


Article original

L'association entre la défavorisation matérielle par quartier et l'incidence d'hospitalisation chez les enfants infectés par le SRAS-CoV-2 à Montréal

Assil Abda MD¹, Francesca del Giorgio BA^{2,3}, Lise Gauvin Ph. D.^{4,5}, Julie Autmizguine MD M. Sc.^{1,3,6}, Fatima Kakkar MD M. Sc. S.^{1,3,7}, Olivier Drouin MDCM M. Sc. M. Sc. S.^{1,3,4,8} 

¹Département de pédiatrie, Université de Montréal, Montréal (Québec) Canada

²Faculté de médecine, Université McGill, Montréal (Québec) Canada

³Centre de recherche du Centre hospitalier universitaire Sainte-Justine, Montréal (Québec) Canada

⁴Département de médecine sociale et préventive, École de santé publique, Université de Montréal, Montréal (Québec) Canada

⁵Centre de recherche du Centre hospitalier de l'Université de Montréal, Montréal (Québec) Canada

⁶Département de pharmacologie et de physiologie, faculté de médecine, Université de Montréal, Montréal (Québec) Canada

⁷Service d'infectiologie, département de pédiatrie, Centre hospitalier universitaire Sainte-Justine, Montréal (Québec) Canada

⁸Service de pédiatrie générale, département de pédiatrie, Centre hospitalier universitaire Sainte-Justine, Montréal (Québec) Canada

Correspondance : Olivier Drouin, service de pédiatrie générale, département de pédiatrie, CHU Sainte-Justine, 3175, chemin de la Côte-Sainte-Catherine, salle 7939, Montréal (Québec) H3T 1C5 Canada. Téléphone : 514-345-4931, poste 4226; courriel : o.drouin@UMontreal.ca

RÉSUMÉ

Historique : Même si les facteurs sociodémographiques sont liés à l'infection par le SRAS-CoV-2 et aux hospitalisations chez les adultes, peu de données portent sur l'association entre ces caractéristiques et les hospitalisations attribuables au SRAS-CoV-2 chez les enfants. La présente étude visait à déterminer l'association entre la défavorisation matérielle par quartier et l'incidence d'hospitalisations à cause du SRAS-CoV-2 chez les enfants.

Méthodologie : Les chercheurs ont réalisé une étude de cohorte rétrospective de tous les enfants (de 0 à 17 ans) atteints d'une infection par le SRAS-CoV-2 confirmée par un test d'amplification en chaîne par polymérase après transcription inverse (PCR) entre le 1^{er} mars et le 31 mai 2021 dans un hôpital pédiatrique de soins tertiaires de Montréal, au Canada. Ils ont colligé les données par examen des dossiers et ont inclus l'âge, le sexe et les codes postaux, afin de pouvoir lier la défavorisation matérielle à l'échelle de l'aire de diffusion, mesurée au moyen des quintiles de l'indice de défavorisation matérielle de Pampalon. Ils ont examiné l'association entre les quintiles de cet indice et les hospitalisations à l'aide de la régression de Poisson.

Résultats : Pendant la période de l'étude, 964 enfants ont reçu un résultat positif au SRAS-CoV-2 confirmé par un test PCR, et 124 d'entre eux ont été hospitalisés. Au total, 40,7 % des enfants hospitalisés habitaient dans le quintile le plus défavorisé d'après l'indice de défavorisation matérielle de Pampalon. Le rapport du taux d'incidence des hospitalisations dans ce groupe était de 2,42 (intervalle de confiance à 95 % : 1,33; 4,41) par rapport au quintile le plus privilégié.

Conclusion : Plus du double des enfants qui habitaient dans les quartiers les plus défavorisés sur le plan matériel étaient hospitalisés à cause de la COVID-19 par rapport à ceux qui habitaient dans les quartiers les plus privilégiés. Il faudrait déployer des efforts particuliers pour protéger les enfants qui habitent dans des quartiers défavorisés, particulièrement dans l'attente de la vaccination des plus jeunes.

Mots-clés : COVID-19, équité en santé, services de santé, situation socioéconomique

L'acquisition, la transmission et les manifestations cliniques du SRAS-CoV-2 chez les enfants diffèrent de celles observées chez les adultes (1–5). De multiples études populationnelles et analyses systématiques ont démontré des associations entre

les facteurs sociodémographiques et les issues de l'infection par le SRAS-CoV-2 chez les adultes (6–8). L'âge plus avancé, le sexe masculin, l'appartenance à une communauté racisée, un faible revenu familial médian et un faible niveau de scolarité

sont associés à une incidence plus élevée de cas de COVID-19, d'hospitalisations, de maladies très graves et de décès (9–12). Cependant, bon nombre de ces associations proviennent des populations adultes de régions ou de pays où la couverture des soins de santé n'est pas universelle. On ne peut donc pas déterminer clairement si l'accès des enfants aux soins dans un système de santé universel atténue ces associations (13).

