

> **SOMMAIRE // Contents**

ARTICLE // Article

Part des syndromes du canal carpien attribuable à l'activité professionnelle parmi les professions et secteurs d'activité à risque, dans deux départements français // Attributable risk of carpal tunnel syndromes to the employment among high-risk occupations and industry sectors in France.....p. 186

Émilie Chazelle et coll.

Santé publique France, Saint-Maurice

ARTICLE // Article

Inégalités entre hommes et femmes face au risque d'infection par le virus SARS-CoV-2 durant le confinement du printemps 2020 en France // Gender inequalities due to the risk of SARS-CoV-2 infection during the lockdown of spring 2020 in Francep. 196

Lola Neufcourt et coll.

Cerpop, Université de Toulouse, Inserm, UPS, Toulouse

La reproduction (totale ou partielle) du BEH est soumise à l'accord préalable de Santé publique France. Conformément à l'article L. 122-5 du code de la propriété intellectuelle, les courtes citations ne sont pas soumises à autorisation préalable, sous réserve que soient indiqués clairement le nom de l'auteur et la source, et qu'elles ne portent pas atteinte à l'intégrité et à l'esprit de l'oeuvre. Les atteintes au droit d'auteur attaché au BEH sont passibles d'un contentieux devant la juridiction compétente.

Retrouvez ce numéro ainsi que les archives du Bulletin épidémiologique hebdomadaire sur <https://www.santepubliquefrance.fr/revues/beh/bulletin-epidemiologique-hebdomadaire>

Directeur de la publication : Laëtitia Huiart, directrice scientifique, adjointe à la directrice générale de Santé publique France
Rédactrice en chef : Valérie Colombani-Cocuron, Santé publique France, redaction@santepubliquefrance.fr
Rédactrice en chef adjointe : Frédérique Bilon-Debernardi
Rédactrice : Jocelyne Rajnchapel-Messai
Secrétariat de rédaction : Marie-Martine Khamassi, Farida Mihoub
Comité de rédaction : Raphaël Andler, Santé publique France ; Thierry Blanchon, Iplesp ; Florence Bodeau-Livinec, EHESP ; Julie Boudet-Berquier, Santé publique France ; Kathleen Chami, Santé publique France ; Bertrand Gagnière, Santé publique France - Bretagne ; Isabelle Grémy, ORS Île-de-France ; Anne Guinard / Damien Mouly, Santé publique France - Occitanie ; Nathalie Jourdan-Da Silva, Santé publique France ; Philippe Magne, Santé publique France ; Valérie Olié, Santé publique France ; Alexia Peyronnet, Santé publique France ; Annabel Rigou, Santé publique France ; Hélène Therre, Santé publique France ; Sophie Vaux, Santé publique France ; Isabelle Villena, CHU Reims.
Santé publique France - Site Internet : <http://www.santepubliquefrance.fr>
Préresse : Jouve
ISSN : 1953-8030

PART DES SYNDROMES DU CANAL CARPIEN ATTRIBUABLE À L'ACTIVITÉ PROFESSIONNELLE PARMIS LES PROFESSIONS ET SECTEURS D'ACTIVITÉ À RISQUE, DANS DEUX DÉPARTEMENTS FRANÇAIS

// ATTRIBUTABLE RISK OF CARPAL TUNNEL SYNDROMES TO THE EMPLOYMENT AMONG HIGH-RISK OCCUPATIONS AND INDUSTRY SECTORS IN TWO FRENCH DEPARTMENTS

Émilie Chazelle¹ (emilie.chazelle@santepubliquefrance.fr), Natacha Fouquet², Yves Roquelaure³

¹ Santé publique France, Saint-Maurice

² Santé publique France, Univ. Angers, Angers

³ Univ. Angers, CHU Angers, Univ. Rennes, Inserm, EHESP, Institut de recherche en santé, environnement et travail (Irset) – UMR_S 1085, Angers

Soumis le 31.12.2020 // Date of submission: 12.31.2020

Résumé // Abstract

Introduction – En France, le taux de sous-déclaration du syndrome du canal carpien (SCC), deuxième pathologie reconnue en maladie professionnelle, a été estimé en 2015 à 43%. L'objectif était de déterminer les fractions de risque de SCC attribuables chez les exposés (FRAE) à l'activité professionnelle, au sein des professions et secteurs d'activité à risque.

Matériel et méthodes – Les données des patients opérés d'un SCC issues de deux études menées dans le Maine-et-Loire (2002-2003) et dans les Bouches-du-Rhône (2008-2009) ont été colligées pour le calcul des FRAE aux professions ou secteurs d'activité (emploi au moment de l'intervention) chez les patients y étant exposés. Le calcul était basé sur la détermination du risque relatif de la profession ou du secteur ajusté sur l'âge, selon la méthode de Mantel-Haenszel.

Résultats – Chez les ouvriers et les ouvrières, les trois quarts des cas de SCC seraient attribuables à l'excès de risque associé à l'exercice de la profession. Les secteurs d'activité avec les FRAE de SCC les plus élevées étaient le secteur de l'industrie du cuir et de la chaussure chez les hommes (FRAE=93%) et le secteur de l'industrie automobile chez les femmes (FRAE=89%). Pour les professions précises, il s'agissait des couvreurs qualifiés chez les hommes (FRAE=97%) et des ouvrières du maraîchage et de l'horticulture chez les femmes (FRAE=94%). Au sein d'un même secteur d'activité, certaines professions avaient des fractions de risque attribuables au travail plus élevées que d'autres, y compris dans des secteurs ne présentant pas globalement d'excès de risque de SCC.

Discussion – Le calcul des FRAE aux différents secteurs d'activité et/ou professions de SCC permet, lorsque ce calcul est possible, d'identifier des emplois à risque et contribue ainsi au ciblage de ces emplois pour les actions de prévention en milieu professionnel, en complément des statistiques de maladies professionnelles.

Background – Under-reporting rate of carpal tunnel syndrome (CTS), the second most frequent occupational disease, was assessed in 2015 in France at 43%. Thus, the aim was to estimate the attributable risks (AR) of CTS to employment among high-risk occupations and industry sectors.

Methods – Data of CTS post-operative patients from two studies in Maine-et-Loire (2002-2003) and Bouches-du-Rhône (2008-2009) were pooled for the calculation of the ARs to occupations and industry sectors (employment at surgery time) among patients exposed to these employments. The calculation was based on the relative risk of the occupation or industry sector adjusted for age, according to the Mantel-Haenszel method.

Results – Three-quarters of cases among the male and female manual workers might be attributable to the excess risk related to this type of occupation. Industry sectors with the highest ARs were the manufacture of footwear and leather for men (AR=93%) and the manufacture of motor vehicles, trailers and semi-trailers for women (AR=89%). Specific occupations with the highest ARs were skilled roofers for men (AR=97%) and garden and horticultural labourers for women (AR=94%). Within an industry sector (industry sectors without an excess risk of CTS included), specific occupations had higher ARs to work than others.

Discussion – The determination of the ARs of CTS among cases exposed to different industry sectors and, or, occupations, where possible, enable to target high-risk jobs for prevention intervention at the workplace in addition to occupational diseases statistics.

Mots-clés : Syndrome du canal carpien, Risque attribuable, Trouble musculo-squelettique, Profession, Secteur d'activité

// **Keywords**: Carpal tunnel syndrome, Attributable risk, Musculoskeletal disorder, Occupation, Industry sector

Introduction

Les troubles musculo-squelettiques (TMS) recouvrent un large ensemble d'affections de l'appareil locomoteur pouvant être provoquées ou aggravées par l'activité professionnelle. En 2019, les TMS des membres et du dos représentaient 88% des maladies professionnelles (MP) reconnues par le régime général de l'Assurance maladie¹.

Parmi ces TMS, le syndrome du canal carpien (SCC), résulte de la compression du nerf médian lors de son passage sous le ligament annulaire antérieur du carpe, à la base de la main. Il se manifeste par des douleurs, des troubles de la sensibilité (paresthésies, anesthésie, engourdissement) et de la motricité (faiblesse, maladresse, raideur) des trois premiers doigts et de la moitié radiale du quatrième doigt. Sa survenue peut être favorisée par des facteurs personnels (âge, sexe féminin), médicaux ou hormonaux et par des activités professionnelles ou extra-professionnelles (gestes répétitifs, utilisation d'outils vibrants, exercice manuel de pleine force...) ^{2,3}.

Chez les salariés, la prévalence du SCC a été estimée par une étude en Pays de la Loire à 3,8% chez les femmes et à 2,3% chez les hommes⁴. Les interventions pour cette pathologie ont concerné environ 83 000 personnes âgées de 20 à 64 ans en France métropolitaine en 2014⁵. Le SCC est la 2^e pathologie reconnue en MP par le régime général de la Sécurité sociale. Cependant, sa sous-déclaration a été estimée en 2015 à 43% (elle oscillait entre 55 et 60% entre 2009 et 2013) ^{6,7}. La fréquence importante de la pathologie et ses conséquences sur le parcours professionnel en font un défi pour la prévention. En effet, les SCC reconnus en MP ont engendré à eux seuls presque 1,8 millions de journées d'arrêt de travail en France en 2017 et, selon les études ^{8,9}, les durées médianes d'arrêt de travail post-intervention chirurgicale allaient de 30 à 60 jours. Afin d'être efficaces, les interventions de prévention des TMS en milieu professionnel doivent être adaptées au type d'activité pratiquée¹⁰ et à la situation de travail (notamment l'organisation du travail dans l'entreprise et le contexte psychosocial) ¹¹. Les opérateurs de prévention des professions et secteurs d'activité présentant un excès de risque important de SCC doivent logiquement intégrer la problématique TMS dans leurs priorités d'action.

Par ailleurs, il a été décrit que les taux de reconnaissance des dossiers de déclaration en MP, accident du travail ou de trajet étaient variables d'une zone géographique à une autre¹², et notamment d'un Comité régional de reconnaissance en maladie professionnelle (CRRMP) à un autre (pour les demandes de reconnaissance ne répondant pas aux critères des tableaux de MP) ^{13,14}. On observe ainsi un besoin d'uniformisation des décisions rendues à situations professionnelles identiques. Dans cette optique, disposer de la fraction des cas de SCC attribuables à l'activité professionnelle au sein de chaque profession et/ou secteur à risque serait utile pour aider les CRRMP dans leur prise de décision.

Ainsi, à partir des données disponibles en France sur l'emploi d'un certain nombre de patients souffrant d'un SCC diagnostiqué (à savoir les cas chirurgicaux de deux départements français), l'objectif de cette étude était de déterminer les fractions de risque de SCC attribuables à l'activité professionnelle au sein des professions et/ou secteurs à risque.

Matériel et méthodes

Population

Le calcul des fractions de risque attribuables à l'activité professionnelle a reposé sur les données de deux études comparables menées dans le Maine-et-Loire et les Bouches-du-Rhône.

L'étude réalisée dans le Maine-et-Loire¹⁵, de façon rétrospective, en 2004, a porté sur les patients âgés de 20 à 59 ans, ayant été opérés d'un SCC en 2002 et 2003. Les patients ont été identifiés à partir des données du Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) des deux principaux centres chirurgicaux de la main du département, structures privées effectuant près de 70% des interventions chirurgicales de SCC. Un auto-questionnaire adressé par voie postale a permis de recueillir l'historique professionnel ainsi que les antécédents médicaux et chirurgicaux des patients. Le taux de réponse était de 64%, mais le statut vis-à-vis de l'emploi (en emploi ou non) était connu pour 91% des patients, *via* un recueil par les centres chirurgicaux.

L'étude des Bouches-du-Rhône¹⁶ a été réalisée en 2008-2009, sur une période de 12 mois. Les patients, âgés de 20 à 64 ans, consultant dans trois structures chirurgicales (deux privées et une publique) pour un SCC, ont été inclus de façon prospective par les chirurgiens orthopédistes. Un auto-questionnaire leur a été remis par l'équipe paramédicale, recueillant les mêmes informations médicales et professionnelles. Les cas de 20 à 64 ans opérés par ces trois structures chirurgicales représentaient 60% de l'ensemble des cas opérés par 37 centres chirurgicaux dans le département. Le taux de réponse était de 87%.

Les données des patients des deux études, âgés de 20 à 59 ans et dont le statut vis-à-vis de l'emploi au moment de l'intervention était connu, ont été colligées pour le calcul des fractions de risque attribuables afin d'augmenter la puissance statistique, de pouvoir ainsi les fournir pour l'emploi (croisement du secteur d'activité et de la profession) et le secteur d'activité précis, et afin d'étendre la généralisation des résultats en couvrant deux départements aux profils économiques et sociaux différents. Ont été exclus : les patients atteints de polyneuropathie (d'origine alcoolique, diabétique, etc.), les patients dialysés rénaux et ceux opérés d'une récurrence de syndrome du canal carpien. Au final, les données de 2 234 patients (1 371 de l'étude du Maine-et-Loire et 863 de l'étude des Bouches-du-Rhône) ont été analysées.

L'emploi au moment de l'intervention a été défini selon deux dimensions :

- la profession, selon la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) de 2003¹⁷ ;
- le secteur d'activité, selon la nomenclature d'activités française (NAF) de 2003¹⁸.

