seemed to decrease as distance increased.

Table 1. Characteristics of the population.

Level 1—Individual Level	Mean	Standard Deviation	Minimum	Maximum
Travel time (minutes)	8.70	7.47	0.00	132.48
Age (years)	60.73	7.11	50	74
FNBCSP ^a participation (%)	55.06	/	/	/
Level 2—IRIS ^b				
EDI ^{c,d} (dimensionless)	0.97	5.12	−11.08	35.96
Level 3—Départements				
Opportunistic screening rates (%)	8.91	6.06	2.30	28.00
Mean of EDI ^{c,d} (dimensionless)	0.97	2.29	−1.67	9.63
GDP (PPP) ^e per capita (US\$)	20,638	6134	17,310	23,360
Number of accredited radiology centres/100,000 eligible women	21.88	8.55	7.69	59.06

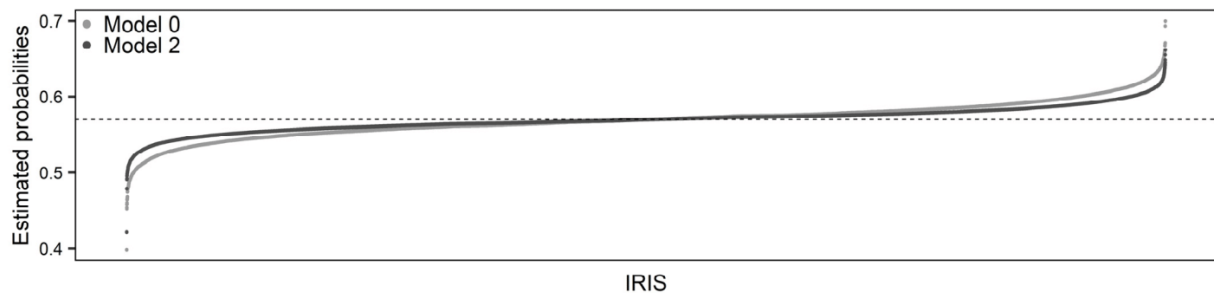
^a. French national breast cancer screening programme, ^b. Îlots regroupés pour l'information statistique, ^c. European Deprivation Index, ^d. Population weighted, ^e. Gross-domestic product based on purchasing power parity.

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (5/17)

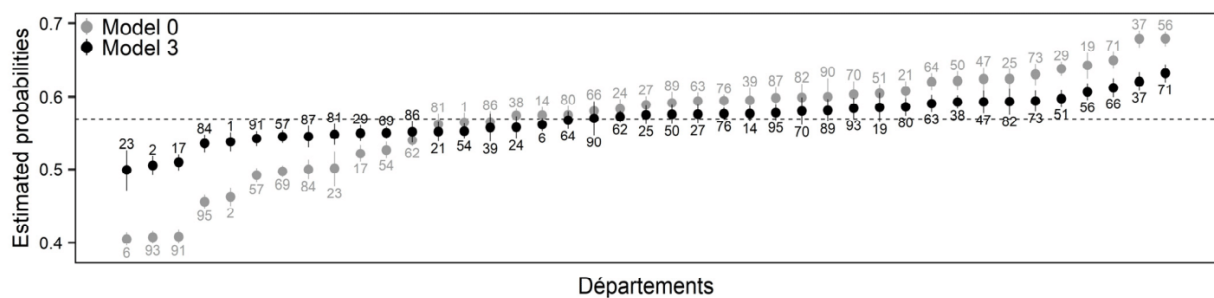
3.2. Results

All model results are described in Table 2.

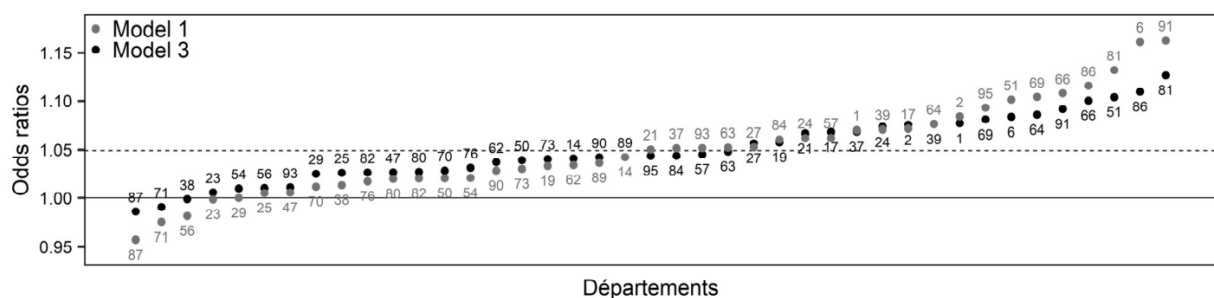
- Model 0: There was heterogeneity in FNBCSP participation (i.e., random intercepts variance) around the fixed intercept (OR = 1.32 [1.22–1.45]) at both IRIS ($\sigma^2 = 0.055$; VPC = 1.6%) and *département* levels ($\sigma^2 = 0.082$; VPC = 2.4%). Shrunken residuals used to estimate these variances are illustrated in Figure 2a,b (Model 0).



(a)—Random intercepts at the IRIS level (*probability scale*)



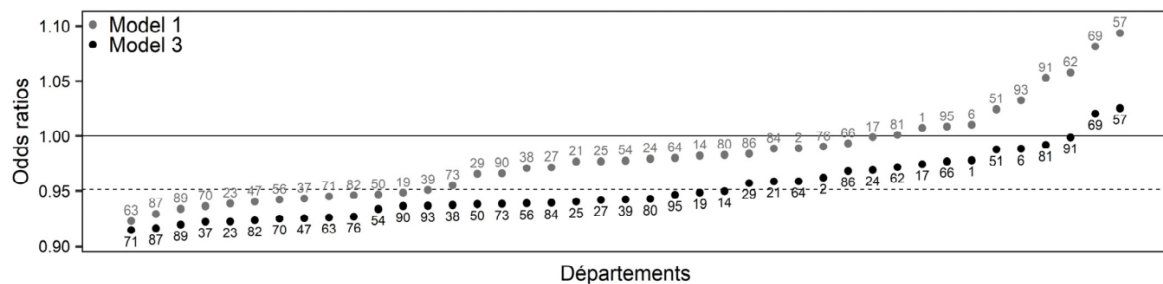
(b)—Random intercepts at the *départements* level (*probability scale*)



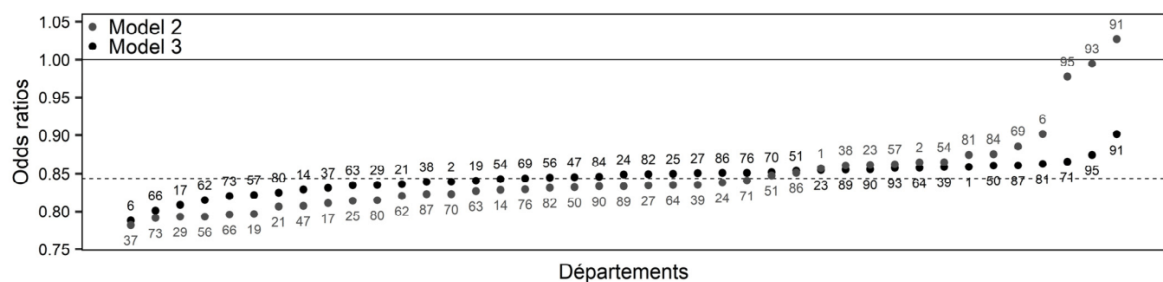
(c)—Random slopes for age at the *départements* level (*Odds ratio scale*)

Figure 2. Cont.

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (6/17)



(d)—Random slopes for travel time at the *départements* level (Odds ratio scale)



(e)—Random slopes for EDI at the *départements* level (Odds ratio scale)

Figure 2. Illustrations of the random effects. (a) Random intercepts at the IRIS level (*probability scale*), (b) Random intercepts at the *départements* level (*probability scale*), (c) Random slopes for age at the *départements* level (Odds ratio scale), (d) Random slopes for travel time at the *départements* level (Odds ratio scale), (e) Random slopes for EDI at the *départements* level (Odds ratio scale).

- Model 1: Overall, FNBCSP participation increased with age (OR = 1.05 [1.03–1.07]) and decreased with travel time (OR = 0.98 [0.96–0.99]). As shown by the random slopes, and illustrated in Figure 2c,d (Model 1), strength of these effects varied across *départements*, in such a way that the relation was insignificant or reversed in some cases. Random effects correlations showed that *départements* with higher intercepts tended to have a stronger effect for travel time and a weaker effect for age. It led to higher heterogeneity between *départements* for younger women and those closest to and furthest from the NARC (Figure 3a,b (Model 1)). There was an interaction between age and travel time (OR = 0.99 [0.98–1.00]), illustrated in Figure 4a.