Il est particulièrement important de répertorier les iniquités potentielles en matière d'issues après une infection pour orienter les décisions sanitaires et les efforts entourant la vaccination. Alors que l'approbation des vaccins contre la COVID-19 est en cours d'étude pour être administré aux jeunes enfants, il est capital de déterminer les éventuels facteurs de risque sociodémographiques de l'infection pour prioriser les groupes à vacciner et accroître la sensibilisation dans les quartiers susceptibles d'être exposés à un fort risque d'infection. Étant donné les disparités établies quant aux issues de la COVID-19 chez les adultes, la nature unique de la pandémie au sein de la population pédiatrique et les répercussions potentielles sur les politiques sanitaires, une évaluation officielle de l'association entre les facteurs sociodémographiques et les issues de la COVID-19 s'impose chez les enfants. C'est pourquoi la présente étude visait à décrire les caractéristiques sociodémographiques des patients pédiatriques atteints d'une infection diagnostiquée par le SRAS-CoV-2 dans un seul centre de Montréal, au Québec, et à examiner le risque d'hospitalisation comme fonction de la défavorisation matérielle à l'échelle de l'aire de diffusion.

MÉTHODOLOGIE

La conception et la population

Les chercheurs ont mené une étude de cohorte rétrospective de tous les enfants ayant reçu un résultat positif au SRAS-CoV-2 après un test d'amplification en chaîne par polymérase après transcription inverse (PCR) au Centre hospitalier universitaire Sainte-Justine (CHU Sainte-Justine, qui fait partie d'un système de santé universel financé par les fonds publics) ou hospitalisés après avoir obtenu un résultat positif à un test dans un centre référant entre le 1^{er} mars 2020 et le 31 mai 2021. Les enfants ont été dépistés à l'urgence ou dans un centre de dépistage ambulatoire, et les indications de dépistage respectaient les directives sanitaires provinciales. Par ailleurs, tous les patients hospitalisés faisaient l'objet d'un dépistage à leur admission, quels que soient leurs symptômes ou leurs facteurs de risque.

Les sources de données et les variables utilisées

Les résultats positifs au SRAS-CoV-2 après un test PCR effectué au CHU Sainte-Justine étaient tous répertoriés quotidiennement dans la base de données électronique de microbiologie, de même que dans un registre tenu par le service de contrôle des infections. Parallèlement, un registre de contrôle des infections saisissait toutes les hospitalisations attribuables au SRAS-CoV-2, que le dépistage ait été effectué au CHU Sainte-Justine ou ailleurs. Les chercheurs ont utilisé les deux registres pour extraire tous les dossiers d'enfants qui avaient obtenu un résultat positif au SRAS-CoV-2 par un test PCR pendant la période de l'étude, quel que soit leur tableau clinique. Ils ont obtenu les caractéristiques démographiques, y compris l'âge, le

sexe, les données épidémiologiques quant à la COVID-19 (contacts connus), les symptômes à la consultation et l'évolution de la maladie, y compris la nécessité d'une hospitalisation et l'évolution de cette hospitalisation (p. ex., durée, séjour en soins intensifs) dans les dossiers médicaux électroniques. Ils ont classé la gravité de la maladie au moyen des critères de Dong modifiés (annexe 1 supplémentaire) (14,15). Ils n'avaient pas accès à des caractéristiques sociodémographiques fiables à partir du dossier médical, comme la race, l'ethnie ou la langue, parce que la consignation au dossier n'était pas standardisée. Pour mesurer la situation socioéconomique, ils ont utilisé le code postal à six caractères pour dériver la défavorisation matérielle à l'échelle de l'aire de diffusion. La défavorisation matérielle désigne l'absence de biens et de commodités qui font partie de la vie moderne (logement, mode de transport personnel, aires de loisirs, etc.). L'indice de défavorisation matérielle de Pampalon (IDMP) (16,17) fait appel aux codes postaux pour décrire les facteurs liés à la défavorisation matérielle tirés du recensement canadien et qui remplacent les données individuelles dans une région géographique (17). Notamment, l'IDMP intègre les données sur i) la proportion de personnes sans diplôme d'études secondaires, ii) le ratio entre l'emploi et la population et iii) le revenu personnel moyen, qui est regroupé à l'échelle de l'aire de diffusion (16,17). D'après ces données composites, les aires de diffusion de la province sont classées en quintiles, qui représentent chacun 20 % de la population. Ainsi, le quintile 1 (Q1) est le plus privilégié et le quintile 5 (Q5), le plus défavorisé. L'IDMP était conçu pour mesurer l'équité en santé à partir de bases de données administratives et ne tient donc pas compte des variations individuelles dans une région géographique donnée (17). Dans la présente analyse, les chercheurs ont utilisé le code postal à six caractères des patients pour attribuer à chacun d'eux le quintile d'IDMP correspondant à son aire de diffusion.