Les professions étant codées selon la PCS de 1994 dans l'étude menée en Maine-et-Loire, il a été nécessaire de les transcoder dans la version de 2003. Lorsque les informations n'étaient pas suffisantes pour sélectionner un code particulier, certains codes ont été regroupés afin de mener des analyses conjointes aux deux départements.

Analyses

La fraction de risque attribuable chez les exposés (FRAE) représente la proportion des cas chirurgicaux de SCC que l'on peut attribuer au fait d'exercer une certaine activité professionnelle, parmi les cas qui surviennent dans cette activité professionnelle. La FRAE ne dépend que de la valeur du risque relatif de SCC associé à cette activité professionnelle.

La fraction de risque attribuable à la profession/secteur/emploi chez les exposés (FRAE)¹⁹ a été calculée comme suit :

$$FRAE = \frac{RRa - 1}{RRa}$$

où RRa est le risque relatif ajusté sur l'âge.

Une fourchette d'incertitude (IF) sur la fraction a été calculée en utilisant les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 95% (IC95%) du RRa.

La population de référence utilisée pour le calcul des taux d'incidence était issue du recensement de la population française de 2006.

Le risque relatif ajusté sur l'âge et son intervalle de confiance ont été calculés selon la méthode de Mantel-Haenszel. Les FRAE à l'activité professionnelle n'ont été calculées qu'en cas de risque relatif ajusté sur l'âge significativement supérieur à un, d'un nombre de cas chirurgicaux de SCC supérieur à cinq (pour le respect du secret statistique) et d'une prévalence d'exposition dans la population générale supérieure à 5/100 000 (valeur empirique au-dessus de laquelle la précision de l'estimation du risque relatif était suffisante).

Les FRAE à l'activité professionnelle ont été calculées pour chaque profession (jusqu'au niveau à quatre digits, le plus précis, de la nomenclature) et pour chaque secteur d'activité (jusqu'au niveau à deux digits de la nomenclature) à risque mais également pour chaque emploi (combinaison profession-secteur aux niveaux à deux digits) à risque. Avec cette approche, exercer une activité professionnelle est assimilé à une exposition à un facteur de risque du SCC, avec une hypothèse causale en cas de relation statistique significative

mise en évidence. La profession, le secteur d'activité ou l'emploi sont utilisés comme proxys – c'est-à-dire comme des variables de substitution – des expositions professionnelles à risque (biomécaniques, organisationnelles ou psychosociales) non mesurées qui y sont liées.

En cas de risque relatif significativement inférieur à un, il ne pouvait y avoir de calcul de FRAE, car cette fraction ne peut être négative, mais cela signifiait que le groupe de travailleurs étudié avait un niveau de risque moyen inférieur à celui de la population générale.

Toutes les analyses ont été réalisées séparément chez les hommes et les femmes, à l'aide du logiciel SAS® 9.4.

Résultats

Ont été inclus dans l'étude 1 647 femmes et 587 hommes de 20 à 59 ans ayant subi une intervention chirurgicale pour un SCC et résidant dans le Maine-et-Loire ou dans les Bouches-du-Rhône. La majorité des hommes (88%) et des femmes (77%) occupaient un emploi au moment de l'intervention.

Parts de SCC attribuables à l'activité professionnelle et aux grandes professions et catégories sociales

Dans la population en emploi âgée de 20 à 59 ans, 51% [36-62] des cas opérés d'un SCC chez les hommes et 45% [39-51] des cas chez les femmes seraient attribuables au fait d'exercer une activité professionnelle au moment de l'intervention. Si l'on s'intéresse aux grandes professions et catégories sociales, 73% des cas survenus chez les ouvriers [68-77] et les ouvrières [70-76] seraient attribuables à l'excès de risque associé à l'exercice de cette profession. Chez les femmes uniquement, parmi les agricultrices exploitantes, il s'agit de 53% [31-68] des cas, tandis que parmi les employées, il s'agit de 34% [27-40] des cas. Les professions de cadres et professions intellectuelles supérieures et les professions intermédiaires avaient un risque significativement diminué de SCC pour les deux sexes.

Parts de SCC attribuables à l'activité professionnelle dans les différents grands secteurs d'activité (tableau 1)

Chez les hommes, la grande majorité (93% [88-96]) des cas survenus chez des travailleurs du secteur de l'industrie du cuir et de la chaussure seraient attribuables à l'excès de risque présenté par les hommes travaillant dans ce secteur. La FRAE était supérieure à 65% (environ les deux tiers des cas ou plus) également pour le secteur du travail des métaux. À l'inverse, les hommes travaillant dans le secteur d'activité des services fournis principalement aux entreprises (regroupant des services d'appui tels que des services juridiques, publicitaires, etc. et des services opérationnels tels que

Tableau 1

Fraction de risque de SCC attribuable au secteur d'activité parmi les cas travaillant dans un secteur d'activité donné au moment de l'intervention chirurgicale (niveau à 2 digits de la NAF 2003)

NAF 2003 (62 divisions)	Effectif	RR ajusté sur l'âge [IC95%]	FRAE [IF arrondi]	Pe
HOMMES				
01 – Agriculture, chasse, services annexes	40	2,8 [2,0-3,8]	64 [50-74]	3,2
15 – Industries alimentaires	23	2,6 [1,7-3,9]	61 [41-74]	1,9
19 – Industrie du cuir et de la chaussure	12	14,7 [8,3-26,2]	93 [88-96]	0,3
28 – Travail des métaux	26	3,2 [2,1-4,7]	68 [53-79]	1,7
45 – Construction	76	1,9 [1,5-2,4]	48 [34-59]	7,7
50 – Commerce et réparation automobile	17	1,7 [1,0-2,7]	41 [3-63]	2,1
55 – Hôtels et restaurants	17	1,8 [1,1-2,9]	44 [9-65]	2,4
60 – Transports terrestres	33	1,6 [1,1-2,3]	39 [12-57]	3,6
74 – Services fournis principalement aux entreprises	13	0,4 [0,2-0,6]	–	7,1
FEMMES				
01 – Agriculture, chasse, services annexes	88	4,1 [3,3-5,1]	76 [70-80]	1,3
15 – Industries alimentaires	42	2,4 [1,8-3,3]	58 [43-69]	1,2
18 – Industrie de l'habillement et des fourrures	13	3,1 [1,8-5,3]	67 [44-81]	0,3
19 – Industrie du cuir et de la chaussure	46	6,5 [4,8-8,7]	85 [79-88]	0,4
24 – Industrie chimique	6	2,4 [1,1-5,5]	59 [8-82]	0,5
32 – Fabrication d'équipements de radio, télévision et communication	19	5,0 [3,2-7,9]	80 [69-87]	0,4
34 – Industrie automobile	6	9,2 [4,1-20,5]	89 [76-95]	0,1
36 – Fabrication de meubles ; industries diverses	12	4,7 [2,7-8,3]	79 [63-88]	0,2
51 – Commerce de gros et intermédiaires du commerce	12	0,5 [0,3-0,9]	–	1,9
52 – Commerce de détail et réparation d'articles domestiques	114	1,4 [1,2-1,7]	30 [15-42]	6,1
55 – Hôtels et restaurants	41	1,6 [1,1-2,1]	36 [13-53]	2,1
66 – Assurance	12	1,9 [1,1-3,4]	48 [9-71]	0,6
80 – Éducation	94	0,7 [0,6-0,9]	–	7,2
85 – Santé et action sociale	302	1,2 [1,1-1,4]	18 [7-28]	14,5
93 – Services personnels	27	2,3 [1,6-3,4]	57 [37-71]	1,1
95 – Activités des ménages en tant qu'employeur de personnel domestique	36	3,0 [2,1-4,1]	66 [53-76]	0,6

Population de référence : population générale des Bouches-du-Rhône et du Maine-et-Loire. Recensement 2006. Âge : 20-59 ans.

Résultats présentés pour les secteurs d'activité pour lesquels $n > 5$ et $Pe > 0,005\%$. En gras : RR ajusté sur l'âge significativement inférieur à 1.

NAF : nomenclature d'activités française ; SCC : syndrome du canal carpien.

RR : risque relatif ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; FRAE : fraction de risque attribuable chez les exposés ; IF : fourchette d'incertitude sur la fraction ; Pe : prévalence de l'exposition dans la population de référence (en %).

les activités liées à la sécurité ou au nettoyage, et autres) présentaient en moyenne un risque de SCC inférieur à celui de la population générale des hommes du même âge (RRa=0,4 [0,2-0,6]).

Chez les femmes, 89% [76-95] des cas survenus chez des travailleuses du secteur de l'industrie automobile seraient attribuables à l'excès de risque présenté par les femmes travaillant dans ce secteur. La FRAE était supérieure à 65% également pour les secteurs de l'industrie du cuir et de la chaussure, de la fabrication d'équipements de radio, télévision et communication, de la fabrication de meubles et industries diverses, de l'agriculture, de l'industrie de l'habillement et des fourrures et des « activités des ménages en tant qu'employeur de personnel domestique ». À l'inverse, les femmes travaillant dans les secteurs du commerce de gros et des intermédiaires de commerce, ainsi que dans l'éducation, présentaient en moyenne un risque

plus faible de SCC que les femmes de la population générale du même âge. Cependant, dans le secteur de l'éducation, 83% des cas survenant chez les personnels des services directs aux particuliers (par exemple, les employés de l'hôtellerie, les assistantes maternelles...) seraient attribuables à l'excès de risque présenté par les femmes exerçant ce type de profession dans ce secteur de l'éducation.

En effet, pour chaque secteur d'activité présenté ici, certains emplois (combinaisons secteur-profession) avaient des fractions de cas attribuables particulièrement élevées (tableau 2). Chez les hommes de ces secteurs, cela concernait notamment les ouvriers qualifiés et non qualifiés de type industriel, et les ouvriers qualifiés de type artisanal. Chez les femmes, cela concernait particulièrement les ouvrières non qualifiées de type industriel et les personnels des services directs aux particuliers. Parmi les secteurs

Tableau 2

Fraction de risque de SCC attribuable à l'emploi parmi les cas travaillant dans un emploi donné au moment de l'intervention chirurgicale (croisement PCS*NAF aux niveaux à 2 digits des PCS et NAF 2003)

PCS 2003 (42 postes)	NAF 2003 (60 divisions)	Effectif	RR ajusté sur l'âge [IC95%]	FRAE [IF arrondi]	Pe
HOMMES					
52 – Employés civils et agents de service de la fonction publique	64 – Postes et télécommunications	7	3,0 [1,4-6,4]	67 [30-84]	0,6
52 – Employés civils et agents de service de la fonction publique	75 – Administration publique	8	2,0 [1,0-4,1]	51 [1-76]	1,2
53 – Policiers et militaires	75 – Administration publique	9	2,2 [1,1-4,3]	54 [11-76]	1,9
56 – Personnels des services directs aux particuliers	55 – Hôtels et restaurants	7	5,6 [2,7-12,0]	82 [62-92]	0,6
62 – Ouvriers qualifiés de type industriel	28 – Travail des métaux	16	9,4 [5,7-15,5]	89 [82-94]	0,6
63 – Ouvriers qualifiés de type artisanal	45 – Construction	46	5,2 [3,8-7,0]	81 [74-86]	2,1
63 – Ouvriers qualifiés de type artisanal	50 – Commerce et réparation automobile	13	6,9 [4,0-12,1]	86 [75-92]	0,5
63 – Ouvriers qualifiés de type artisanal	75 – Administration publique	12	7,3 [4,1-13,0]	86 [76-92]	0,5
64 – Chauffeurs	60 – Transports terrestres	23	3,0 [1,9-4,5]	66 [49-78]	1,8
67 – Ouvriers non qualifiés de type industriel	15 – Industries alimentaires	17	14,3 [8,7-23,3]	93 [89-96]	0,3
69 – Ouvriers agricoles	01 – Agriculture, chasse, services annexes	19	7,8 [4,9-12,6]	87 [80-92]	0,8
FEMMES					
21 – Artisans	93 – Services personnels	6	2,9 [1,3-6,6]	66 [24-85]	0,4
46 – Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises	52 – Commerce de détail et réparation d'articles domestiques	15	3,1 [1,8-5,2]	68 [45-81]	0,7
46 – Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises	66 – Assurance	6	3,4 [1,5-7,5]	70 [34-87]	0,3
52 – Employés civils et agents de service de la fonction publique	64 – Postes et télécommunications	17	2,7 [1,7-4,4]	64 [41-77]	0,5
52 – Employés civils et agents de service de la fonction publique	75 – Administration publique	76	1,6 [1,2-2,0]	37 [20-50]	3,4
52 – Employés civils et agents de service de la fonction publique	80 – Éducation	27	1,8 [1,2-2,6]	44 [18-62]	1,2
52 – Employés civils et agents de service de la fonction publique	85 – Santé et action sociale	123	2,4 [2,0-2,9]	59 [51-66]	4,2
54 – Employés administratifs d'entreprise	65 – Intermédiation financière	8	2,4 [1,2-4,9]	59 [17-79]	0,4
54 – Employés administratifs d'entreprise	75 – Administration publique	10	2,5 [1,4-4,7]	60 [26-79]	0,4
55 – Employés de commerce	15 – Industries alimentaires	9	3,9 [2,0-7,5]	74 [51-87]	0,3
55 – Employés de commerce	52 – Commerce de détail et réparation d'articles domestiques	64	2,6 [2,0-3,4]	62 [51-70]	3,0
56 – Personnels des services directs aux particuliers	55 – Hôtels et restaurants	25	3,5 [2,4-5,3]	72 [58-81]	0,9
56 – Personnels des services directs aux particuliers	75 – Administration publique	6	3,7 [1,6-8,2]	73 [39-88]	0,3
56 – Personnels des services directs aux particuliers	80 – Éducation	9	5,8 [3,0-11,1]	83 [67-91]	0,2
56 – Personnels des services directs aux particuliers	85 – Santé et action sociale	86	2,0 [1,6-2,5]	51 [39-60]	2,9
56 – Personnels des services directs aux particuliers	91 – Activités associatives	7	3,4 [1,6-7,1]	70 [38-86]	0,2
56 – Personnels des services directs aux particuliers	93 – Services personnels	16	5,9 [3,6-9,7]	83 [72-90]	0,5
56 – Personnels des services directs aux particuliers	95 – Activités des ménages en tant qu'employeur de personnel domestique	36	4,4 [3,1-6,1]	77 [68-84]	0,5
67 – Ouvriers non qualifiés de type industriel	01 – Agriculture, chasse, services annexes	6	16,7 [7,5-36,9]	94 [87-97]	0,0