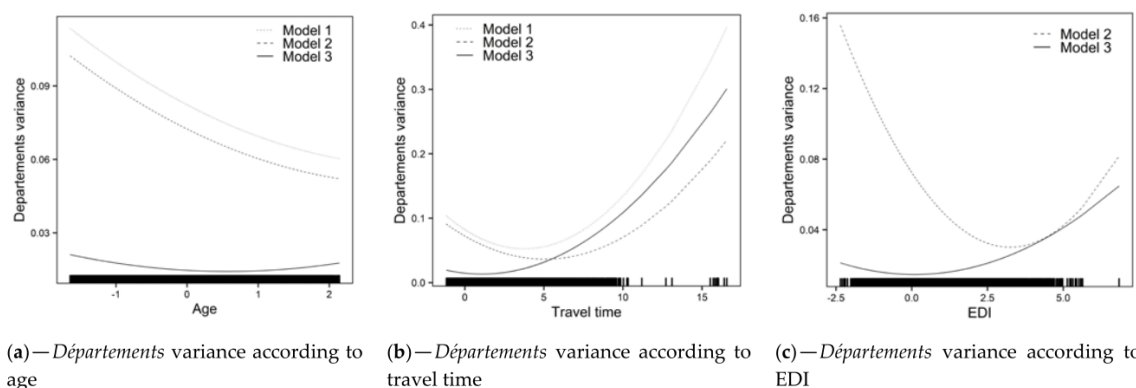


Figure 3. Variance between *départements* according to lower-level variables. (a) *Départements* variance according to age, (b) *Départements* variance according to travel time, (c) *Départements* variance according to EDI.

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (7/17)

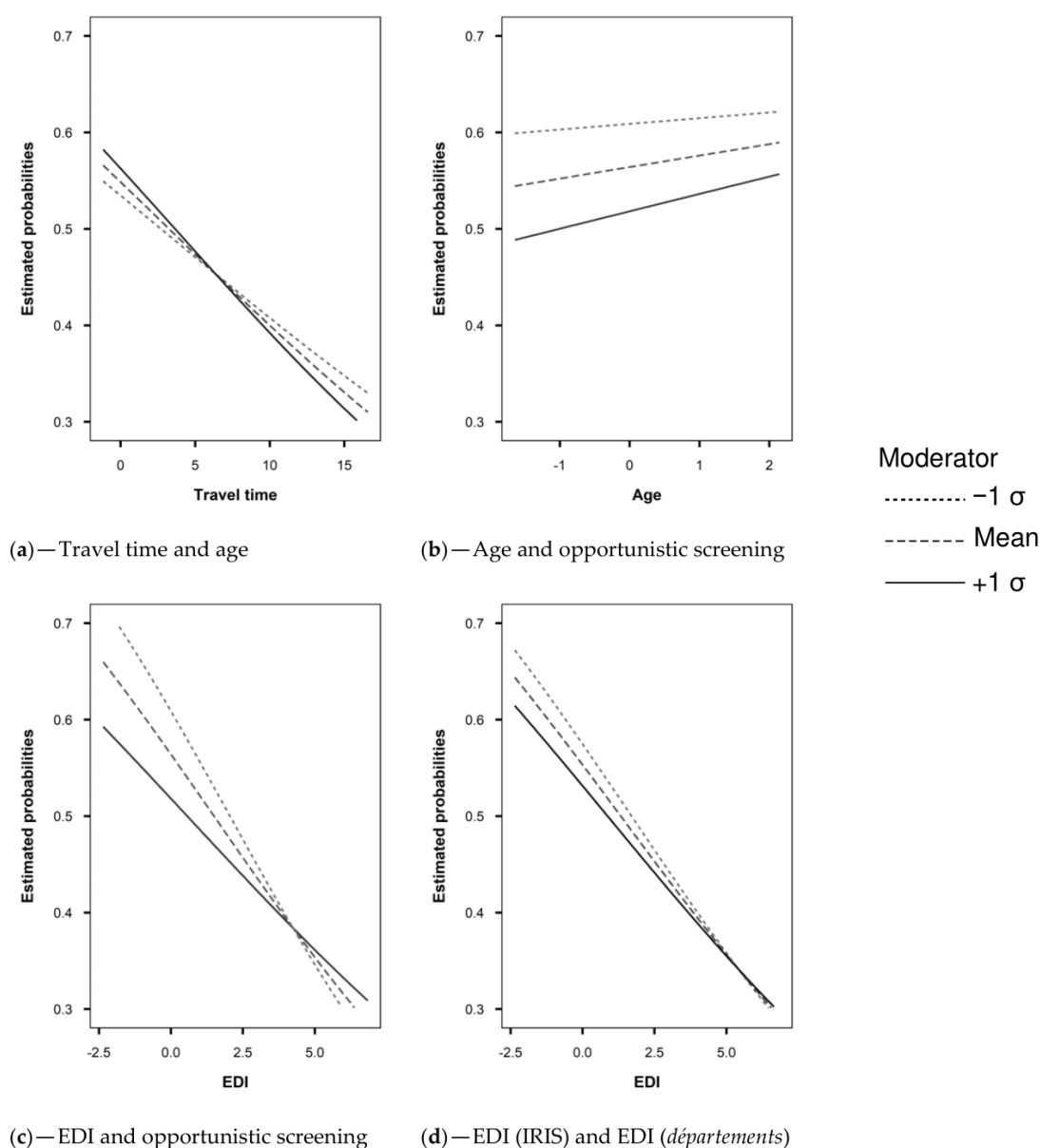


Figure 4. Interactions in the final model. (a) Travel time and age, (b) Age and opportunistic screening, (c) EDI and opportunistic screening, (d) EDI (IRIS) and EDI (*départements*).

- Model 2: Overall, an increase in EDI was associated with lower probability of FNBCS participation (OR = 0.84 [0.82–0.86]). Accounting for EDI reduced travel time effect heterogeneity (Figure 3b (Model 2)). As shown by the random slope and illustrated in Figure 2e, strength of the association between EDI and FNBCSP participation varied across *départements*, but few had a weak relationship. Random effects correlations showed that *départements* with higher random intercepts tended to have a stronger effect of EDI. It led to more heterogeneity in FNBCSP participation among the wealthiest women, and, to a lesser extent, the most deprived (Figure 3c (Model 2)). Accounting for EDI also reduced random intercepts variances at IRIS and *département* levels by 34% (Figure 2a (Model 2) and 12.2%.

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (8/17)

- Model 3: FNBCSP participation was lower as *départements'* opportunistic screening rates (OR = 0.84 [0.79–0.87]) and *départements'* deprivation (OR = 0.91 [0.88–0.96]) increased. There were cross-level interactions between opportunistic screening rates and both age (OR = 1.02 [1.01–1.04]) and EDI (OR = 1.04 [1.03–1.06]). As illustrated in Figure 4b,c, FNBCSP participation in *départements* with high opportunistic screening rates was lower as age and deprivation decreased. There was a cross-level interaction between *départements'* deprivation and EDI (OR = 1.02 [1.00–1.03]), with lower participation as deprivation decreased (Figure 4d). These effects reduced the remaining variance across *départements* by 79.2% (Figure 2b (Model 3)). They also strongly reduced heterogeneities between *départements* in the strength of the effects of age, travel time and EDI (Figure 2c–e (Model 3)). In addition, random effects correlations were reduced to statistical insignificance. Unexplained remaining variances between *départements* were thus independent of the lower-level variables. (Figure 3a–c (Model 3)). GDP-PPP and the number of radiology centres per 100,000 eligible women were not associated with FNBCSP participation.

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (9/17)

Table 2. Individual and contextual factors associated with French National Breast Cancer Screening Programme participation.

	Model 0: Empty Model	Model 1: Level 1 Variables	Model 2: Level 2 Variable	Model 3: Level 3 Variables
Level 1—Individuals				
Intercept	1.32 [1.22–1.45]	1.35 [1.24–1.47]	1.32 [1.22–1.43]	1.32 [1.27–1.37]
Age	/	1.05 [1.03–1.07]	1.05 [1.03–1.07]	1.05 [1.04–1.06]
Travel time	/	0.98 [0.96–0.99]	0.95 [0.93–0.96]	0.94 [0.93–0.95]
Age × travel time	/	0.99 [0.98–1.00]	0.99 [0.98–1.00]	0.99 [0.98–1.00]
Level 2—IRIS				
<i>Fixed effects</i>				
EDI	/	/	0.84 [0.82–0.86]	0.84 [0.83–0.85]
<i>Random effects</i>				
Random intercept (σ^2_{0I})	0.055 [0.048–0.058]	0.053 [0.048–0.058]	0.035 [0.030–0.039]	0.035 [0.031–0.039]
VCP	1.60%	1.55%	1.03%	1.05%
PCV (compared with empty model)	/	−3.64%	−36.36%	−36.36%
Level 3—Départements				
<i>Fixed effects</i>				
Individual screening rates	/	/	/	0.84 [0.79–0.87]
Deprivation	/	/	/	0.91 [0.88–0.96]
<i>Cross-level interactions</i>				
Individual screening rates × Age	/	/	/	1.02 [1.01–1.04]
Individual screening rates × EDI	/	/	/	1.04 [1.03–1.06]
Mean of EDI × EDI	/	/	/	1.02 [1.00–1.03]
<i>Random effects</i>				
Random intercept (σ^2_{0D})	0.082 [0.053–0.130]	0.082 [0.048–0.123]	0.072 [0.044–0.108]	0.015 [0.007–0.021]
VPC	2.39%	2.39%	2.12%	0.45%
PCV (compared with empty model)	/	0%	−12.20%	−81.71%

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (10/17)

Table 2. Cont.