Tableau 2 (suite)

PCS 2003 (42 postes)	NAF 2003 (60 divisions)	Effectif	RR ajusté sur l'âge [IC95%]	FRAE [IF arrondi]	Pe
67 – Ouvriers non qualifiés de type industriel	15 – Industries alimentaires	26	9,4 [6,4-13,9]	89 [84-93]	0,3
67 – Ouvriers non qualifiés de type industriel	18 – Industrie de l'habillement et des fourrures	6	14,1 [6,4-31,2]	93 [84-97]	0,1
67 – Ouvriers non qualifiés de type industriel	19 – Industrie du cuir et de la chaussure	39	14,9 [10,9-20,5]	93 [91-95]	0,2
67 – Ouvriers non qualifiés de type industriel	32 – Fabrication d'équipements de radio, télévision et communication	16	18,5 [11,4-30,1]	95 [91-97]	0,1
67 – Ouvriers non qualifiés de type industriel	34 – Industrie automobile	6	25,5 [11,5-56,6]	96 [91-98]	0,0
67 – Ouvriers non qualifiés de type industriel	36 – Fabrication de meubles ; industries diverses	6	13,1 [5,9-29,0]	92 [83-97]	0,0
68 – Ouvriers non qualifiés de type artisanal	74 – Services fournis principalement aux entreprises	30	3,6 [2,5-5,2]	72 [60-81]	0,6
69 – Ouvriers agricoles	01 – Agriculture, chasse, services annexes	52	12,2 [9,3-16,1]	92 [89-94]	0,4

Population de référence : population générale des Bouches-du-Rhône et du Maine-et-Loire, Recensement 2006 ; Âge 20-59 ans.

Résultats présentés pour les emplois pour lesquels $n > 5$ et $Pe > 0,005\%$.

SCC : syndrome du canal carpien ; PCS : professions et catégories socioprofessionnelles ; NAF : nomenclature d'activités française.

RR : risque relatif ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; FRAE : fraction de risque attribuable chez les exposés ; IF : fourchette d'incertitude sur la fraction ; Pe : prévalence de l'exposition dans la population de référence (en %).

ne présentant pas d'excès de risque globalement, les professionnels de certains emplois présentaient un excès de risque de souffrir d'un SCC, donc des fractions élevées de cas attribuables à l'emploi. On peut citer notamment les ouvriers qualifiés de type artisanal du secteur de l'administration.

Parts de SCC attribuables à l'activité professionnelle dans les différentes professions (PCS détaillée à quatre digits) (tableau 3)

Chez les hommes, presque toutes les professions pour lesquelles il a été possible de calculer un excès de risque et la FRAE à un niveau plus détaillé de la nomenclature étaient des professions d'ouvrier, les fractions étant particulièrement élevées ($\geq 90\%$) chez les couvreurs qualifiés, les ouvriers de production non qualifiés du textile et de la confection, de la tannerie-mégisserie et du travail du cuir, les bouchers, les ouvriers de production non qualifiés de la transformation des viandes, les chaudronniers-tôliers industriels, les opérateurs qualifiés du travail en forge, les conducteurs qualifiés d'équipement de fromage, les traceurs qualifiés, et les ouvriers de l'élevage.

Chez les femmes, les professions pour lesquelles il a été possible de calculer un excès de risque et la FRAE sont mieux réparties entre les professions dites intermédiaires, d'employées et d'ouvrières. Ces professions d'employées recouvrent également des fonctions à haute exigence physique comme celle d'aide à domicile, d'agent de service hospitalier, d'aide médico-psychologique, d'aide de cuisine, de coiffeuse, de caissière... La fraction était supérieure ou égale à 90% pour cinq professions d'ouvrières : les ouvrières agricoles du maraîchage ou de l'horticulture et de la viticulture ou de l'arboriculture fruitière, les ouvrières de production non qualifiées de la transformation des viandes, les ouvrières non qualifiées de

l'électricité et de l'électronique, ainsi que les ouvrières de production non qualifiées du textile et de la confection, de la tannerie-mégisserie et du travail du cuir.

Discussion

Dans les deux départements étudiés, le Maine-et-Loire et les Bouches-du-Rhône, 51% des cas de SCC chez les hommes en emploi et 45% des cas de SCC chez les femmes en emploi ont été considérés comme attribuables au fait d'être en activité professionnelle. Chez les ouvriers et les ouvrières, ce sont les trois quarts des cas qui seraient attribuables à l'excès de risque associé à la catégorie socio-professionnelle d'ouvrier. Lorsque l'on s'intéressait aux deux secteurs d'activité avec les fractions de SCC attribuables les plus élevées, les secteurs de l'industrie du cuir et de la chaussure chez les femmes et les hommes, de l'industrie automobile chez les femmes, et du travail des métaux chez les hommes arrivaient en tête. Les professions précises avec les FRAE les plus élevées, étaient celles des couvreurs qualifiés chez les hommes (97%) et celles des ouvrières du maraîchage ou de l'horticulture chez les femmes (94%). Deux professions avaient une FRAE supérieure à 90% à la fois chez les hommes et chez les femmes : la profession des ouvriers de production non qualifiés de la transformation des viandes, recouvrant notamment les ouvriers d'abattoir, et celle des ouvriers de production non qualifiés du textile et de la confection, de la tannerie-mégisserie et du travail du cuir. Certaines professions exercées au sein d'un secteur d'activité avaient des fractions de risque attribuables au travail plus élevées que d'autres professions exercées dans le même secteur, y compris dans des secteurs d'activité ne présentant pas globalement d'excès de risque de SCC.

Tableau 3

Fraction de risque de SCC attribuable à la profession parmi les cas exerçant une profession donnée au moment de l'intervention chirurgicale (niveau à 4 digits de la PCS 2003)

PCS 2003 (497 postes)	Effectif	RR ajusté sur l'âge [IC95%]	FRAE [IF arrondi]	Pe
HOMMES				
521A – Employés de la Poste	8	3,6 [1,8-7,3]	72 [44-86]	0,5
561A & 561D – Serveurs, commis de restaurant, garçons (bar, brasserie, café ou restaurant) & Aides de cuisine, apprentis de cuisine et employés polyvalents de la restauration	7	5,1 [2,4-10,8]	80 [59-91]	0,7
623A – Chaudronniers-tôliers industriels, opérateurs qualifiés du travail en forge, conducteurs qualifiés d'équipement de formage, traceurs qualifiés	7	13,4 [6,3-28,3]	93 [84-96]	0,2
631A – Jardiniers	10	4,8 [2,6-9,1]	79 [61-89]	0,5
632A – Maçons qualifiés	17	5,0 [3,1-8,2]	80 [68-88]	0,9
632E – Couvresseurs qualifiés	8	33,0 [16,5-65,9]	97 [94-98]	0,1
632G & 632H – Peintres et ouvriers qualifiés de pose de revêtements sur supports verticaux & Soliers moquetteurs et ouvriers qualifiés de pose de revêtements souples sur supports horizontaux	6	5,2 [2,3-11,6]	81 [57-91]	0,4
634C – Mécaniciens qualifiés en maintenance, entretien, réparation : automobiles	16	9,2 [5,6-15,2]	89 [82-93]	0,5
636A – Bouchers (sauf industrie de la viande)	7	18,4 [8,6-39,2]	95 [88-97]	0,2
636D – Cuisiniers et commis de cuisine	8	4,4 [2,2-9,0]	77 [54-89]	0,7
641A – Conducteurs routiers et grands routiers	18	2,3 [1,5-3,7]	57 [31-73]	1,8
643A – Conducteurs livreurs, coursiers	9	4,3 [2,2-8,3]	77 [55-88]	0,9
653A – Magasiniers qualifiés	10	3,7 [2,0-6,9]	73 [49-85]	0,9
673C – Ouvriers non qualifiés de montage, contrôle en mécanique et travail des métaux	7	5,5 [2,6-11,8]	82 [61-92]	0,7
674B – Ouvriers de production non qualifiés de la transformation des viandes	7	21,5 [10,2-45,5]	95 [90-98]	0,1
675A – Ouvriers de production non qualifiés du textile et de la confection, de la tannerie-mégisserie et du travail du cuir	6	25,3 [11,3-56,4]	96 [91-98]	0,1
691B – Ouvriers de l'élevage	7	14,3 [6,7-30,4]	93 [85-97]	0,2
FEMMES				
217C – Artisans coiffeurs, manucures, esthéticiens, de 0 à 9 salariés	6	3,2 [1,4-7,2]	69 [31-86]	0,3
423B – Formateurs et animateurs de formation continue	11	2,7 [1,5-5,0]	64 [34-80]	0,4
467C & 467D – Professions intermédiaires techniques et commerciales des assurances & Professions intermédiaires techniques des organismes de sécurité sociale	9	2,0 [1,1-3,9]	51 [5-74]	0,6
521A – Employés de la Poste	12	3,2 [1,8-5,6]	68 [44-82]	0,4
524A – Agents administratifs de la fonction publique (y.c. enseignement)	15	4,5 [2,7-7,4]	78 [63-87]	0,3
525C – Agents de service de la fonction publique (sauf écoles, hôpitaux)	26	1,7 [1,1-2,5]	40 [11-59]	1,2
525D – Agents de service hospitaliers	52	3,2 [2,4-4,2]	69 [59-76]	1,5
525A & 525B - Agents de service des établissements primaires & Agents de service des autres établissements d'enseignement	31	2,3 [1,6-3,3]	57 [38-70]	1,1
526A – Aides-soignants	43	2,2 [1,7-3,0]	56 [40-67]	1,7
526C – Auxiliaires de puériculture	11	2,5 [1,4-4,5]	60 [28-78]	0,4
526D – Aides médico-psychologiques	6	4,1 [1,8-9,1]	75 [45-89]	0,2
551A – Employés de libre service du commerce et magasiniers	6	2,4 [1,1-5,4]	59 [8-81]	0,4
552A – Caissiers de magasin	20	2,2 [1,4-3,4]	55 [30-71]	1,2
553A – Vendeurs non spécialisés	11	3,4 [1,9-6,2]	71 [47-84]	0,7
554A – Vendeurs en alimentation	15	3,2 [1,9-5,4]	69 [48-81]	0,6
561A & 561D – Serveurs, commis de restaurant, garçons (bar, brasserie, café ou restaurant) & Aides de cuisine, apprentis de cuisine et employés polyvalents de la restauration	30	4,8 [3,3-6,8]	79 [70-85]	0,8
562B – Coiffeurs salariés	13	6,0 [3,5-10,3]	83 [71-90]	0,4
563A – Assistantes maternelles, gardiennes d'enfants, familles d'accueil	44	2,0 [1,5-2,8]	51 [34-64]	1,5
563B – Aides à domicile, aides ménagères, travailleuses familiales	56	2,0 [1,5-2,6]	50 [35-62]	2,0
563C – Employés de maison et personnels de ménage chez des particuliers	33	3,2 [2,3-4,6]	69 [56-78]	0,7
627B – Ouvriers qualifiés de la coupe des vêtements et de l'habillement, autres opérateurs de confection qualifiés	9	7,5 [3,9-14,4]	87 [74-93]	0,1



Tableau 3 (suite)

PCS 2003 (497 postes)	Effectif	RR ajusté sur l'âge [IC95%]	FRAE [IF arrondi]	Pe
635A – Tailleurs et couturières qualifiés, ouvriers qualifiés du travail des étoffes (sauf fabrication de vêtements), ouvriers qualifiés de type artisanal du travail du cuir	6	7,4 [3,3-16,5]	87 [70-94]	0,1
636D – Cuisiniers et commis de cuisine	10	2,9 [1,5-5,3]	65 [35-81]	0,4
672A – Ouvriers non qualifiés de l'électricité et de l'électronique	18	12,1 [7,6-19,2]	92 [87-95]	0,1
673C – Ouvriers non qualifiés de montage, contrôle en mécanique et travail des métaux	6	8,6 [3,8-19,1]	88 [74-95]	0,1
674B – Ouvriers de production non qualifiés de la transformation des viandes	12	15,4 [8,7-27,1]	93 [89-96]	0,1
674C – Autres ouvriers de production non qualifiés : industrie agroalimentaire	11	7,7 [4,2-13,9]	87 [76-93]	0,2
675A – Ouvriers de production non qualifiés du textile et de la confection, de la tannerie-mégisserie et du travail du cuir	44	10,8 [8,0-14,6]	91 [88-93]	0,3
676C – Ouvriers du tri, de l'emballage, de l'expédition, non qualifiés	12	3,5 [2,0-6,1]	71 [49-84]	0,4
676E – Ouvriers non qualifiés divers de type industriel	7	7,1 [3,4-14,9]	86 [70-93]	0,1
676A & 676B & 676D – Manutentionnaires non qualifiés & Déménageurs (hors chauffeurs-déménageurs), non qualifiés & Agents non qualifiés des services d'exploitation des transports	16	4,2 [2,5-6,8]	76 [61-85]	0,3
684A – Nettoyeurs	41	3,3 [2,4-4,5]	69 [58-78]	0,9
691C – Ouvriers du maraîchage ou de l'horticulture	29	15,8 [11,0-22,9]	94 [91-96]	0,2
691D – Ouvriers de la viticulture ou de l'arboriculture fruitière	10	12,5 [6,7-23,2]	92 [85-96]	0,1

Population de référence : population générale des Bouches-du-Rhône et du Maine-et-Loire, Recensement 2006 ; Âge 20-59 ans.