	Model 0: Empty Model	Model 1: Level 1 Variables	Model 2: Level 2 Variable	Model 3: Level 3 Variables
Age random slope (σ^2_{1D})	/	2.3×10^{-3} [1.2×10^{-3} – 3.7×10^{-3}]	2.3×10^{-3} [1.2×10^{-3} – 3.6×10^{-3}]	1.4×10^{-3} [5.3×10^{-4} – 2.2×10^{-3}]
Travel time random slope (σ^2_{2D})	/	2.1×10^{-3} [1.0×10^{-3} – 3.4×10^{-3}]	1.4×10^{-3} [5.3×10^{-4} – 2.3×10^{-3}]	1.2×10^{-3} [4.0×10^{-4} – 2.2×10^{-3}]
EDI random slope (σ^2_{3D})	/	/	4.1×10^{-3} [1.8×10^{-3} – 6.7×10^{-3}]	1.1×10^{-3} [1.0×10^{-4} – 1.8×10^{-3}]
<i>Random effects correlation</i>				
$\sigma^2_{0D}, \sigma^2_{1D}$	/	−0.55 [−0.77; −0.19]	−0.55 [−0.78; −0.23]	−0.18 [−0.57; 0.23]
$\sigma^2_{0D}, \sigma^2_{2D}$	/	−0.60 [−0.83; −0.31]	−0.71 [−0.94; −0.42]	−0.32 [−0.67; 0.13]
$\sigma^2_{0D}, \sigma^2_{3D}$	/	/	−0.76 [−0.91; −0.54]	−0.03 [−0.65; 0.59]
$\sigma^2_{1D}, \sigma^2_{2D}$	/	0.49 [0.12; 0.82]	0.68 [0.34; 0.95]	0.55 [0.10; 0.93]
$\sigma^2_{1D}, \sigma^2_{3D}$	/	/	0.43 [0.08; 0.75]	−0.04 [−0.72; 0.70]
$\sigma^2_{2D}, \sigma^2_{3D}$	/	/	0.60 [0.17; 0.89]	−0.09 [−0.87; 0.52]
Deviance	536,474	535,848	534,615	534,549

Figure S2 – Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (11/17)

4. Discussion

In this large sample of eligible women for the 2013–2014 screening campaign, our results strengthen the converging findings that the FNBCSP produces both territorial and social inequities in participation. Our findings about the effect of travel time are coherent with other studies led in France [15,16], while results are more nuanced at an international level [27]. Its strength varied across *départements*, but accounting for deprivation and opportunistic screening rate patterns reduced this heterogeneity. The effect of travel time was stronger as age increased. We found no other publication studying this effect, thus further work is needed to appreciate its robustness. The number of radiology centres for 100,000 eligible women by *département* was not associated with screening uptake, in accordance with previous results [17]. Results are more nuanced at an international level [27]. Measure of specific care accessibility through this density may not be sufficient. More complete measures of accessibility (including social isolation, public transport availability, women's travel possibilities or radiology centres characteristics) might be more informative. Our findings about EDI are in line with other studies using this index [15,16], Townsend index [17], or individual socioeconomic status [8–12]. The effect of deprivation on screening has also been reported multiple times, in multiple settings [27]. We did not find the “inverse U-curve” reported on the same screening campaign [18]. Multiple factors could explain this difference: the indexes used (FDEP [28] and EDI), their level of measure (municipalities and IRIS), the level of outcome assessment (municipality and individual) or differences in population (estimated and eligible–95 and 41 *départements*). However, we made the same observation that strength of social inequities varied across *départements*. Whereas participation among the most deprived was lower, but more comparable between *départements*, participation among the wealthiest was higher but more heterogeneous. We identified two factors explaining this heterogeneity. Firstly, participation to the FNBCSP was lower in *départements* with high opportunistic screening rates, mostly for the wealthiest. It has been reported that wealthiest populations tend to participate more to opportunistic screening [29–31]. Studies have also shown that opportunistic screening is more socially stratified than organized screening [32,33]. Moreover, it is most often a screening prescription by the general practitioner or gynaecologist [10,30], and France displays high income inequities in visiting both [8]. More aggressive breast tumours are more likely to be identified through their clinical manifestation, and could explain why some women could be led to opportunistic screening by the general practitioner or gynaecologist. We found no study in France linking tumour aggressiveness according to deprivation, but a study led in Denmark [34] showed that women with less education or lower income had higher risks of being diagnosed with a high-risk breast cancer. If this is also the case in France, we should observe the opposite effect (i.e., more participation in opportunistic screening as deprivation increases). Breast cancer incidence is higher for the wealthiest [35], which could justify a more intensive and individual follow-up for these women and their relatives. However, the size of this effect is low, and cannot explain such differences in opportunistic screening participation. Opportunistic screening, by competing with the FNBCSP, is thus one of the factors explaining low participation, and could hide a stronger social gradient in eligible population coverage. Secondly, participation was lower as *départements'* deprivation increased, here again with a stronger effect among the wealthiest. Although interesting, these results should be taken with caution as this is the first time that this measure was used—further work is needed in understanding deprivation patterns as well as robustness of these findings. The GDP-PPP was not associated with participation—this income-based socioeconomic status may not carry sufficient information to identify social inequities in FNBCSP participation. On note, neither social nor territorial inequities were found in a population having the possibility to choose between radiology centres and mobile mammography units [15]. In agreement with other publications [15,16,29,30,36], overall participation to the FNBCSP increased with age. Strength of this association varied across *départements*, with lower rates of screening uptake among the youngest in *départements* with higher opportunistic screening rates. This is consistent with other studies, showing that

FigureS2—Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (12/17)

individual screening is mostly used by younger women [29,37], often starting before the recommended age range [36]. Lack of data on opportunistic screening leads to underestimating the true screening coverage, more importantly among the youngest. In the final model, the unexplained differences in FNBCSP participation between areas were reduced, mostly between *départements* (−82%) and to a lower extent between IRIS (−36%). We also explained most of the heterogeneities in the effects of age, travel time and EDI. Other studies are needed to find the factors influencing these remaining disparities. It should be noted that most of the heterogeneity in participation resided between individuals, with a total variance partition coefficient of 4% inside our levels (using the latent variable hypothesis).

This study has multiple strengths. First, with a representative sample of 42% of the estimated eligible population, this is the largest study about screening uptake using individual data led in France. In addition, collaboration with screening management structures allowed great accuracy in the study population. Even if, by default, homeless populations and women who recently moved are excluded, it can still be assumed that the invited population represents most of the eligible population. Additionally, *départements'* samples and populations did not differ greatly in age and participation to the FNBCSP. Although it does not guarantee representativeness, any major systematic differences would be unfortunate. High-precision geocoding for both women and radiology centres allowed to enrich screening database by adding travel time to the nearest accredited radiology centre and area-based deprivation measures. Finally, we tried to get the most out of multilevel models—which are particularly appropriate for nested data and contextual measures.

Some limitations also need to be addressed. By combining our 10% sample design and the unbalanced populations defined by the administrative boundaries of the IRIS, half of the IRIS had a population of less than 10 eligible women. Although it has been argued that the most important factor in multilevel analyses is the number of higher-level units [38], this could be of importance in estimating the model parameters. We excluded radiology centres from bordering *départements* because of poor data quality and did not account for opening and closing dates because of insufficient data. Radiology centres database needs to be created and updated by the public health authorities. We chose travel time from home to the nearest accredited radiology centre, but it is unknown whether it is the one chosen by eligible women, especially when accounting that a portion of them are professionally active. The data are not the most recent, but designing this study, the first of its kind, needed time (from recruiting screening management structures, getting ethical approval, acquisition of screening and radiology centre data, to geolocalisation, analyses and publication). However, updating the results on more recent campaigns using the same methodology could be done in a shorter time. The use of area-based deprivation index is known to raise the question of whether they act as a proxy for the individual status (e.g., people with high deprivation in these areas have their decision shifted towards no) and/or as contextual factors (e.g., living in an area with high deprivation shifts the decision of all its population towards no). It has been argued that adjusting for individual characteristics would help detangle these effects [39], but these data are not routinely collected. Finally, area-based deprivation is defined based on all population in these areas, while our population is age-gender-specific.

This work includes 41 *départements*. Even if screening organisation is the same in all French *départements*, our results may not be generalizable for all metropolitan France, especially for the *départements* of Paris and the *Hauts-de-Seine*, known to be the least participative in organized screening and in the most participative to opportunistic screening; in the island-*département* of Corse, with its particular geographical situation; and in the *département* of Orne, where a mobile mammographic unit is part of the screening programme. However, participation rates are very comparable between the *départements* in this study and the remaining French *départements* [5]. This study shows that it is logistically doable to develop a methodology which could be replicated to the whole metropolitan country. These results are also not generalizable to overseas *départements* for which the global context is quite

FigureS2—Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (13/17)

different, and EDI might be inappropriate. Finally, this study evaluates only one screening campaign, and it is impossible to assert that every campaign suffers from the same pitfalls. However, our findings are in line with studies on other campaigns, and little has been done in targeting inequities in the FNBCSP. It is thus probable that inequities accumulate all along screening life, which could lead to a high loss of opportunities for some populations. In 2017, nearly all EU members had population-based BC screening programmes [40]. In a lot of them, coverage and participation remained low, and social inequities have often been reported, whether individual [41] or contextual [27,42]. Unfortunately, comparisons between these results and our findings are difficult because of the strong heterogeneity across measures and methodologies. EDI has been developed to be computable and comparable across all European countries and has already been developed in Spain, Portugal, Italy, Slovenia, and Lithuania. Our methodology is thus hypothetically replicable at the European level. The same approach could also be used in studying screening patterns for other cancer localisations.

5. Conclusions

BC is a particular disease in terms of social inequities—in France [35] and in Europe [43], its incidence (particularly for in situ cancers) is higher among the wealthiest populations. However, case fatality patterns follow the classical socioeconomic burden, with higher case fatality and shorter survival among the more unfavourable socioeconomic populations [44,45]. The populations that would benefit the most from a mortality reduction through screening are thus the most at risk of non-participation. This is in contradiction with two main goals of an organized screening programme: reducing mortality and ensuring equitable access. Additionally, the impact of the coexistence with opportunistic screening, beyond any control and evaluation, is adding more risks (over-diagnosis, overtreatment) [46], mainly in the youngest and wealthiest populations. Deeper evaluations are needed to evaluate the full implications of these results. The proportion of cancer found and missed, the stage at diagnosis, the follow-up to treatment, the effect on mortality, quality of life and the costs engendered and avoided by all these indicators need to be appreciated to allow an exhaustive evaluation. Research of immense value could be led with efficient linkage between cancer registries and screening databases. Some controversies about the benefit–risk balance of BC organized screenings have been widely discussed through the scientific community [47] and beyond [48]. They cannot be resolved without a better understanding of all consequences. A recent study at European level [49] estimated that yearly, 21,680 BC deaths were prevented due to mammography screening, and, with a hypothetical full coverage of 100%, 12,343 additional deaths could be prevented. Although this hypothetical coverage is not doable, the FNBCSP needs to evolve to be more efficient in both coverage of the population and reduction of the unfair gradient in participation.

Supplementary Materials: The following are available online at <https://www.mdpi.com/article/10.3390/cancers13174374/s1>, Table S1: *Départements*, sample size and FNBCSP participation rates, Figure S1: Participation rates by *départements* by European Deprivation Index population's quintiles, Figure S2: Participation rates by *départements* by travel time.

Author Contributions: Conceptualization, É.G. and G.L.; Data curation, Q.R. and L.L.; Formal analysis, Q.R.; Investigation, Q.R.; Methodology, Q.R.; Project administration, Q.R., É.G. and G.L.; Resources, L.L.; Software, Q.R. and L.L.; Supervision, G.L.; Validation, É.G.; Visualization, Q.R.; Writing—original draft, Q.R.; Writing—review & editing, Q.R., É.G., L.L. and G.L. All authors have read and agreed to the published version of the manuscript.

Funding: This research received no external funding.

Institutional Review Board Statement: Not applicable.

Informed Consent Statement: Not applicable.

Data Availability Statement: Access to the data that support the findings of this study is restricted. These data are not publicly available.

FigureS2—Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (14/17)

Acknowledgments: We would like to thank the staff of the screening management structures of the *départements* of Ain, Aisne, Alpes-Maritimes, Calvados, Charente-Maritime, Corrèze, Côte-d'Or, Creuse, Dordogne, Doubs, Eure, Finistère, Indre-et-Loire, Isère, Jura, Lot-et-Garonne, Manche, Marne, Meurthe-et-Moselle, Morbihan, Moselle, Pas-de-Calais, Puy-de-Dôme, Pyrénées-Atlantiques, Pyrénées-Orientales, Rhône, Haute-Saône, Saône-et-Loire, Savoie, Seine-Maritime, Somme, Tarn, Tarn-et-Garonne, Vaucluse, Vienne, Haute-Vienne, Yonne, Territoire de Belfort, Essonne, Seine-Saint-Denis, Val-d'Oise, Guadeloupe, Martinique and Guyane who participated in this study by providing data, and the MapInMed platform staff (Catherine Grin, Charlene Daix and Fanny Deshayes Pinçon) who ensured geolocalisation. We also thank *Santé Publique France* for their permission to use their *départements* opportunistic screening rates estimations. Finally, we thank Poppy Evenden who provided English writing assistance.

Conflicts of Interest: The authors declare that they have no competing interests.

Ethics Approval and Consent to Participate: The study protocol was approved by the *Commission Nationale de l'Informatique et des Libertés* (authorization no. 917208).

Consent for Publication: Not applicable.

References

1. Sung, H.; Ferlay, J.; Siegel, R.L.; Laversanne, M.; Soerjomataram, I.; Jemal, A.; Bray, F. Global Cancer Statistics 2020: GLOBOCAN Estimates of Incidence and Mortality Worldwide for 36 Cancers in 185 Countries. *CA Cancer J. Clin.* **2021**, *71*, 209–249. [CrossRef]
2. Defossez, G.; Le Guyader-Peyrou, S.; Uhry, Z.; Grosclaude, P.; Colonna, M.; Dantony, E.; Delafosse, P.; Molinié, F.; Woronoff, A.-S.; Bouvier, A.-M. *National Estimates of Cancer Incidence and Mortality in Metropolitan France between 1990 and 2018*; Santé Publique France: Saint-Maurice, France, 2019; p. 372.
3. Broeders, M.; Moss, S.; Nyström, L.; Njor, S.; Jonsson, H.; Paap, E.; Massat, N.; Duffy, S.; Lynge, E.; Paci, E.; et al. The Impact of Mammographic Screening on Breast Cancer Mortality in Europe: A Review of Observational Studies. *J. Med. Screen* **2012**, *19* (Suppl. 1), 14–25. [CrossRef]
4. 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. Fourth Edition-Summary Document. *Ann. Oncol.* **2008**, *19*, 614–622. [CrossRef] [PubMed]
5. Taux de Participation au Programme de Dépistage Organisé du Cancer du Sein 2018–2019 et Évolution Depuis 2005. Available online: <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/cancers/cancer-du-sein/articles/taux-de-participation-au-programme-de-depistage-organise-du-cancer-du-sein-2018-2019-et-evolution-depuis-2005> (accessed on 12 April 2021).
6. Dépistage du Cancer du Sein. Available online: https://www.has-sante.fr/jcms/r_1501534/fr/depistage-du-cancer-du-sein (accessed on 12 April 2021).
7. Le Plan Cancer 2009–2013. Available online: <https://www.e-cancer.fr/Institut-national-du-cancer/Strategie-de-lutte-contre-les-cancers-en-France/Les-Plans-cancer/Le-Plan-cancer-2009--2013> (accessed on 23 August 2021).
8. Devaux, M. Income-Related Inequalities and Inequities in Health Care Services Utilisation in 18 Selected OECD Countries. *Eur. J. Health Econ.* **2015**, *16*, 21–33. [CrossRef]
9. Carrieri, V.; Wuebker, A. Assessing Inequalities in Preventive Care Use in Europe. *Health Policy* **2013**, *113*, 247–257. [CrossRef]
10. Jusot, F.; Goldzahl, L. Les déterminants du recours régulier au dépistage du cancer du sein en France. *Rev. Fr. D'économie* **2016**, *31*, 109–152.
11. Sicsic, J.; Franc, C. Obstacles to the Uptake of Breast, Cervical, and Colorectal Cancer Screenings: What Remains to Be Achieved by French National Programmes? *BMC Health Serv. Res.* **2014**, *14*, 465. [CrossRef]
12. 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* **2014**, *25*, 977–983. [CrossRef] [PubMed]
13. Bussière, C.; Le Vaillant, M.; Pelletier-Fleury, N. The Use of Cervical, Breast and Colorectal Cancer Screening among People with Disability Living in Institution in France, April 2013: Clémence Bussière. *Eur. J. Public Health* **2013**, *23*, ckt126.083. [CrossRef]
14. Duport, N. Characteristics of Women Using Organized or Opportunistic Breast Cancer Screening in France. Analysis of the 2006 French Health, Health Care and Insurance Survey. *Rev. Epidemiol. Santé Publique* **2012**, *60*, 421–430. [CrossRef]
15. Guillaume, E.; Launay, L.; Dejardin, O.; Bouvier, V.; Guittet, L.; Déan, P.; Notari, A.; De Mil, R.; Launoy, G. Could Mobile Mammography Reduce Social and Geographic Inequalities in Breast Cancer Screening Participation? *Prev. Med.* **2017**, *100*, 84–88. [CrossRef]
16. Ouédraogo, S.; Dabakuyo-Yonli, T.S.; Roussot, A.; Pornet, C.; Sarlin, N.; Lunaud, P.; Desmidt, P.; Quantin, C.; Chauvin, F.; Dancourt, V.; et al. European Transnational Ecological Deprivation Index and Participation in Population-Based Breast Cancer Screening Programmes in France. *Prev. Med.* **2014**, *63*, 103–108. [CrossRef] [PubMed]
17. Pornet, C.; Dejardin, O.; Morlais, F.; Bouvier, V.; Launoy, G. Socioeconomic and Healthcare Supply Statistical Determinants of Compliance to Mammography Screening Programs: A Multilevel Analysis in Calvados, France. *Cancer Epidemiol.* **2010**, *34*, 309–315. [CrossRef] [PubMed]

FigureS2—Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (15/17)