Résultats présentés pour les professions où $n > 5$ et $Pe > 0,005\%$.

SCC : syndrome du canal carpien ; PCS : professions et catégories socioprofessionnelles.

RR : risque relatif ; IC95% : intervalle de confiance à 95% ; FRAE : fraction de risque attribuable chez les exposés ; IF : fourchette d'incertitude sur la fraction ; Pe : prévalence de l'exposition dans la population de référence (en %).

Limites

Le calcul des FRAE aux professions, secteurs d'activités ou emplois suppose un lien de causalité entre le fait d'exercer une profession, dans un secteur d'activité ou un emploi, et le fait de développer un SCC. Il s'agit d'une hypothèse forte et pouvant être soumise à des facteurs de confusion non pris en compte, tels que les comorbidités (surpoids ou obésité, diabète...) favorisant la survenue du SCC^{20,21} et pouvant être plus fréquentes dans les professions et catégories sociales les moins favorisées.

La profession, le secteur d'activité ou l'emploi sont utilisés comme proxys d'expositions professionnelles qui ne sont pas mesurées directement, ce qui est à l'origine d'une approximation de l'intensité du lien entre ces facteurs sous-jacents et la pathologie.

Ces deux études ne couvraient pas l'ensemble des interventions de SCC de chacun des deux départements concernés. Les taux d'incidence utilisés pour le calcul des risques relatifs sont donc sous-estimés, cependant l'impact sur ces derniers, s'il n'est pas à exclure, semble limité car supposé peu différent d'une profession à une autre ou d'un secteur d'activité à un autre. En effet, le champ couvert par les structures chirurgicales des deux études (70% des interventions de SCC dans le Maine-et-Loire et plus de 60% des interventions de SCC dans les Bouches-du-Rhône) est important et il a été fait le choix dans les Bouches-du-Rhône d'inclure à la fois des structures publiques et privées.

Les estimations de fractions attribuables à la profession et au secteur d'activité présentées ici ont été calculées à partir des données de deux études

réalisées avec un intervalle de cinq années. Ces estimations méritent d'être répétées sur des données plus homogènes et plus récentes, codées selon la nomenclature NAF actuelle.

Les informations concernant la profession et le secteur d'activité étaient déclaratives et reposaient sur la participation volontaire des patients. Ceci pourrait entraîner un biais de réponse, les différentes catégories professionnelles n'ayant pas la même probabilité de participer à l'étude. Cependant, la correction d'un tel biais de participation aurait tendance à renforcer les constats réalisés, notamment concernant les fractions de cas attribuables à la profession, élevées chez les ouvriers, puisque ceux-ci sont moins susceptibles de répondre à une étude sur la santé²².

Forces

Ces résultats complètent ceux publiés pour les deux études séparément^{15,16}, en ayant l'avantage de fournir des FRAE calculées sur de larges effectifs permettant de couvrir un plus grand nombre de secteurs d'activité et de professions, voire de combinaisons de secteurs et professions. Cette analyse repose ainsi sur des données de deux départements économiquement et socialement différents (fractions des établissements dans l'agriculture de 2,2% dans les Bouches-du-Rhône et 7,9% dans le Maine-et-Loire, et dans le commerce, les transports et services divers de 69,8% et de 59,2% respectivement ; revenu médian par unité de consommation de 21 360 euros et de 21 110 euros respectivement ; taux de pauvreté de 18,7% et 11,4% respectivement ; taux de chômage des 15-64 ans de 14,9% et 12,4% respectivement, etc.)^{23,24} pour une plus grande généralisation possible

des résultats. En effet, ces deux études analysées de façon indépendante à l'origine avaient montré des FRAE à la profession d'ouvrier d'environ 60% dans les deux départements (52,5% seulement chez les hommes des Bouches-du-Rhône), mais les secteurs d'activité avec les FRAE les plus élevées, codés selon deux versions et à un niveau d'agrégation différent de la NAF, n'étaient pas comparables.

Enfin, un intérêt majeur de cette étude est de porter sur la population générale et non uniquement sur les salariés ou le régime général comme le permettraient d'autres sources de données (indemnités AT/MP, maladies à caractère professionnel...).

Interprétation

Globalement, la fraction de cas attribuables à l'activité professionnelle chez les hommes était plus élevée que chez les femmes, ce qui peut notamment s'expliquer par le rôle important joué par les facteurs hormonaux (grossesse et ménopause) dans la survenue du SCC chez ces dernières²⁰. Des estimations de fractions de SCC attribuables aux différentes professions avaient été réalisées antérieurement au Québec²⁵ et avaient retrouvé une FRAE, chez les ouvriers, très proche de celle estimée dans cette étude (76% *versus* 73%). En revanche la FRAE chez les ouvrières était plus faible (55%), contrairement à cette étude où elle était égale à celle des ouvriers. Nous avons pu constater qu'un sur-risque ou un sous-risque de SCC dans un secteur d'activité, en comparaison à la population générale, ne signifiait pas que toutes les professions exercées dans ce secteur avaient le même niveau de risque. Parallèlement, le niveau de risque au sein d'une même profession pouvait parfois varier fortement d'un secteur d'activité à un autre, comme cela était observé chez les femmes employées civiles et agents de service de la fonction publique entre le secteur de l'administration publique et le secteur des postes et télécommunications. Il apparaît donc important de pouvoir disposer de fractions de risque attribuables à l'emploi, c'est-à-dire à la combinaison secteur et profession. L'utilisation de la FRAE au secteur d'activité, ou à la profession précise, ou à l'emploi sera à privilégier selon les acteurs de prévention en jeu (organisme de prévention d'une branche professionnelle, Carsat, service de santé au travail inter-entreprises ou autonome, etc.). Il faut être vigilant cependant dans l'interprétation de ces fractions de risque attribuables aux secteurs d'activités, professions ou emplois : celles-ci sont calculées en cas de risque relatif significativement supérieur à 1, d'un nombre de cas dans les deux départements au moins égal à 6, et d'une fréquence d'exposition au secteur, profession ou emploi dans la population supérieure à 5/100 000. L'absence de disponibilité de la fraction de cas attribuable à une profession ou à un secteur ne signifie donc pas nécessairement que celle-ci est nulle. Cela peut s'expliquer non seulement par l'absence de différence significative de risque avec la population générale, mais aussi par la taille trop petite d'une profession ou d'un secteur d'activité, donc par un nombre trop faible de cas en son sein pour obtenir une puissance statistique suffisante pour calculer, avec précision, un risque

relatif significativement augmenté ou diminué ou pour permettre le respect du secret statistique. On ne peut donc conclure à l'absence de cas attribuables au travail pour les secteurs, professions et emplois non présentés ici. En revanche, une diffusion ciblée des résultats auprès des secteurs d'activités ou branches professionnelles présentant une FRAE élevée et auprès des organismes y intervenant en prévention, inciterait à leur engagement dans des actions de prévention du SCC et des TMS du membre supérieur plus largement, le SCC en étant un traceur épidémiologique. Il serait intéressant également de disposer des indices de fréquence du SCC selon les secteurs d'activités dans les statistiques de MP de l'Assurance maladie Risques professionnels afin de compléter le ciblage des secteurs d'activité à risque.

Le calcul des parts ou fractions de risque de SCC attribuables aux différents secteurs d'activité ou professions parmi les sujets exposés permet, lorsqu'il est possible, de mettre en évidence des situations et populations à cibler prioritairement pour les actions de prévention en milieu professionnel. Les FRAE de SCC peuvent également apporter des arguments sur la fréquence des liens entre les cas et une activité professionnelle pour le processus de reconnaissance en maladie professionnelle par la voie des Comités régionaux de reconnaissance en maladie professionnelle (CRRMP), lorsque l'ensemble des critères du tableau 57 C (pour le régime général) n'est pas rempli. Ces indicateurs pourraient, par exemple, être annexés au guide d'aide à la décision des CRRMP. ■

Liens d'intérêt

Les auteurs déclarent ne pas avoir de liens d'intérêt au regard du contenu de l'article.

Références

- [1] L'Assurance maladie-Risques professionnels. L'Essentiel 2019 : Santé et sécurité au travail. Paris: Cnam; 2020. 20 p. <https://assurance-maladie.ameli.fr/sites/default/files/lessentiel-sante-securite-travail2019.pdf>
- [2] Harris-Adamson C, Eisen EA, Kapellusch J, Garg A, Hegmann KT, Thiese MS, *et al.* Biomechanical risk factors for carpal tunnel syndrome: A pooled study of 2474 workers. *Occup Environ Med.* 2015;72(1):33-41.
- [3] Van Rijn RM, Huisstede BM, Koes BW, Burdorf A. Associations between work-related factors and the carpal tunnel syndrome-a systematic review. *Scand J Work Environ Health.* 2009;35(1):19-36.
- [4] Briere J, Fouquet N, Ha C, Imbernon E, Plaine J, Riviere S, *et al.* Des indicateurs en santé travail. Les troubles musculo-squelettiques du membre supérieur en France. Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2015. 51 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/maladies-liees-au-travail/troubles-musculo-squelettiques/documents/rapport-synthese/des-indicateurs-en-sante-travail.-les-troubles-musculo-squelettiques-du-membre-superieur-en-france>
- [5] Santé publique France. Syndrome du canal carpien – incidence entre 2004 et 2014 en population générale. Saint-Maurice: Santé publique France; 2017. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/maladies-liees-au-travail/troubles-musculo-squelettiques/donnees/le-syndrome-du-canal-carpien#block-196367>

- [6] Rivière S, Martinaud C, Roquelaure Y, Chatelot J. Estimation de la sous-déclaration des troubles musculo-squelettiques : mise à jour pour 2011 dans onze régions françaises. *Bull Epidémiol Hebd.* 2018(18):373-8. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2018/18/2018_18_3.html
- [7] Rivière S, Alvès J, Smaïli S, Roquelaure Y, Chatelot J. Estimation de la sous-déclaration des TMS en France : évolution entre 2009 et 2015. *Bull Epidémiol Hebd.* 2021;(3):42-8. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/3/2021_3_1.html
- [8] Chazelle E, Dubert T, Girault C, Garras L, Bonnet N, Plaine J, *et al.* Caractéristiques socioprofessionnelles, reconnaissance en maladie professionnelle et devenir fonctionnel et professionnel de patients opérés d'un syndrome du canal carpien en Île-de-France (2009-2012). *Saint-Maurice: Santé publique France.* 2019. 21 p. <https://www.santepubliquefrance.fr/maladies-et-traumatismes/maladies-liees-au-travail/troubles-musculo-squelettiques/documents/rapport-synthese/caracteristiques-socioprofessionnelles-reconnaissance-en-maladie-professionnelle-et-devenir-fonctionnel-et-professionnel-de-patients-operes-d-un-s>
- [9] Parot-Schinkel E, Roquelaure Y, Ha C, Leclerc A, Chastang JF, Raimbeau G, *et al.* Factors affecting return to work after carpal tunnel syndrome surgery in a large French cohort. *Arch Phys Med Rehabil.* 2011;92(11):1863-9.
- [10] Luttmann A, Jäguer M, Griefhan B, Caffier G, Liebers F, Steinberg U. Preventing musculoskeletal disorders in the workplace. Geneva: World Health Organization. 2003. 32 p. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/42651>
- [11] Roquelaure Y, Bodin J, Descatha A, Petit A. Troubles musculo-squelettiques liés au travail. *Rev Prat.* 2018;1:84-90.
- [12] L'Assurance maladie-Risques professionnels. Rapport de gestion 2015. Paris: L'Assurance maladie; 2016. 141 p. https://www.ameli.fr/sites/default/files/2016-12_rapport-de-gestion-2015-risques-professionnels_assurance-maladie.pdf
- [13] Joossen J. Analyse des recours après décision du Comité régional de reconnaissance des maladies professionnelles Nord-Pas-de-Calais-Picardie. [Thèse pour le diplôme d'État de Docteur en médecine]. Lille: Université Lille 2 Droit et Santé; 2013. 115 p.
- [14] Letalon S. Analyse descriptive des avis rendus par les Comités régionaux de reconnaissance des maladies professionnelles de France sur des dossiers de maladies professionnelles identiques. [Thèse pour le diplôme d'État de Docteur en médecine]. Rouen: Université de Rouen Normandie; 2018.
- [15] Ha C, Fouquet N, Roquelaure Y, Raimbeau G, Leclerc A, Goldberg M, *et al.* Syndrome du canal carpien. Estimations de l'incidence, de la prévalence et du poids de l'activité professionnelle dans sa survenue dans les Pays de la Loire, France, 2002-2004. *Bull Epidémiol Hebd.* 2010(5-6):37-40. <https://www.santepubliquefrance.fr/regions/pays-de-la-loire/documents/article/2010/syndrome-du-canal-carprien.-estimations-de-l-incidence-de-la-prevalence-et-du-poids-de-l-activite-professionnelle-dans-sa-survenue-dans-les-pays-de>
- [16] Sillam F, Souares Y, Malfait P, Plaine J, Ha C. Surveillance des troubles musculo-squelettiques dans les Bouches-du-Rhône. Étude du syndrome du canal carpien opéré, 2008-2009. *Bull Epidémiol Hebd.* 2012(22-23):272-5. <https://www.santepubliquefrance.fr/regions/provence-alpes-cote-d-azur-et-corse/documents/article/2012/surveillance-des-troubles-musculo-squelettiques-dans-les-bouches-du-rhone.-etude-du-syndrome-du-canal-carprien-opere-2008-2009>
- [17] Institut national de la statistique et des études économiques. Nomenclature d'activités française – NAF rév.1, 2003. Montrouge: Insee; 2003. <https://www.insee.fr/fr/information/2408180>
- [18] Institut national de la statistique et des études économiques. Nomenclature des professions et catégories socio-professionnelles (PCS) 2003. Montrouge: Insee; 2003. <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/pcs2003/categorieSocioprofessionnelleAgreguee/1?champRecherche=true>
- [19] Bouyer J, Hémon D, Cordier S, Derriennic F, Stücker I, Stengel B, *et al.* *Epidémiologie Principes et méthodes quantitatives.* Paris: Inserm-Lavoisier Tec & Doc; 2009. 498 p.
- [20] Collège français des enseignants en rhumatologie (COFER). Radiculalgie et syndrome canalaire. Item 95 UE V. Cours. Paris: COFER; 2017-2020. <http://www.lecofer.org/item-cours-1-4-0.php>
- [21] Boz C, Ozmenoglu M, Altunayoglu V, Velioglu S, Alioglu Z. Individual risk factors for carpal tunnel syndrome: An evaluation of body mass index, wrist index and hand anthropometric measurements. *Clin Neurol Neurosurg.* 2004;106(4):294-9.
- [22] Martikainen P, Laaksonen M, Piha K, Lallukka T. Does survey non-response bias the association between occupational social class and health? *Scand J Public Health.* 2007; 35(2):212-5.
- [23] Commissariat général à l'égalité des territoires (CGET), Agence nationale pour la cohésion des territoires. Observatoire des territoires. Mon territoire en cartes : le kit national. [Internet]. Paris: Ministère de la cohésion des territoires et des relations avec les collectivités territoriales; 2019. <https://cartotheque.anct.gouv.fr/media/record/eyJlpljoiZGVmYXVsdCIsIm0iOm51bGwslmQlOjEsInliOjE5NjI9/>
- [24] Institut national de la statistique et des études économiques. Comparateur de territoire: Bouches-du-Rhône/Maine-et-Loire. Montrouge: Insee; 2020. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1405599?geo=DEP-13+DEP-49>
- [25] Rossignol M, Stock S, Patry L, Armstrong B. Carpal tunnel syndrome: what is attributable to work? The Montreal study. *Occup Environ Med.* 1997;54(7):519-23.

Citer cet article

Chazelle E, Fouquet N, Roquelaure Y. Part des syndromes du canal carpien attribuable à l'activité professionnelle parmi les professions et secteurs d'activité à risque dans deux départements français. *Bull Epidémiol Hebd.* 2021;(11):186-95. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/11/2021_11_1.html

INÉGALITÉS ENTRE HOMMES ET FEMMES FACE AU RISQUE D'INFECTION PAR LE VIRUS SARS-COV-2 DURANT LE CONFINEMENT DU PRINTEMPS 2020 EN FRANCE

// GENDER INEQUALITIES DUE TO THE RISK OF SARS-COV-2 INFECTION DURING THE LOCKDOWN OF SPRING 2020 IN FRANCE

Lola Neufcourt¹ (lola.neufcourt@inserm.fr), Camille Joannès¹, Marine Maurel¹, Niamh M Redmond¹, Cyrille Delpierre¹, Michelle Kelly-Irving^{1,2} pour le consortium EPIDEMIC*

¹ Cerpap, Université de Toulouse, Inserm, UPS, Toulouse

² Iferiss-Fed 4241, Université Toulouse III Paul Sabatier, Toulouse

* Le consortium EPIDEMIC : Jean-Charles Basson, Grégory Beltran, Laurence Boulaghaf, Alizé Cave, Enzo Cipriani, Eleonore Coeurdevey, Aurélie Croizet, Cyrille Delpierre, Alfonsina Faya-Robles, Cassandra Guillemot, Camille Joannès, Michelle Kelly-Irving, Joséphine Klinkenber, Marine Maurel, Lola Neufcourt, Sarah Nicaise, Florence Sordes, Alexandra Soulier, Meryl Srocynski.

Soumis le 01.03.2021 // Date of submission: 03.01.2021

Résumé // Abstract

Introduction – La distribution sociale de l'infection au SARS-CoV-2 et le rôle du genre ont été largement négligés en France, principalement en raison du manque de données. L'objectif de cet article est d'analyser le risque d'infection au SARS-CoV-2 en fonction du sexe, en étudiant l'influence d'autres dimensions sociales dans cette relation, en particulier la profession.

Méthodes – Nous avons utilisé les données du Baromètre Covid-19. Chaque semaine, une vague de sondage était administrée sur Internet auprès d'un échantillon de 5 000 personnes représentatif de la population française métropolitaine âgée de 18 ans et plus, établi par la méthode des quotas. Au total, 25 001 participants ont été interrogés entre le 7 avril et le 11 mai 2020. La relation entre le sexe, la profession et l'infection au SARS-CoV-2 a été étudiée par des modèles de régression logistique emboîtés.

Résultats – Durant la période du premier confinement en 2020 en France, les femmes déclarent plus souvent que les hommes un diagnostic médical d'infection au SARS-CoV-2 (4% vs 3,2%). Cependant, lorsque l'on prend en compte la relation entre le sexe et les professions et catégories socioprofessionnelles, le sur-risque d'infection chez les femmes ne s'observe plus. Plus spécifiquement, les hommes cadres sont plus à risque de déclarer l'infection que ceux appartenant aux autres professions et catégories socioprofessionnelles, ce qui n'est pas observé chez les femmes.

Conclusions – Le lien entre sexe et infection au SARS-CoV-2 est modifié par la prise en compte de la profession, suggérant que la distribution des professions par sexe est une dimension importante à considérer. Les différences de risque d'infection entre hommes et femmes méritent donc d'être analysées au regard des facteurs socioéconomiques et des rôles sociaux qui leur sont dévolus.

Introduction – *The social distribution of SARS-CoV-2 infection among men and women and the role of gender have been largely neglected in France, mainly due to a lack of data. The aim of this article is to describe and analyse the risk of SARS-CoV-2 infection with respect to sex, and the influence of other social factors, especially occupation, in this relationship.*

Methods – *We used data from the "COVID-19 Barometer". Each week, a cross-sectional survey was administered via Internet to a sample of 5,000 people representative of the French metropolitan population, aged 18 and over, established by the quota method. A total of 25,001 participants were questioned between 7 April and 11 May 2020. The relationship between sex, occupation and SARS-CoV-2 infection was studied using multivariate nested logistic regression modelling.*

Results – *During the first lockdown of spring 2020 in France, women reported a medical diagnosis of SARS-CoV-2 infection more often than men (4% vs 3.2%). However, when taking into account the relationship between sex and socioeconomic variables (occupation), the additional risk of infection for women was no longer observed. Specifically, while men in executive positions were more likely to report a diagnosis of infection compared to those in other occupations, this association was not observed amongst women.*

Conclusions – *The relationship between gender and SARS-CoV-2 infection was modified by the inclusion of occupation, suggesting the distribution of occupations by sex is important to consider. The differences in the risk of infection between men and women therefore require further exploration with regard to socioeconomic factors.*

Mots-clés : Covid-19, Inégalités sociales, Genre, Baromètre Covid-19, SARS-CoV-2

// **Keywords:** COVID-19, Social inequalities, Gender, COVID-19 Barometer, SARS-CoV-2

Introduction

Le syndrome respiratoire aigu sévère (SARS-CoV-2) donnant lieu à la maladie Covid-19 a été signalé pour la première fois le 31 décembre 2019 à Wuhan, en Chine, se propageant rapidement et causant la mort de plusieurs centaines de milliers de personnes dans le monde. Face à cette pandémie, de nombreux pays ont mis en place des mesures de santé publique pour limiter la propagation du virus, dont l'instauration d'un confinement total en France du 17 mars au 11 mai 2020. Ce confinement de la population était accompagné d'autres mesures : la fermeture d'établissements et commerces, le recours au télétravail, la mise en place d'allocations de chômage technique et partiel, etc. Ces mesures ont permis de réduire fortement la circulation du virus, le fardeau sur le système de soins et le nombre de personnes contaminées. Depuis, différentes mesures ont continué d'être appliquées au gré de l'évolution de l'épidémie, comme des mesures de couvre-feu suivies d'un nouveau confinement du 30 octobre au 15 décembre pour faire face à une deuxième vague de l'épidémie, et la remise en place de mesures de couvre-feu depuis le 16 janvier 2021.

L'âge, le fait d'avoir des maladies chroniques telles que le diabète, les maladies respiratoires, les maladies rénales et cardiovasculaires ou encore l'obésité ont été liés à une évolution défavorable et à la mortalité par la Covid-19¹. Des différences ont également été observées entre hommes et femmes face au risque d'infection et son évolution. Des explications biologiques, notamment liées à une réponse immunologique différente, qui pourrait expliquer que le SARS-CoV-2 entraîne une maladie plus sévère chez les hommes², ont rapidement été évoquées. Cependant, l'explication sociale de l'infection au SARS-CoV-2 a été largement négligée en France, à l'exception de l'étude EpiCov³, ceci principalement en raison du manque de données. Les données provenant des États-Unis, du Royaume-Uni, de l'Allemagne et de la Suède⁴⁻⁷ suggèrent que l'appartenance à un groupe minoritaire, une classe sociale défavorisée, des conditions de logement défavorables telles que le surpeuplement du logement ou la densité de population du quartier, le côtoiement de voisins ou de membres du foyer en âge de travailler et la pauvreté sont tous des facteurs associés au risque d'infection, à la gravité et à la surmortalité.

Du fait de la division sexuée du travail, les femmes se retrouvent plus souvent dans les différents groupes sus-cités, ce qui pourrait augmenter leur risque d'exposition au SARS-CoV-2 et d'infection⁸. En effet, le rôle social des hommes et des femmes, à la fois en dehors du foyer en termes d'activité professionnelle et au sein du foyer dans les rapports intrafamiliaux, peut potentiellement être impliqué dans l'exposition au risque d'infection. Pour éclairer cette question, nous avons utilisé les données de la base de données nationale « Baromètre Covid-19 »

(disponible sur <https://datacovid.org/>) en nous concentrant sur les vagues de données recueillies pendant la période du premier confinement. L'objectif de cet article est de décrire et d'analyser le risque d'infection au SARS-CoV-2 en fonction du sexe, en étudiant l'influence que peuvent avoir d'autres dimensions sociales dans cette relation, en particulier la profession.

Matériel et Méthodes

Données

Le Baromètre Covid-19 est une initiative de science citoyenne qui vise à fournir en accès libre à l'ensemble de la population française des données issues d'un sondage hebdomadaire permettant d'éclairer la lutte contre l'épidémie de Covid-19, à partir de mesures sur la dynamique de l'épidémie de Covid-19, ses déterminants et ses impacts. Sponsorisé par mécénat (<https://datacovid.org/partenaire/>)⁽¹⁾, ce Baromètre est le fruit d'un partenariat privilégié avec Ipsos et Agalio. Chaque semaine, une vague de sondage était administrée sur Internet par l'institut de sondage Ipsos auprès d'un échantillon de 5 000 personnes représentatif de la population française métropolitaine âgée de 18 ans et plus (pseudo-panel), établi par la méthode des quotas (sexe, âge, professions et catégories socioprofessionnelles, région et catégorie d'agglomération). Les données analysées dans cet article correspondent aux cinq premières vagues d'enquête qui couvrent la période entre la quatrième et la huitième semaine de confinement. Elles sont accessibles librement à l'adresse suivante : <https://datacovid.org/data/>. Au total, 25 001 participants ont été interrogés sur la période du 7 avril au 11 mai 2020. Les analyses reposent sur des données auto-déclarées par les répondants.