18. Deborde, T.; Chatignoux, E.; Quintin, C.; Beltzer, N.; Hamers, F.F.; Rogel, A. Breast Cancer Screening Programme Participation and Socioeconomic Deprivation in France. *Prev. Med.* **2018**, *115*, 53–60. [CrossRef] [PubMed]
19. von Elm, E.; Altman, D.G.; Egger, M.; Pocock, S.J.; Gøtzsche, P.C.; Vandenbroucke, J.P. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) Statement: Guidelines for Reporting Observational Studies. *Bull. World Health Organ.* **2007**, *85*, 867–872. [CrossRef] [PubMed]
20. Pornet, C.; Delpierre, C.; Dejardin, O.; Grosclaude, P.; Launay, L.; Guittet, L.; Lang, T.; Launoy, G. Construction of an Adaptable European Transnational Ecological Deprivation Index: The French Version. *J. Epidemiol. Community Health* **2012**, *66*, 982–989. [CrossRef]
21. Deborde, T. Participation Au Dépistage Organisé Du Cancer Du Sein et Défavorisation Socioéconomique En France. 2018. Available online: <http://www.sudoc.abes.fr/cbs/xslt/DB=2.1/SET=2/TTL=1/CLK?IKT=1016&TRM=Participation+au+de%CC%81pistage+organise%CC%81+du+cancer+du+sein+et+de%CC%81favorisation+socioe%CC%81conomique+en+France> (accessed on 29 August 2021).
22. Statistiques OCDE. Available online: <https://stats.oecd.org/?lang=fr> (accessed on 23 August 2021).
23. Merlo, J.; Chaix, B.; Yang, M.; Lynch, J.; Råstam, L. A Brief Conceptual Tutorial of Multilevel Analysis in Social Epidemiology: Linking the Statistical Concept of Clustering to the Idea of Contextual Phenomenon. *J. Epidemiol. Community Health* **2005**, *59*, 443–449. [CrossRef]
24. Goldstein, H.; Browne, W.; Rasbash, J. Partitioning Variation in Multilevel Models. *Underst. Stat.* **2002**, *1*, 223–231. [CrossRef]
25. Steele, F. LEMMA: 5.3 Allowing for Different Slopes across Groups: Random Slope Models: C 5-3. LEMMA VLE, University of Bristol, Centre for Multilevel Modelling. Available online: <https://www.cmm.bris.ac.uk/lemma/mod/lesson/view.php?id=280&pageid=345> (accessed on 23 August 2021).
26. Merlo, J.; Yang, M.; Chaix, B.; Lynch, J.; Rastam, L. A Brief Conceptual Tutorial on Multilevel Analysis in Social Epidemiology: Investigating Contextual Phenomena in Different Groups of People. *J. Epidemiol. Community Health* **2005**, *59*, 729–736. [CrossRef] [PubMed]
27. Rollet, Q.; Tron, L.; De Mil, R.; Launoy, G.; Guillaume, É. Contextual Factors Associated with Cancer Screening Uptake: A Systematic Review of Observational Studies. *Prev. Med.* **2021**, *150*, 106692. [CrossRef]
28. Rey, G.; Jougl, 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*, 33. [CrossRef]
29. Ouédraogo, S.; Dabakuyo-Yonli, T.S.; Roussot, A.; Dialla, P.O.; Pornet, C.; Poillot, M.-L.; Soler-Michel, P.; Sarlin, N.; Lunaud, P.; Desmidt, P.; et al. Dépistage du cancer du sein dans treize départements français. *Bull. Cancer* **2015**, *102*, 126–138. [CrossRef]
30. SPF Baromètre Santé 2005. Available online: <https://www.santepubliquefrance.fr/docs/barometre-sante-2005> (accessed on 29 January 2021).
31. Kalcinski, J.; Régner-Denois, V.; Ouédraogo, S.; Dabakuyo-Yonli, T.S.; Dumas, A.; Arveux, P.; Chauvin, F. Dépistage organisé ou individuel du cancer du sein ? Attitudes et représentations des femmes. *Santé Publique* **2015**, *27*, 213–220. [CrossRef]
32. Palència, L.; Espelt, A.; Rodríguez-Sanz, M.; Puigpinós, R.; Pons-Vigués, M.; Pasarín, M.I.; Spadea, T.; Kunst, A.E.; Borrell, C. Socio-Economic Inequalities in Breast and Cervical Cancer Screening Practices in Europe: Influence of the Type of Screening Program. *Int. J. Epidemiol.* **2010**, *39*, 757–765. [CrossRef]
33. Walsh, B.; Silles, M.; O'Neill, C. The Importance of Socio-Economic Variables in Cancer Screening Participation: A Comparison between Population-Based and Opportunistic Screening in the EU-15. *Health Policy* **2011**, *101*, 269–276. [CrossRef]
34. Dalton, S.O.; Düring, M.; Ross, L.; Carlsen, K.; Mortensen, P.B.; Lynch, J.; Johansen, C. The Relation between Socioeconomic and Demographic Factors and Tumour Stage in Women Diagnosed with Breast Cancer in Denmark, 1983–1999. *Br. J. Cancer* **2006**, *95*, 653–659. [CrossRef]
35. Bryere, J.; Dejardin, O.; Launay, L.; Colonna, M.; Grosclaude, P.; Launoy, G. Socioeconomic Status and Site-Specific Cancer Incidence, a Bayesian Approach in a French Cancer Registries Network Study. *Eur. J. Cancer Prev.* **2018**, *27*, 391–398. [CrossRef] [PubMed]
36. La Participation au Dépistage du Cancer du Sein Des Femmes de 50 à 74 ans en France. Available online: 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 (accessed on 23 August 2021).
37. 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. Available online: <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> (accessed on 23 August 2021).
38. Theall, K.P.; Scribner, R.; Broyles, S.; Yu, Q.; Chotalia, J.; Simonsen, N.; Schonlau, M.; Carlin, B.P. Impact of Small Group Size on Neighbourhood Influences in Multilevel Models. *J. Epidemiol. Community Health* **2011**, *65*, 688–695. [CrossRef] [PubMed]
39. Pickett, K.E.; Pearl, M. Multilevel Analyses of Neighbourhood Socioeconomic Context and Health Outcomes: A Critical Review. *J. Epidemiol. Community Health* **2001**, *55*, 111–122. [CrossRef] [PubMed]
40. Ponti, A.; Anttila, A.; Ronco, G.; Senore, C.; Basu, P.; Segnan, N.; Tomatis, M.; Primic Žakelj, M.; Dillner, J.; Fernan, M.; et al. Cancer Screening in the European Union. Report on the Implementation of the Council Recommendation on Cancer Screening (Second Report). Available online: <https://screening.iarc.fr/EUreport.php> (accessed on 23 August 2021).

FigureS2—Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme-A Cross-Sectional Multilevel Study (16/17)

41. Deandrea, S.; Molina-Barceló, A.; Uluturk, A.; Moreno, J.; Neamtii, L.; Peiró-Pérez, R.; Saz-Parkinson, Z.; Lopez-Alcalde, J.; Lerda, D.; Salas, D. Presence, Characteristics and Equity of Access to Breast Cancer Screening Programmes in 27 European Countries in 2010 and 2014. Results from an International Survey. *Prev. Med.* **2016**, *91*, 250–263. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
42. Smith, D.; Thomson, K.; Bambra, C.; Todd, A. The Breast Cancer Paradox: A Systematic Review of the Association between Area-Level Deprivation and Breast Cancer Screening Uptake in Europe. *Cancer Epidemiol.* **2019**, *60*, 77–85. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
43. Mihor, A.; Tomsic, S.; Zagar, T.; Lokar, K.; Zadnik, V. Socioeconomic Inequalities in Cancer Incidence in Europe: A Comprehensive Review of Population-Based Epidemiological Studies. *Radiol. Oncol.* **2020**, *54*, 1–13. [[CrossRef](#)]
44. Tron, L.; Belot, A.; Fauvernier, M.; Remontet, L.; Bossard, N.; Launay, L.; Bryere, J.; Monnereau, A.; Dejardin, O.; Launoy, G. Socioeconomic Environment and Disparities in Cancer Survival for 19 Solid Tumor Sites: An Analysis of the French Network of Cancer Registries (FRANCIM) Data. *Int. J. Cancer* **2019**, *144*, 1262–1274. [[CrossRef](#)]
45. Lundqvist, A.; Andersson, E.; Ahlberg, I.; Nilbert, M.; Gerdtham, U. Socioeconomic Inequalities in Breast Cancer Incidence and Mortality in Europe—a Systematic Review and Meta-Analysis. *Eur. J. Public Health* **2016**, *26*, 804–813. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
46. Ouédraogo, S.; Dabakuyo-Yonli, T.S.; Amiel, P.; Dancourt, V.; Dumas, A.; Arveux, P. Breast Cancer Screening Programmes: Challenging the Coexistence with Opportunistic Mammography. *Patient Educ. Couns.* **2014**, *97*, 410–417. [[CrossRef](#)]
47. Gøtzsche, P.C.; Jørgensen, K.J. Screening for Breast Cancer with Mammography. *Cochrane Database Syst. Rev.* **2013**, *2013*, CD001877. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
48. Campergue, R.; Junod, B. *No Mammo—Enquete Depistage*; MAX MILO: Paris, France, 2011; ISBN 978-2-315-00293-1.
49. Zielonke, N.; Kregting, L.M.; Heijnsdijk, E.A.M.; Veerus, P.; Heinävaara, S.; McKee, M.; de Kok, I.M.C.M.; de Koning, H.J.; van Ravesteijn, N.T. The Potential of Breast Cancer Screening in Europe. *Int. J. Cancer* **2021**, *148*, 406–418. [[CrossRef](#)]

Figure S2—Socio-Territorial Inequities in the French National Breast Cancer Screening Programme—A Cross-Sectional Multilevel Study (17/17)