Critère de jugement

La variable d'intérêt principal est le statut d'infection au SARS-CoV-2, auto-déclaré par les participants entre avril et mai 2020 en deux modalités : infection diagnostiquée (par un test ou un examen médical) et absence d'infection.

Variable d'exposition principale

Notre variable d'exposition principale est le sexe (femme ; homme).

Variable modératrice

Parmi les variables socioéconomiques susceptibles d'influencer la relation entre le sexe et le statut d'infection au SARS-CoV-2, nous avons considéré les professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) (cadres ; agriculteurs ; indépendants ; professions intermédiaires ; employés ; ouvriers ; retraités ; inactifs)⁹.

⁽¹⁾ La base Datacovid compte quatre laboratoires pharmaceutiques parmi ses sponsors.

Covariables

Ces variables ont été choisies en rapport avec leur capacité potentielle à influencer le lien entre le sexe, la profession et le risque d'infection. Elles couvrent :

- les caractéristiques sociodémographiques et géographiques : la classe d'âge, la région de résidence (France métropolitaine) et la taille de l'agglomération (rural ; 2 000-19 999 habitants ; 20 000-99 999 habitants ; plus de 100 000 habitants ; Paris) ;
- la situation professionnelle pendant la période de confinement issue des questionnaires administrés et distinguant les professions hors domicile considérées « à risque » (travail en dehors du domicile et secteur de la santé) et les professions non à risque (travail à domicile habituel ; télétravail ; arrêt maladie ; chômage partiel ; congé ; retraités ; inactifs).
- les conditions de vie liées à l'épidémie de Covid-19 : une variable de surpeuplement dans le logement a été définie en utilisant le nombre de pièces et le nombre de personnes vivant dans le logement. Cette variable a été dichotomisée (> ou non à 1,5 personnes par pièce) pour les analyses descriptives et gardée en continu dans les modèles multivariés ;
- les comorbidités rapportées par les participants qui incluent le diabète, les cancers, les maladies respiratoires, l'insuffisance rénale chronique dialysée, la maladie chronique du foie, l'hypertension ou les maladies cardiaques, les maladies immunitaires et la prise de traitement immunosuppresseur. Dans les modèles multivariés, une variable comorbidité en trois classes (pas de comorbidité ; une ; deux ou plus) a été utilisée. Par ailleurs, l'indice de masse corporelle (IMC) déclaré par les participants a été codé en quatre classes selon les seuils de l'OMS (<18 kg/m², [18-25[kg/m², [25-30[kg/m² et >30 kg/m²).

Analyses statistiques

Les comparaisons des caractéristiques des participants selon le statut d'infection à la Covid-19 ont été réalisées en utilisant le test du Chi² de Pearson. Pour étudier l'association entre le sexe, la PCS et le statut d'infection au SARS-CoV-2, des modèles emboîtés de régression logistique ont été réalisés sur cas complets.

Modèle 1 : Infection SARS-CoV-2~ Sexe + variables de confusion.

Modèle 2 : Infection SARS-CoV-2~ Sexe + PCS + variables de confusion.

Modèle 3 : Infection SARS-CoV-2~ Sexe + PCS + sexe*PCS + variables de confusion.

Ce modèle inclut un terme d'interaction entre la catégorie socioprofessionnelle et le sexe.

Modèle 4 : Infection SARS-CoV-2~ Variable construite (sexe-PCS) + variables de confusion. Ce modèle inclut une variable construite en croisant la PCS avec le sexe.

Les modèles présentés sont ajustés sur les variables de confusion potentielles à savoir l'âge, la région de résidence, la catégorie d'agglomération et la période (numéro de la vague d'enquête), ainsi que les comorbidités et l'IMC, la densité de personnes dans le logement et la situation professionnelle pendant la période de confinement.

Les analyses ont été réalisées avec un seuil de significativité à 5%.

Résultats

Caractéristiques sociodémographiques des participants au Baromètre Covid-19 et prévalence des individus diagnostiqués positifs au SARS-CoV-2 (tableau 1)

Parmi les 25 001 participants, 55,5% sont des femmes, environ un tiers ont moins de 40 ans et 24% ont 65 ans ou plus. Environ 2% des individus vivent dans un logement surpeuplé (*i.e.* avec plus de 1,5 personnes par pièce). Près de 21% des participants vivent en milieu rural et 32% habitent dans des villes de plus de 100 000 habitants. Près de la moitié des participants déclarent un surpoids ou une obésité (46%). Enfin, environ 27% des individus rapportent au moins une comorbidité.

Les femmes sont en moyenne plus jeunes et présentent moins de comorbidités que les hommes. En termes de caractéristiques socioéconomiques, les femmes occupent plus fréquemment des professions intermédiaires, des postes d'employées ou se déclarent plus souvent inactives que les hommes tandis que les hommes occupent plus souvent des postes de cadres, d'ouvriers ou se déclarent plus souvent retraités comparativement aux femmes. Pendant le confinement, 16% des individus interrogés ont pratiqué le télétravail et 16% des participants ont poursuivi leur activité professionnelle hors domicile, dont 0,7% dans le secteur de la santé, un secteur surreprésenté chez les femmes (1,1%).

En ce qui concerne le risque d'infection au SARS-CoV-2, 3,7% des individus rapportent un diagnostic médical d'infection. Les femmes sont surreprésentées parmi les individus avec un diagnostic médical (4% chez les femmes 3,2% contre chez les hommes).

Caractéristiques des individus diagnostiqués positifs au SARS-CoV-2 (tableau 2)

Chez les hommes comme chez les femmes, les individus qui déclarent avoir été diagnostiqués au SARS-CoV-2 sont plus jeunes, habitent plus souvent dans les grandes agglomérations et à Paris, déclarent plus fréquemment une situation professionnelle « hors domicile » et vivent plus souvent dans des logements plus peuplés comparativement à ceux ne rapportant pas d'infection. Ces individus présentent aussi plus fréquemment au moins une comorbidité que ceux n'étant pas infectés. Des différences entre hommes et femmes sont observées vis-à-vis de la PCS. Chez les personnes rapportant un diagnostic

Tableau 1

Caractéristiques des participants (N=25 001). Baromètre Covid-19, France métropolitaine, 2020

Variable d'intérêt	Hommes		Femmes		Total		p-value
	n	%	n	%	n	%	
	11 135	44,5%	13 866	55,5%	25 001	100%	
Diagnostic d'infection au SARS-CoV-2							
Absence d'infection SARS-CoV-2	9 776	87,8	12 152	87,6	21 928	87,7	<0,001
Diagnostic d'infection au SARS-CoV-2 (dépistage/médical)	360	3,2	559	4,0	919	3,7	
<i>Manquants</i>	<i>999</i>	<i>9,0</i>	<i>1 155</i>	<i>8,3</i>	<i>2 154</i>	<i>8,6</i>	
Caractéristiques démographiques et géographiques							
Âge							
18 à 24 ans	819	7,4	1 433	10,3	2 252	9,0	<0,001
25 à 29 ans	508	4,6	1 011	7,3	1 519	6,1	
30 à 34 ans	783	7,0	1 437	10,4	2 220	8,9	
35 à 39 ans	787	7,1	1 349	9,7	2 136	8,5	
40 à 44 ans	864	7,8	1 335	9,6	2 199	8,8	
45 à 49 ans	1 037	9,3	1 242	9,0	2 279	9,1	
50 à 54 ans	1 043	9,4	1 116	8,1	2 159	8,6	
55 à 59 ans	924	8,3	1 064	7,7	1 988	8,0	
60 à 64 ans	1 168	10,5	1 197	8,6	2 365	9,5	
65 ans et plus	3 202	28,8	2 682	19,3	5 884	23,5	
Région							
Île-de-France	1 965	17,7	2 477	17,9	4 442	17,8	0,002
Centre-Val de Loire	491	4,4	571	4,1	1 062	4,3	
Bourgogne-Franche-Comté	510	4,6	625	4,5	1 135	4,5	
Normandie	649	5,8	687	5,0	1 336	5,3	
Hauts-de-France	989	8,9	1 379	10,0	2 368	9,5	
Grand-Est	1 038	9,3	1 236	8,9	2 274	9,1	
Pays de la Loire	631	5,7	876	6,3	1 507	6,0	
Bretagne	576	5,2	788	5,7	1 364	5,5	
Nouvelle-Aquitaine	1 057	9,5	1 235	8,9	2 292	9,2	
Occitanie	1 032	9,3	1 319	9,5	2 351	9,4	
Auvergne-Rhône-Alpes	1 319	11,9	1 623	11,7	2 942	11,8	
PACA + Corse	878	7,9	1 050	7,6	1 928	7,7	
Catégorie d'agglomération							
Rural	2 258	20,3	2 919	21,1	5 177	20,7	0,026
[2 000-19 999] habitants	2 015	18,1	2 353	17,0	4 368	17,5	
[20 000-99 999] habitants	1 622	14,6	1 947	14,0	3 569	14,3	
>100 000 habitants	3 528	31,7	4 568	32,9	8 096	32,4	
Paris	1 712	15,4	2 079	15,0	3 791	15,2	
Données socioéconomiques et conditions de vie							
PCS							
Cadres	1 400	12,6	1 314	9,5	2 714	10,9	<0,001
Agriculteurs	65	0,6	56	0,4	121	0,5	
Indépendants	448	4,0	410	3,0	858	3,4	
Professions intermédiaires	1 691	15,2	2 329	16,8	4 020	16,1	
Employés	1 272	11,4	3 491	25,2	4 763	19,1	
Ouvriers	1 456	13,1	652	4,7	2 108	8,4	
Retraités	3 930	35,3	3 345	24,1	7 275	29,1	
Inactifs	873	7,8	2 269	16,4	3 142	12,6	



Tableau 1 (suite)

	Hommes		Femmes		Total		p-value
	n	%	n	%	n	%	
	11 135	44,5%	13 866	55,5%	25 001	100%	
Situation professionnelle durant le confinement							
Travail hors domicile	1 904	17,1	1 937	14,0	3 841	15,4	<0,001
Travail à domicile (habituel)	447	4,0	567	4,1	1 014	4,1	
Travail à distance (télétravail)	1 597	14,3	2 408	17,4	4 005	16,0	
Arrêt maladie	371	3,3	656	4,7	1 027	4,1	
Chômage partiel	1 569	14,1	1 928	13,9	3 497	14,0	
Congé	319	2,9	484	3,5	803	3,2	
Secteur santé	35	0,3	146	1,1	181	0,7	
Retraités	3 930	35,3	3 345	24,1	7 275	29,1	
Inactifs	873	7,8	2 269	16,4	3 142	12,6	
Manquants	90	0,8	126	0,9	216	0,9	
Surpeuplement*							
Non	10 860	97,5	13 500	97,4	24 360	97,4	0,7
Oui	179	1,6	238	1,7	417	1,7	
Manquants	96	0,9	128	0,9	224	0,9	
Comorbidités							
Indice de masse corporelle							
Poids normal	4 606	41,4	6 909	49,8	11 515	46,1	<0,001
Insuffisance pondérale	182	1,6	812	5,9	994	4,0	
Surpoids	4 181	37,6	3 277	23,6	7 458	29,8	
Obésité	1 951	17,5	2 138	15,4	4 089	16,4	
Manquants	215	1,9	730	5,3	945	3,8	
Comorbidités**							
Aucune	7 504	67,4	10 627	76,6	18 131	72,5	<0,001
Une	2 485	22,3	2 360	17,0	4 845	19,4	
Deux ou plus	1 101	9,9	830	6,0	1 931	7,7	
Manquants	45	0,4	49	0,4	94	0,4	

PCS : professions et catégories socioprofessionnelles ; PACA : Provence-Alpes-Côte d'Azur.

Période : vagues 1 à 5 du Baromètre Covid-19 (enquêtes transversales répétées).

* Seuil à 1,5 personnes par pièce.

** Incluent diabète, cancers, maladies respiratoires, insuffisance rénale chronique dialysée, maladie chronique du foie, hypertension ou maladies cardiaques, maladies immunitaires et prise de traitement immunosuppresseur.

Tableau 2

Statut d'infection au SARS-CoV-2, par sexe (N=21 678, cas complets). Baromètre Covid-19, France métropolitaine, 2020

	Hommes						p-value	Femmes						p-value
	Diagnostic d'infection au SARS-CoV-2 (dépistage/médical)		Absence d'infection SARS-CoV-2		Total			Diagnostic d'infection au SARS-CoV-2 (dépistage/médical)		Absence d'infection SARS-CoV-2		Total		
	n	%	n	%	n	%		n	%	n	%	n	%	
	338	3,2	9 455	88,6	9 793	100		523	4,1	11 362	88,6	11 885	100	
Caractéristiques démographiques et géographiques														
Âge							<0,001							<0,001
18 à 24 ans	35	10,4	601	6,4	636	6,5		56	10,7	1 065	9,4	1 121	9,4	
25 à 29 ans	30	8,9	374	4,0	404	4,1		53	10,1	779	6,9	832	7,0	
30 à 34 ans	41	12,1	587	6,2	628	6,4		76	14,5	1 118	9,8	1 194	10,1	
35 à 39 ans	40	11,8	611	6,5	651	6,7		59	11,3	1 077	9,5	1 136	9,6	



Tableau 2 (suite)

	Hommes						Femmes						p-value	
	Diagnostic d'infection au SARS-CoV-2 (dépistage/médical)		Absence d'infection SARS-CoV-2		Total		Diagnostic d'infection au SARS-CoV-2 (dépistage/médical)		Absence d'infection SARS-CoV-2		Total			
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%		
	338	3,2	9 455	88,6	9 793	100	523	4,1	11 362	88,6	11 885	100		
40 à 44 ans	29	8,6	699	7,4	728	7,4	61	11,7	1 091	9,6	1 152	9,7		
45 à 49 ans	46	13,6	852	9,0	898	9,2	62	11,9	1 009	8,9	1 071	9,0		
50 à 54 ans	30	8,9	900	9,5	930	9,5	41	7,8	917	8,1	958	8,1		
55 à 59 ans	19	5,6	810	8,6	829	8,5	37	7,1	888	7,8	925	7,8		
60 à 64 ans	19	5,6	1 051	11,1	1 070	10,9	25	4,8	1 037	9,1	1 062	8,9		
65 ans et plus	49	14,5	2 970	31,4	3 019	30,8	53	10,1	2 381	21,0	2 434	20,5		
Catégorie d'agglomération							<0,001							<0,001
Rurale	58	17,2	1 991	21,1	2 049	20,9	84	16,1	2 469	21,7	2 553	21,5		
[2 000-19 999] habitants	41	12,1	1 729	18,3	1 770	18,1	90	17,2	1 974	17,4	2 064	17,4		
[20 000-99 999] habitants	36	10,7	1 397	14,8	1 433	14,6	76	14,5	1 599	14,1	1 675	14,1		
>100 000 habitants	114	33,7	3 000	31,7	3 114	31,8	165	31,6	3 715	32,7	3 880	32,7		
Paris	89	26,3	1 338	14,2	1 427	14,6	108	20,7	1 605	14,1	1 713	14,4		
Données socioéconomiques et conditions de vie														
PCS							<0,001							<0,001
Cadres	77	22,8	1 117	11,8	1 194	12,2	59	11,3	1 034	9,1	1 093	9,2		
Agriculteurs	7	2,1	44	0,5	51	0,5	1	0,2	45	0,4	46	0,4		
Indépendants	21	6,2	345	3,7	366	3,7	17	3,3	324	2,9	341	2,9		
Professions intermédiaires	64	18,9	1 425	15,1	1 489	15,2	115	22,0	1 882	16,6	1 997	16,8		
Employés	42	12,4	994	10,5	1 036	10,6	160	30,6	2 792	24,6	2 952	24,8		
Ouvriers	49	14,5	1 199	12,7	1 248	12,7	26	5,0	525	4,6	551	4,6		
Retraités	57	16,9	3 636	38,5	3 693	37,7	67	12,8	2 963	26,1	3 030	25,5		
Inactifs	21	6,2	695	7,4	716	7,3	78	14,9	1 797	15,8	1 875	15,8		
Situation professionnelle durant le confinement*							0,011							<0,001
Au domicile	264	78,1	7 881	83,4	8 145	83,2	401	76,7	9 721	85,6	10 122	85,2		
Hors domicile	74	21,9	1 574	16,7	1 648	16,8	122	23,3	1 641	14,4	1 763	14,8		
Surpeuplement							0,002							0,120
Non	326	96,5	9 318	98,6	9 644	98,5	510	97,5	11 180	98,4	11 690	98,4		
Oui	12	3,6	137	1,5	149	1,5	13	2,5	182	1,6	195	1,6		
Comorbidités														
Indice de masse corporelle							0,003							0,565
Poids normal	159	47,0	3 930	41,6	4 089	41,8	263	50,3	5 969	52,5	6 232	52,4		
Insuffisance pondérale	11	3,3	147	1,6	158	1,6	29	5,5	702	6,2	731	6,2		
Surpoids	104	30,8	3 688	39,0	3 792	38,7	136	26,0	2 833	24,9	2 969	25,0		
Obésité	64	18,9	1 690	17,9	1 754	17,9	95	18,2	1 858	16,4	1 953	16,4		
Comorbidités							<0,001							<0,001
Aucune	193	57,1	6 385	67,5	6 578	67,2	359	68,6	8 783	77,3	9 142	76,9		
Une	80	23,7	2 141	22,6	2 221	22,7	109	20,8	1 924	16,9	2 033	17,1		
2 ou plus	65	19,2	929	9,8	994	10,2	55	10,5	655	5,8	710	6,0		

PCS : professions et catégories socioprofessionnelles.

Période : vagues 1 à 5 du Baromètre Covid-19 (enquêtes transversales répétées).

* Hors domicile : travail en dehors du domicile et secteur de la santé ; au domicile : travail à domicile habituel ; télétravail ; arrêt maladie ; chômage partiel ; congé ; retraités ; inactifs.

médical d'infection au SARS-CoV-2, les cadres, les ouvriers et les professions intermédiaires sont surreprésentés chez les hommes, tandis que chez les femmes, ce sont surtout les professions intermédiaires et les employées.

Facteurs associés au diagnostic médical de Covid-19

Le tableau 3 présente les modèles de régression logistique multivariés des facteurs associés au diagnostic médical d'infection au SARS-CoV-2 en France lors du confinement du printemps 2020.

Dans le modèle 1 prenant en compte les facteurs de confusion, les femmes ont 23% plus de risque de déclarer une infection au SARS-CoV-2 que les hommes (odds ratio, OR=1,23 IC95%: [1,06-1,42]). Après ajustement sur les variables socioéconomiques (modèle 2), la probabilité de déclarer un diagnostic médical d'infection au SARS-CoV-2 augmente chez les femmes (OR=1,26 [1,09-1,47]) et tend à être plus

faible pour toutes les professions autres que cadres et agriculteurs, toutes choses égales par ailleurs.

Lorsque l'on introduit la variable d'interaction entre le sexe et la PCS dans le modèle 3, cette interaction apparaît significative ($p < 0,05$) tandis que l'effet indépendant du sexe sur la probabilité de déclarer une infection au SARS-CoV-2 s'inverse et n'est plus significatif ($p = 0,327$). L'effet indépendant de la PCS est modifié par l'inclusion du terme d'interaction (diminution des OR des différentes catégories). Le dernier modèle 4 qui intègre cette interaction montre que, comparativement aux hommes cadres, les hommes de professions intermédiaires (OR=0,69 [0,49-0,98]), employés (OR=0,62 [0,42-0,91]), ouvriers (OR=0,62 [0,43-0,91]), retraités (OR=0,45 [0,28-0,74]) ou inactifs (OR=0,42 [0,25-0,71]) ont un risque moins élevé de déclarer un diagnostic positif d'infection au SARS-CoV-2, tandis que ce sous-risque n'est pas observé pour les femmes de professions intermédiaires, les femmes employées, ouvrières ou retraitées.

Tableau 3

Odds ratios de diagnostic médical d'infection au SARS-CoV-2 (N=21 678, cas complets). Baromètre Covid-19, France métropolitaine, 2020

	Diagnostic d'infection au SARS-CoV-2 (dépistage/médical) ; N= 861							
	Modèle 1*		Modèle 2*		Modèle 3*		Modèle 4*	
	OR [IC95%]	p-value	OR [IC95%]	p-value	OR [IC95%]	p-value	OR [IC95%]	p-value
Âge								
18 à 24 ans	1		1		1		1	
25 à 29 ans	1,25 [0,92-1,71]	0,161	1,07 [0,78-1,48]	0,665	1,09 [0,79-1,51]	0,593	1,09 [0,79-1,51]	0,593
30 à 34 ans	1,19 [0,89-1,58]	0,246	1,01 [0,75-1,37]	0,952	1,02 [0,75-1,38]	0,917	1,02 [0,75-1,38]	0,917
35 à 39 ans	1,04 [0,77-1,41]	0,774	0,88 [0,64-1,2]	0,422	0,89 [0,65-1,23]	0,488	0,89 [0,65-1,23]	0,488
40 à 44 ans	0,87 [0,64-1,18]	0,372	0,74 [0,53-1,02]	0,062	0,74 [0,54-1,02]	0,069	0,74 [0,54-1,02]	0,069
45 à 49 ans	0,97 [0,72-1,31]	0,867	0,84 [0,61-1,14]	0,265	0,84 [0,62-1,15]	0,277	0,84 [0,62-1,15]	0,277
50 à 54 ans	0,61 [0,44-0,85]	0,003	0,53 [0,38-0,74]	<0,001	0,53 [0,38-0,75]	<0,001	0,53 [0,38-0,75]	<0,001
55 à 59 ans	0,49 [0,35-0,70]	<0,001	0,44 [0,3-0,63]	<0,001	0,44 [0,3-0,63]	<0,001	0,44 [0,3-0,63]	<0,001
60 à 64 ans	0,32 [0,22-0,47]	<0,001	0,33 [0,21-0,52]	<0,001	0,33 [0,21-0,52]	<0,001	0,33 [0,21-0,52]	<0,001
65 ans et plus	0,28 [0,21-0,39]	<0,001	0,32 [0,2-0,51]	<0,001	0,32 [0,2-0,51]	<0,001	0,32 [0,2-0,51]	<0,001
Sexe								
Hommes	1		1		1			
Femmes	1,23 [1,06-1,42]	0,006	1,26 [1,09-1,47]	0,002	0,84 [0,59-1,19]	0,327		
PCS								
Cadres			1		1			
Agriculteurs			1,56 [0,72-3,36]	0,261	2,19 [0,92-5,24]	0,078		
Indépendants			0,99 [0,68-1,44]	0,961	0,96 [0,58-1,59]	0,873		
Professions intermédiaires			0,89 [0,7-1,13]	0,343	0,69 [0,49-0,98]	0,039		
Employés			0,83 [0,66-1,05]	0,114	0,62 [0,42-0,91]	0,016		
Ouvriers			0,76 [0,56-1,03]	0,078	0,62 [0,43-0,91]	0,014		
Retraités			0,62 [0,41-0,95]	0,03	0,45 [0,28-0,74]	0,001		
Inactifs			0,58 [0,44-0,78]	<0,001	0,42 [0,25-0,71]	0,001		
Sexe*PCS								
Hommes cadres							1	
Hommes agriculteurs							2,19 [0,92-5,24]	0,078



Tableau 3 (suite)

	Diagnostic d'infection au SARS-CoV-2 (dépistage/médical) ; N= 861							
	Modèle 1*		Modèle 2*		Modèle 3*		Modèle 4*	
	OR [IC95%]	p-value	OR [IC95%]	p-value	OR [IC95%]	p-value	OR [IC95%]	p-value
Hommes indépendants							0,96 [0,58-1,59]	0,873
Hommes professions intermédiaires							0,69 [0,49-0,98]	0,039
Hommes employés							0,62 [0,42-0,91]	0,016
Hommes ouvriers							0,62 [0,43-0,91]	0,014
Hommes retraités							0,45 [0,28-0,74]	0,001
Hommes inactifs							0,42 [0,25-0,71]	0,001
Femmes cadres							0,84 [0,59-1,19]	0,327
Femmes agricultrices							0,42 [0,06-3,11]	0,393
Femmes indépendantes							0,86 [0,5-1,49]	0,599
Femmes profession intermédiaires							0,95 [0,7-1,29]	0,758
Femmes employées							0,88 [0,66-1,18]	0,394
Femmes ouvrières							0,8 [0,5-1,28]	0,353
Femmes retraitées							0,74 [0,46-1,19]	0,211
Femmes inactives							0,63 [0,45-0,89]	0,008

En gras : p-value<0,05 - association statistiquement significative au seuil de 5%.

PCS : professions et catégories socioprofessionnelles. OR : odds ratio ; IC95% : intervalle de confiance à 95%.

Période : vagues 1 à 5 du Baromètre Covid-19 (enquêtes transversales répétées).

Modèles de régression logistique (catégorie de référence = absence d'infection, n=20 817) ajustés pour la région de résidence, la catégorie d'agglomération, la vague d'enquête, la présence de comorbidités, l'indice de masse corporelle, la densité de personnes dans le logement et la situation professionnelle pendant le confinement.

* Modèle 1 : Infection SARS-CoV-2~ Sexe + variables de confusion

Modèle 2 : Infection SARS-CoV-2~ Sexe + PCS + variables de confusion

Modèle 3 : Infection SARS-CoV-2~ Sexe + PCS + sexe*PCS + variables de confusion

Modèle 4 : Infection SARS-CoV-2~ Variable construite (sexe-PCS) + variables de confusion

Discussion

Cette étude présente des différences de risque d'infection au SARS-CoV-2 entre les hommes et les femmes pendant le premier confinement du printemps 2020 en France. L'exploitation des données du Baromètre Covid-19 montre que globalement, le risque d'un diagnostic médical d'infection au SARS-CoV-2 est plus élevé chez les femmes (4% vs 3,2%). Cependant, lorsque l'on prend en compte la relation entre le sexe et la PCS, le sur-risque d'infection chez les femmes ne s'observe plus. Ce résultat suggère que la prise en compte d'autres déterminants liés au sexe, en particulier la profession, influence fortement ce lien. Cet effet croisé entre le sexe et la profession est en faveur d'un effet du genre dans l'infection au SARS-CoV-2¹⁰.