Départements	Taille de l'échantillon	Taux de participation
01 – Ain	7745	56,5%
02 – Aisne	7837	46,2%
06 – Alpes-Maritimes	17 926	40,9%
14 – Calvados	10 357	57,4%
17 – Charente-Maritime	11 011	52,6%
19 – Corrèze	3723	64,8%
21 – Côte-d'Or	6844	61,0%
23 – Creuse	2108	50,1%
24 – Dordogne	6984	58,8%
25 – Doubs	7112	62,5%
27 – Eure	8445	59,0%
29 – Finistère	14 604	64,0%
37 – Indre-et-Loire	8508	68,3%
38 – Isère	15 561	57,7%
39 – Jura	3856	59,7%
47 – Lot-et-Garonne	5492	62,7%
50 – Manche	7488	62,2%
51 – Marne	7963	60,3%
54 – Meurthe-et-Moselle	10 600	52,8%
56 – Morbihan	11 902	68,2%
57 – Moselle	15 427	48,8%
62 – Pas-de-Calais	20 053	54,0%
63 – Puy-de-Dôme	9515	59,9%
64 – Pyrénées-Atlantiques	10 107	62,4%
66 – Pyrénées-Orientales	7559	58,4%
69 – Rhône	24 570	49,9%
70 – Haute-Saône	3627	60,3%
71 – Saône-et-Loire	8326	65,2%
73 – Savoie	6265	63,3%
76 – Seine-Maritime	18 196	59,6%
80 – Somme	7955	57,4%
81 – Tarn	6149	56,6%
82 – Tarn-et-Garonne	3675	60,3%
84 – Vaucluse	8753	50,2%
86 – Vienne	5995	56,9%
87 – Haute-Vienne	6262	60,4%
89 – Yonne	5421	59,5%
90 – Territoire de Belfort	1880	60,2%
91 – Essonne	16 401	40,8%
93 – Seine-Saint-Denis	19 324	40,8%
95 – Val-d'Oise	16 072	45,8%
Total	397 598	55,1%

Tableau S1 – Départements, taille de l'échantillon et taux de participation au dépistage organisé du cancer du sein (2013-2014)

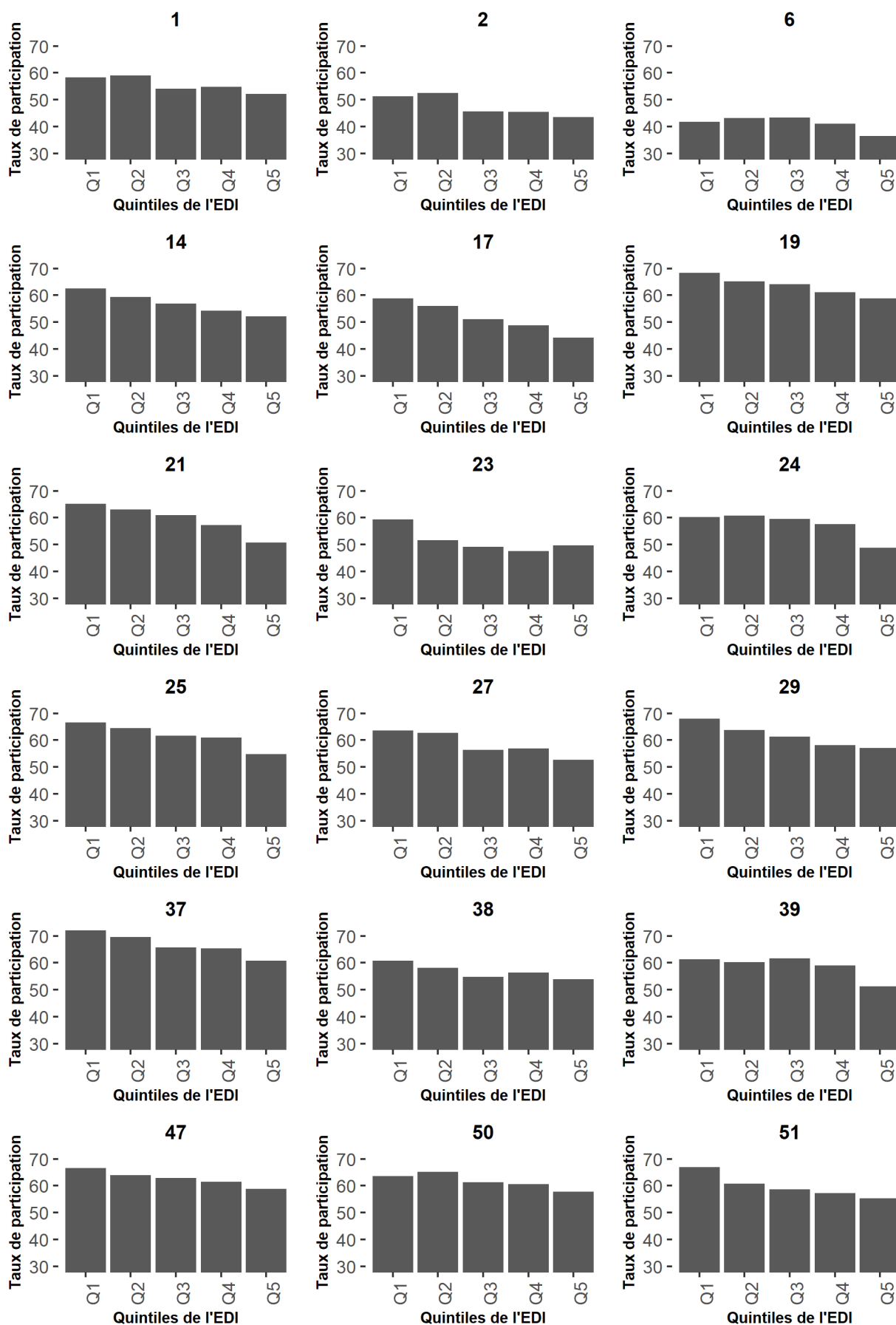


Figure S3 – Participation par département en fonction des quintiles de l'EDI (1/3)

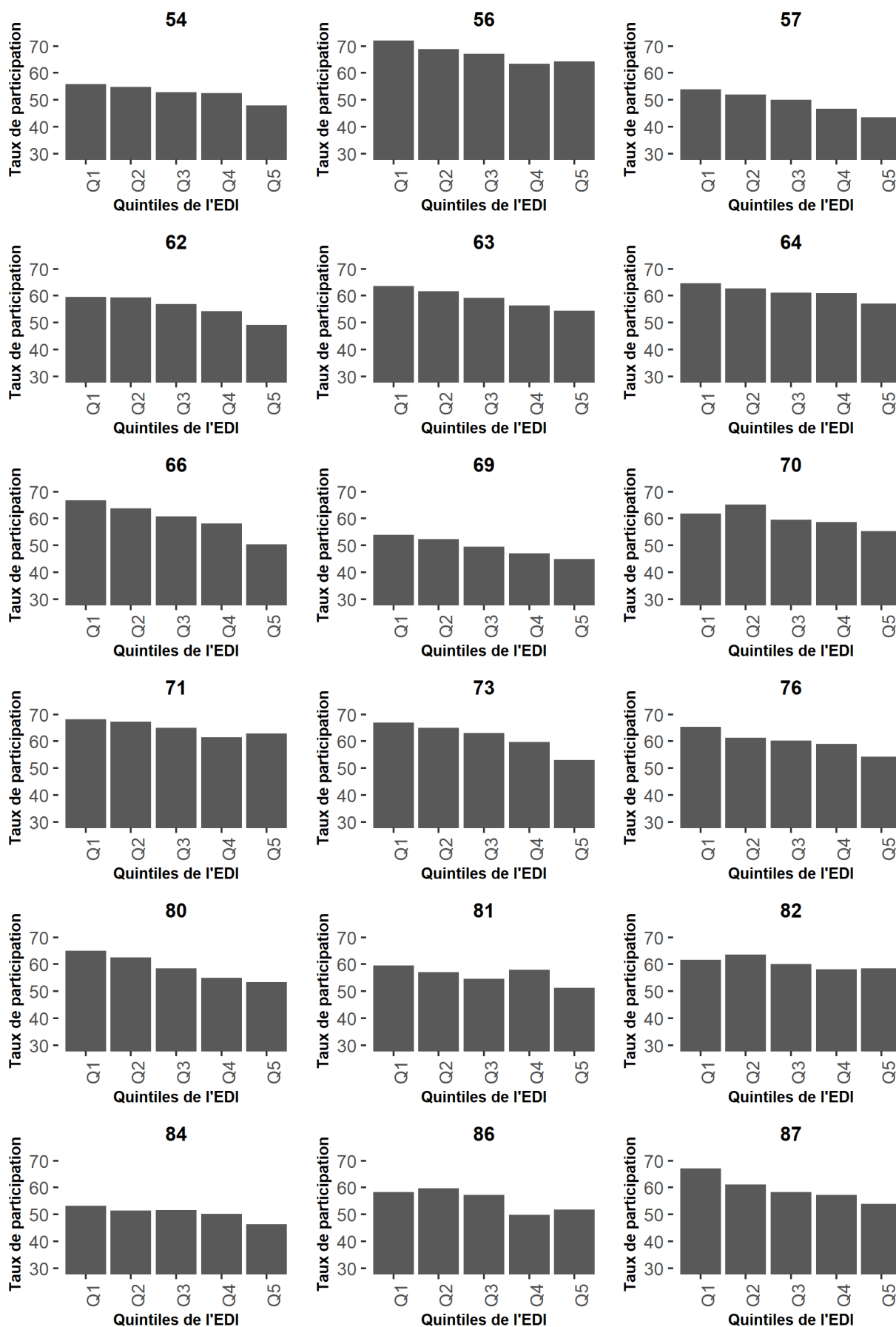


Figure S3 – Participation par département en fonction des quintiles de l'EDI (2/3)

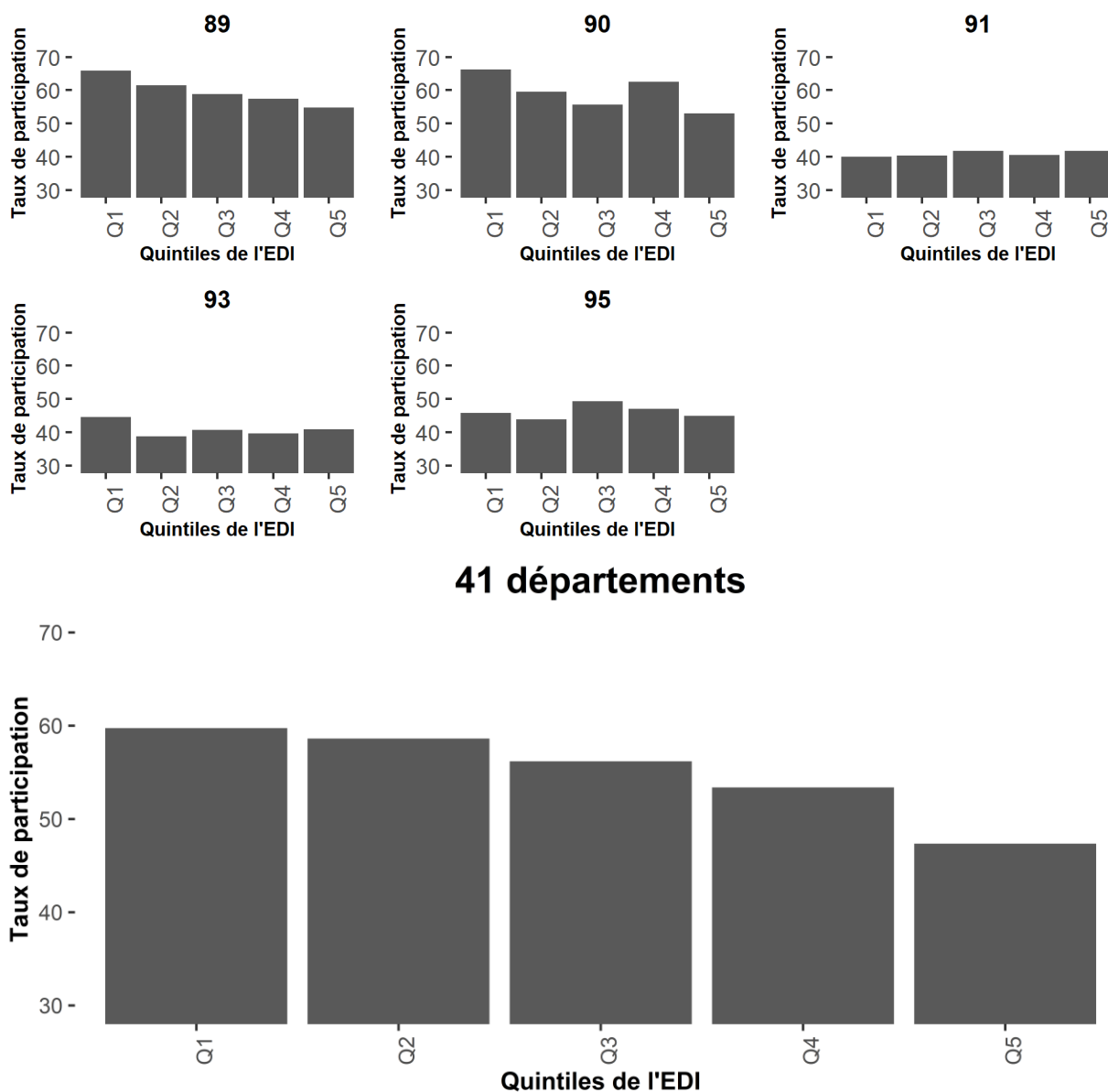


Figure S3 – Participation par département en fonction des quintiles de l'EDI (3/3)

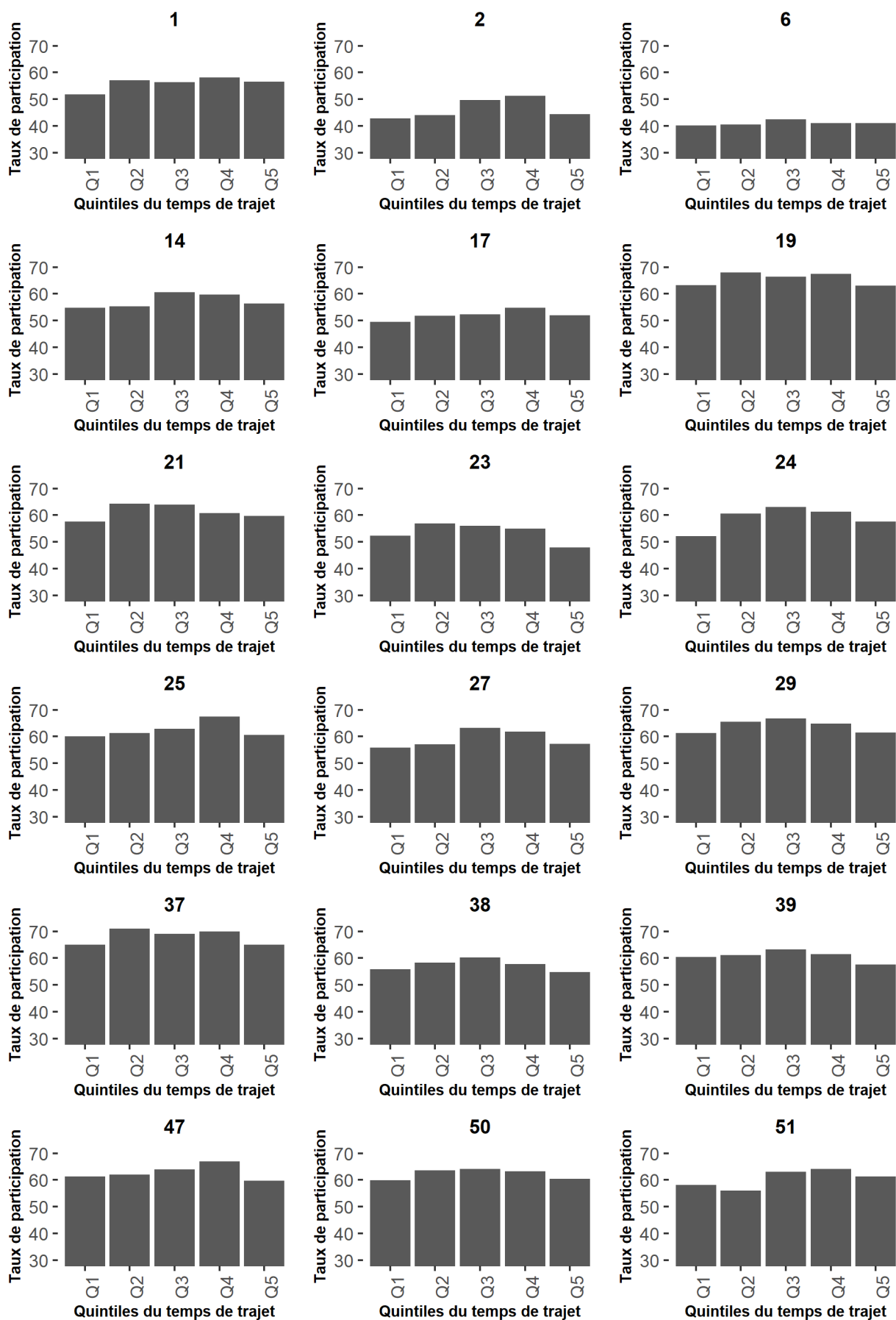


Figure S4 – Participation par département en fonction des quintiles du temps de trajet (1/3)