Le genre étant un principe de différenciation et de hiérarchisation entre les sexes, qui aboutit à une division sexuée du travail à la fois dans la sphère marchande et la sphère domestique¹¹, nos résultats multivariés intégrant la variable construite sexe-PCS soulignent que : i) comparativement aux hommes cadres, les hommes appartenant aux autres PCS sont moins à risque de déclarer l'infection ; ii) les femmes, quelle que soit leur PCS, ne sont pas

statistiquement moins à risque de déclarer l'infection que les hommes cadres. La PCS intégrant par construction de multiples dimensions, ce résultat suggère que la nature des métiers exercés dans ces différentes classes, mais aussi le secteur d'activité économique, la qualification, la position hiérarchique et le statut ne sont pas les mêmes entre les femmes et les hommes en termes d'exposition au risque d'infection durant la période du premier confinement en 2020 en France.

Dans notre échantillon, les cadres et les ouvriers sont surreprésentés chez les hommes, tandis que les professions intermédiaires, les employées et les personnes sans activité professionnelle sont surreprésentées chez les femmes. En France, les professions intermédiaires regroupent notamment les métiers du soin (infirmier, sage-femme), les métiers de l'éducation et de l'animation (instituteur, éducateur) ainsi que certains métiers de l'administration publique. Ainsi, les femmes sont surreprésentées dans l'exercice de professions qui nécessitent une exposition au public, exposition qui n'a pas été forcément suspendue pendant le confinement, notamment pour les métiers du soin et pour les emplois essentiels tels que caissier par exemple. On constate de fait qu'avant l'épidémie de la Covid-19, les femmes faisaient moins souvent du télétravail que les hommes¹². Pour les hommes,

les cadres ont pu bénéficier du télétravail tandis que les ouvriers exercent plutôt dans le secteur du bâtiment, moins exposé au public et surtout fortement impacté par le premier confinement. En effet, de nombreux chantiers ont été fermés, ce qui a conduit un nombre important d'ouvriers au chômage technique¹³.

Cet effet du genre est retrouvé dans d'autres pays^{14,15}. Plusieurs études confirment des taux d'infection au SARS-CoV-2 plus élevés chez les femmes par rapport aux hommes¹⁶. Cette forte proportion de femmes infectées par le SARS-CoV-2 s'explique en partie par le fait que les femmes représentent environ 70% du personnel travaillant dans le système de soins^{17,18}, ce qui les expose à un risque accru de contamination *via* des contacts plus fréquents avec des patients positifs pour le SARS-CoV-2. Les femmes représentent ainsi jusqu'à 70% des cas confirmés parmi les travailleurs de la santé¹⁶. Les femmes sont également surreprésentées dans des secteurs d'activités très affectés par l'épidémie de Covid-19, comme par exemple la vente. En France, les femmes représentent en effet 60% des emplois dans ce secteur¹⁹.

Nos résultats intégrant le terme d'interaction entre le sexe et la PCS mettent en évidence l'absence de lien significatif persistant entre le sexe et le risque d'infection au SARS-CoV-2, écartant possiblement l'effet du sexe « biologique » au profit d'un effet du genre. Des études complémentaires sur l'effet du genre comme déterminant structurel des inégalités sociales d'infection au SARS-CoV-2 seraient intéressantes à développer.

Limites

La limite la plus importante de notre travail est liée à la mesure de l'infection au SARS-CoV-2, qui est rapportée par les participants *via* le questionnaire en ligne. On ne peut donc exclure que parmi les personnes déclarant avoir été malades de la Covid-19, certaines soient non malades et, plus probablement, que parmi les personnes se déclarant non malades, certaines soient infectées. Une étude, réalisée durant la même époque du premier confinement en 2020 sur un échantillon représentatif de la population résidente en France, a montré une séroprévalence du SARS-CoV-2 à 4,5%, à partir d'une mesure biologique³. Dans notre travail, 3,7% des participants ont déclaré avoir été diagnostiqués positifs pour le SARS-CoV-2, ce qui correspond à une prévalence cohérente malgré une mesure basée sur l'auto-déclaration. La deuxième limite de l'échantillon est due au plan de sondage par la méthode non-probabiliste des quotas, avec un questionnaire effectué en ligne. Bien que l'échantillon ait été construit pour représenter la population française selon sa structure d'âge, de répartition géographique, de sexe et de PCS, cet échantillon n'est pas un échantillon aléatoire de la population française. Ceci est d'autant plus vrai que la méthode de recueil par Internet est potentiellement biaisée. Ainsi, par rapport aux chiffres de l'Insee

(Institut national de la statistique et des études économiques) de 2020²⁰, on note dans le Baromètre Covid-19 une légère surreprésentation des catégories employées (19% contre 14% pour l'Insee), tandis que les catégories ouvrières sont sous-représentées (8% contre 11% pour l'Insee). Une troisième limite de notre étude est son aspect transversal. De futures analyses longitudinales permettraient d'explorer les effets causaux de ces relations. Une quatrième limite concerne la mesure de la densité de personnes dans le logement. Avec les données à disposition, nous avons utilisé une méthode classiquement retrouvée dans la littérature, mais qui reste néanmoins moins précise que l'indice de peuplement des logements proposé par l'Insee²¹. En effet, nous ne disposions pas d'informations assez précises (entre autres, le type et la surface des pièces, la composition précise du foyer en termes de statut marital, âge et sexe des enfants) pour calculer l'indice de peuplement des logements de l'Insee. Ceci laisse penser que nous sous-estimons cette condition dans notre échantillon par rapport à la population française et que les différences rapportées dans cette étude sont probablement plus importantes dans la population générale. De plus, nous n'avons pas distingué les enfants des adultes dans les foyers. Or, les femmes vivent en moyenne dans des logements plus petits, avec plus souvent des enfants à charge, donc des risques de contamination au domicile plus forts^{22,23}.

Notre étude présente cependant des forces comme une taille d'échantillon importante, de nombreuses informations recueillies, notamment sur les conditions de vie (région de résidence, catégorie d'agglomération, densité de personnes dans le logement et situation professionnelle pendant le confinement), et peu de données manquantes.

Conclusion

Notre analyse sur un échantillon représentatif de la population française selon la méthode des quotas, durant le confinement du printemps 2020, révèle des différences genrées face au risque d'infection, les hommes de professions autres que cadres étant moins à risque d'infection, ce qui n'est pas le cas chez les femmes. Les différences de risque d'infection entre les hommes et les femmes méritent donc d'être analysées au regard des facteurs socio-économiques et des conditions de vie, qui sont des facteurs majeurs à prendre en compte lorsque l'on s'intéresse au risque d'avoir été diagnostiqué positif au SARS-CoV-2. La distribution de l'infection au SARS-CoV-2 peut donc se comprendre aussi selon l'intersection des catégories sociales où le genre, la profession et d'autres variables que nous n'avons pas pu mesurer expliquent en partie la répartition non aléatoire du virus, reflétant des inégalités structurelles. Ce travail souligne l'intérêt et l'importance d'une approche intersectionnelle pour mieux comprendre ces mécanismes, une approche encore peu utilisée aujourd'hui en France, comparativement à d'autres pays. ■

Remerciements

Les recherches menant à ces résultats ont reçu un cofinancement de l'Agence nationale de la recherche en France (n° ANR-20-COVI-0088-01) et de la région Occitanie (arrêté n° 2000-7460). Ces résultats s'inscrivent dans le programme interdisciplinaire EPIDEMIC (2020-2021) de l'Institut fédératif d'études et de recherches interdisciplinaires santé société – Iferiss-Fed 4241. Nous remercions également tous les participants et toutes les participantes aux enquêtes et études utiles aux analyses présentées ici.

Liens d'intérêt

Les auteurs déclarent ne pas avoir de liens d'intérêt au regard du contenu de l'article.

Références

- [1] Zhou F, Yu T, Du R, Fan G, Liu Y, Liu Z, *et al.* Clinical course and risk factors for mortality of adult inpatients with COVID-19 in Wuhan, China: A retrospective cohort study. *Lancet*. 2020;395(10229):1054-62.
- [2] Takahashi T, Ellingson MK, Wong P, Israelow B, Lucas C, Klein J, *et al.* Sex differences in immune responses that underlie COVID-19 disease outcomes. *Nature*. 2020;588(7837):315-20.
- [3] Warszawski J, Bajos N, Meyer L, de Lamballerie X, Seng R, Beaumont AL, *et al.* En mai 2020, 4,5% de la population en France métropolitaine a développé des anticorps contre le SARS-CoV-2. Premiers résultats de l'enquête nationale EpiCov. *Études et Résultats*. 2020;(1167):1-6. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/en-mai-2020-45-de-la-population-vivant-en-france-metropolitaine>
- [4] Yang TC, Emily Choi S, Sun F. COVID-19 cases in US counties: Roles of racial/ethnic density and residential segregation. *Ethn Health*. 2021;26(1):11-21.
- [5] Patel JA, Nielsen FBH, Badiani AA, Assi S, Unadkat VA, Patel B, *et al.* Poverty, inequality and COVID-19: The forgotten vulnerable. *Public Health*. 2020;183:110-1.
- [6] Plümper T, Neumayer E. The pandemic predominantly hits poor neighbourhoods? SARS-CoV-2 infections and COVID-19 fatalities in German districts. *Eur J Public Health*. 2020;30(6):1176-80.
- [7] Brandén M, Aradhya S, Kolk M, Härkönen J, Drefahl S, Malmberg B, *et al.* Residential context and COVID-19 mortality among adults aged 70 years and older in Stockholm: A population-based, observational study using individual-level data. *Lancet Healthy Longev*. 2020;1(2):e80-8.
- [8] Ryan NE, El Ayadi AM. A call for a gender-responsive, intersectional approach to address COVID-19. *Glob Public Health*. 2020;15(9):1404-12.
- [9] Johnson JL, Greaves L, Repta R. Better science with sex and gender: Facilitating the use of a sex and gender-based analysis in health research. *Int J Equity Health*. 2009;8(1):14.
- [10] Cummings JL, Braboy Jackson P. Race, gender, and SES disparities in self-assessed health, 1974-2004. *Res Aging*. 2008;30(2):137-67.
- [11] Bereni L, Dézé A, Aucante Y, Chauvin S, Jaunait A, Revillard A. Introduction aux études sur le genre. Paris: De Boeck Supérieur; 2020. 432 p.
- [12] Hallépée S, Mauroux A. Quels sont les salariés concernés par le télétravail ? *Dares Analyses*. 2019;(051):1-11. https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/dares_analyses_salaries_teletravail.pdf
- [13] Fédération nationale des travaux publics. Covid-19 : Bilan et perspectives sur l'activité des travaux publics. <https://www.fntp.fr/covid-19-bilan-et-perspectives-sur-lactivite-des-tp>
- [14] Gender Sci Lab. US Gender/Sex COVID-19 Data Tracker. 2020. <https://www.gendersciab.org/gender-and-sex-in-covid19>
- [15] World Bank. Gender dimensions of the COVID-19 pandemic – Policy Note. 2020. 29 p. <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/33622/Gender-Dimensions-of-the-COVID-19-Pandemic.pdf>
- [16] Heidari S, Ahumada C, Kurbanova Z; GENDRO Gender, Evidence and Health Network. Towards the real-time inclusion of sex- and age-disaggregated data in pandemic responses. *BMJ Glob Health*. 2020;5(10):e003848.
- [17] World Health Organization. Delivered by women, led by men: A gender and equity analysis of the global health and social workforce. Geneva: WHO; 2019. 72 p. <https://www.who.int/docs/default-source/nursing/delivered-by-women-led-by-men.pdf>
- [18] Bajos N, Warszawski J, Pailhé A, Counil E, Jusot F, Spire A, *et al.* Les inégalités sociales au temps du Covid-19. *Questions de Santé Publique (Iresp)*. 2020;(40):1-12. https://www.iresp.net/wp-content/uploads/2020/10/IReSP_QSP40.web_.pdf
- [19] Organisation for Economic Cooperation and Development. Women at the core of the fight against COVID-19 crisis. Paris: OECD; 2020. 30 p. https://read.oecd-ilibrary.org/view/?ref=127_127000-awfnqj80me&title=Women-at-the-core-of-the-fight-against-COVID-19-crisis
- [20] Insee. Population selon le sexe et la catégorie socio-professionnelle. 2021. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2381478>
- [21] Insee. Indice de peuplement des logements – Définition. 2017. <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1236>
- [22] Bernard N. Femmes, précarité et mal-logement : un lien fatal à dénouer. *Courrier Hebdomadaire du CRISP*. 2007;1970(25):5-36.
- [23] Insee. Fiches thématiques « Conditions de vie » – Regards sur la parité. 2012. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1372778?sommaire=1372781>

Citer cet article

Neufcourt L, Joannès C, Maurel M, Redmond NM, Delpierre C, Kelly-Irving M, pour le consortium EPIDEMIC. Inégalités entre hommes et femmes face au risque d'infection par le virus SARS-CoV-2 durant le confinement du printemps 2020 en France. *Bull Epidemiol Hebd*. 2021;(11):196-205. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/11/2021_11_2.html