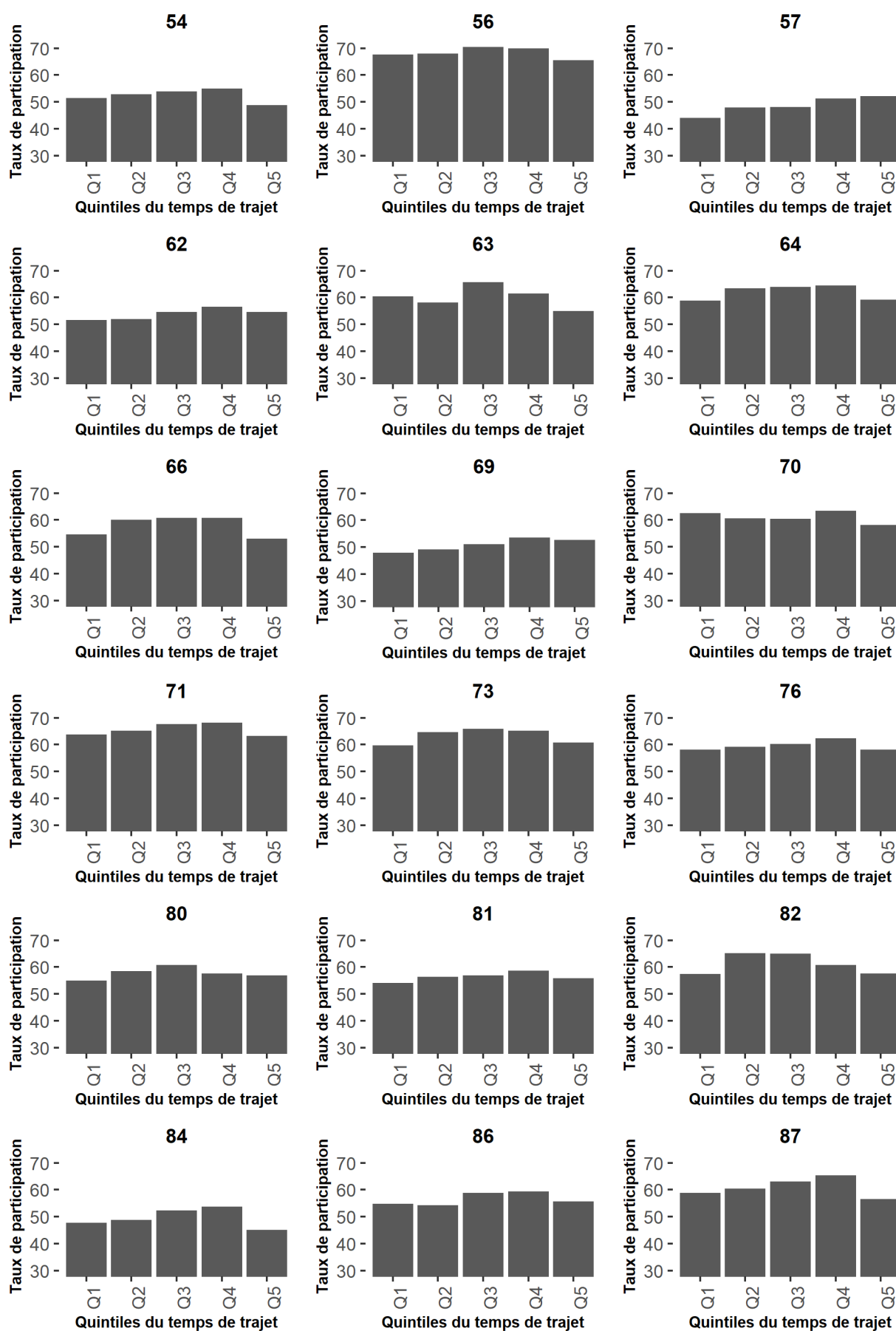


Figure S4 – Participation par département en fonction des quintiles du temps de trajet (2/3)

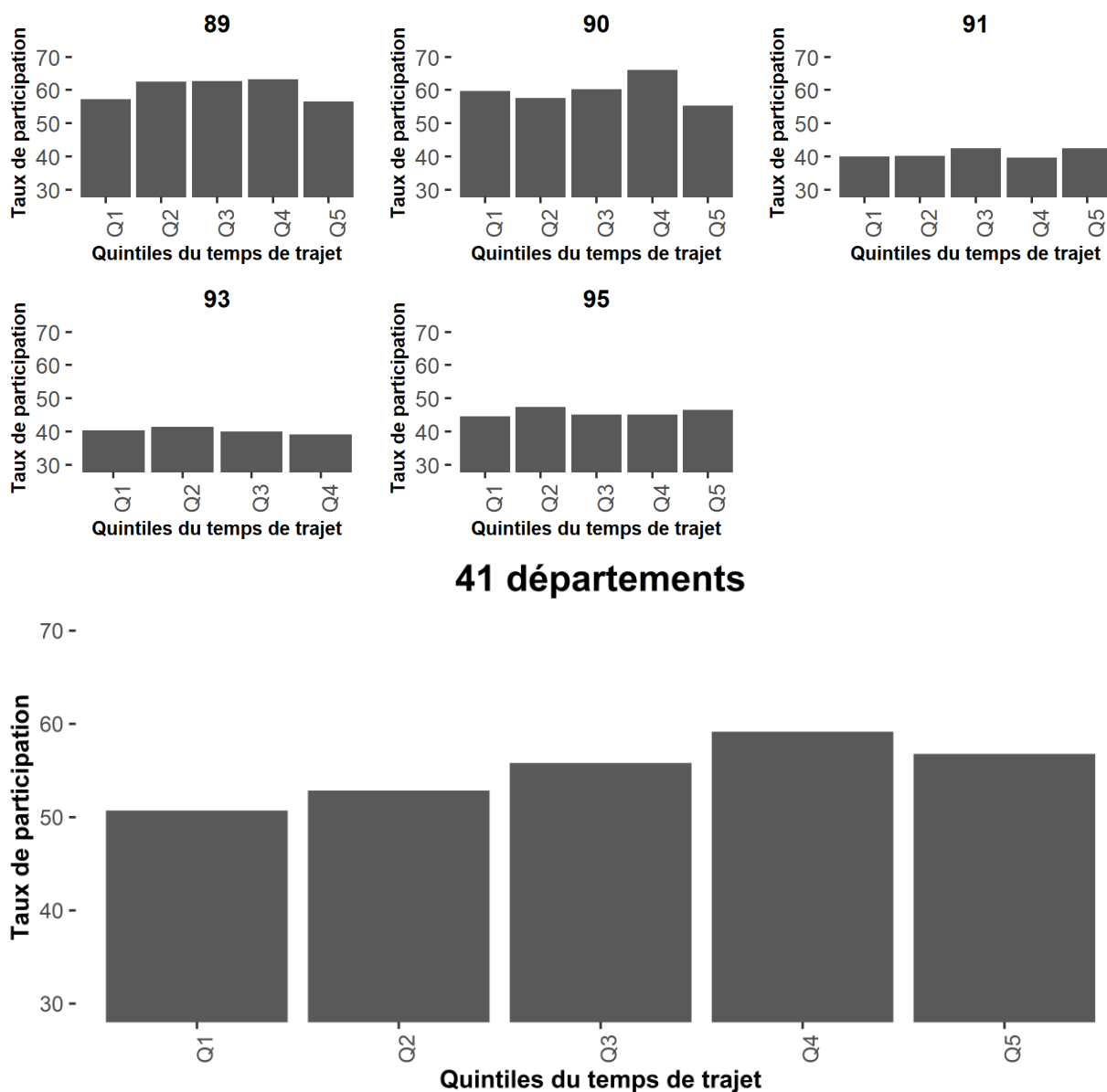


Figure S4 – Participation par département en fonction des quintiles du temps de trajet (3/3)

Analyse contextuelle des inégalités sociales et territoriales de participation au dépistage organisé du cancer du sein en France (étude multi-sites sur 43 départements français)

Résumé

Selon l'Organisation Mondiale de la Santé, « la possession du meilleur état de santé qu'il est capable d'atteindre constitue l'un des droits fondamentaux de tout être humain, quelles que soient sa race, sa religion, ses opinions politiques, sa condition économique ou sociale ». Pourtant, les iniquités de santé, c'est-à-dire la part des inégalités de santé qui est inutile, évitable et injuste, ont été rapportées à de multiples reprises et pour énormément d'indicateurs, que ce soit entre les nations ou entre les individus qui les composent. La réduction des iniquités de santé est ainsi devenue peu à peu une priorité politique. Dans un premier temps, le chapitre d'introduction de cette thèse retrace brièvement l'histoire de la recherche sur les iniquités de santé. La deuxième partie de ce chapitre est un état des lieux de l'épidémiologie générale des cancers au niveau international et des iniquités de santé qui leur sont associées, plus particulièrement pour les cancers dépistables. Le second chapitre présente les résultats d'une revue systématique de 70 études issues de 42 pays dont l'objectif principal était d'identifier les caractéristiques contextuelles qui ont été associées à la participation aux dépistages des cancers du sein, du col de l'utérus et du côlon-rectum. L'objectif secondaire de ce travail était de mettre en lumière et de discuter les principales limites de ce corpus, pour identifier des opportunités d'amélioration pour les études futures. Le chapitre 3 retrace brièvement l'historique des iniquités de santé en France, suivi d'un état des lieux de l'épidémiologie générale des cancers au niveau national, et des iniquités qui leur sont associées. Une attention particulière a été portée aux cancers du sein et à la mise en place du programme de dépistage organisé. Le chapitre 4 est une restitution des résultats d'une seconde étude, dans laquelle nous avons évalué, au travers des modèles multiniveaux, les iniquités socio-territoriales individuelles et contextuelles de participation à ce dépistage pour la campagne 2013-2014 dans 41 départements français. Le dernier chapitre est une discussion sur les perspectives et les enjeux de ces travaux, notamment pour l'évaluation des dépistages des cancers du col de l'utérus et du côlon-rectum au niveau français et de l'ensemble des dépistages à l'échelle de l'Union Européenne.

Mots-clés : Dépistage des cancers ; Détection précoce des cancers ; Iniquités de santé ; Environnement social ; Défavorisation ; Dépistage des cancers du sein ; Analyses multiniveaux

Contextual analysis of social and territorial inequalities in participation in the organized breast cancer screening in France (a multi-sites study in 43 French *départements*)

Abstract

According to the World Health Organization, "The enjoyment of the highest attainable standard of health is one of the fundamental rights of every human being without distinction of race, religion, political belief, economic or social condition". However, health inequities, that is the part of health inequalities which are avoidable, unfair and unjust, have been reported many times on numerous indicators, either between or within countries. The reduction of health inequities has thus gradually become a political priority. The first part of the introductory chapter of this thesis briefly reviews the history of research on health inequities. The second part provides an overview of the general epidemiology of cancers internationally, alongside the health inequities associated with them, particularly for screenable cancers. The second chapter presents the results of a systematic review of 70 studies from 42 countries. The main objective was to identify contextual factors that have been associated with participation in breast, cervical and colorectal cancer screening. The secondary objective was to highlight and discuss the main limitations of this corpus, in order to identify opportunities for improvement in future studies. Chapter 3 briefly reviews the history of health inequities in France, followed by a national overview of the general epidemiology of cancers alongside the inequities associated with them. Particular attention has been paid to breast cancer and the implementation of the organised screening programme. Chapter 4 presents the results of a second study, in which we used multilevel models to evaluate individual and contextual socio-territorial inequities in participation in this programme for the 2013-2014 screening campaign in 41 french *départements*. The last chapter discusses the prospects and challenges of this work, in particular for the evaluation of cervical and colorectal cancer screening at the French level and for all screening in the European Union.

Keywords: Cancer screening; Early detection of cancer; Health inequities; Social environment; Deprivation; Breast cancer screening; Multilevel analysis