L'analyse

Dans les analyses bivariées, les chercheurs ont utilisé les données de dénombrement de la régression de Poisson pour estimer le rapport de taux entre les variables nominales indépendantes et les issues. Ils ont analysé les quintiles de l'IDMP sous forme de variables nominales plutôt que de variables continues, afin de s'assurer de ne pas enfreindre l'hypothèse de linéarité entre l'issue et le prédicteur. Ils n'ont pas pu vérifier l'hyperdispersion dans l'analyse de régression bivariée, en raison de la valeur de dénombrement unique par quintile. Ils ont utilisé la régression binomiale pour estimer tant les risques d'hospitalisation que ceux de maladie grave dans les divers quintiles de l'IDMP chez les enfants dont le résultat du dépistage était positif.

Les chercheurs ont créé des modèles de régression multivariée de Poisson. Leurs covariables incluaient l'âge, le sexe et les quintiles de l'IDMP pour les enfants hospitalisés, et l'âge et les quintiles de l'IDMP pour les cas positifs. Dans les deux volets, l'âge était divisé en quatre catégories (moins de un an, un à cinq ans, six à 12 ans, 13 à 17 ans) afin de s'assurer d'un dénombrement assez important (au moins dix) pour permettre l'utilisation des modèles de régression paramétriques. Ils ont vérifié l'hypothèse de la régression de Poisson au moyen d'un test de dispersion ($p < 0,05$). Dans les cas positifs, ils ont utilisé un modèle

binomial négatif au lieu du modèle de Poisson pour tenir compte de l'hyperdispersion des données (18).

Les chercheurs ont procédé aux analyses à l'aide de la version 1.3.1073 du logiciel statistique R. Le comité d'éthique de la recherche du CHU Sainte-Justine a approuvé la présente étude (numéro d'approbation CER 2021-2922). Puisqu'il s'agissait d'une étude rétrospective, le comité a renoncé au consentement.

RÉSULTATS

Du 1^{er} mars 2020 au 31 mai 2021, 962 enfants d'un âge moyen de 6,9 ans (médiane de 6,0 ans, écart interquartile [ÉIQ] : 2,0; 11,0) ont obtenu un résultat positif au dépistage du SRAS-CoV-2 (tableau 1, figure 1a). Au total, 51 % des résultats positifs provenaient d'un centre de dépistage ambulatoire (n=552), 42 %, de l'urgence (n=458) et 6 %, d'établissements hospitaliers (n=70). L'IDMP a pu être obtenu à l'égard de 933 enfants (96,8 %), et ceux du quintile de l'IDMP le plus défavorisé (Q5) représentaient 31,6 % des cas (n=295) (figure 1b). Tant dans les analyses de régression bivariées que multivariées, plus de résultats au dépistage provenaient du Q5 que du Q1 (rapport de taux 1,77, intervalle de confiance [IC] à 95 % : 1,36; 2,62) (tableau 2).

Chez les enfants atteints d'une infection par le SRAS-CoV-2 confirmée par un test PCR, le risque d'hospitalisation des enfants du Q5 correspondait à plus du double du risque observé chez les enfants du Q1 (rapport de cotes 2,56, IC à 95 % : 0,99; 6,58), même si cette différence n'avait pas de signification statistique (tableau S1 supplémentaire).

Les enfants hospitalisés

Au total, 124 enfants hospitalisés ont obtenu un résultat positif au SRAS-CoV-2 pendant la période de l'étude. Ils avaient un âge médian de 6,5 ans (ÉIQ 0,6 à 14,0 ans), et 60,1 % étaient de sexe masculin (n=74) (tableau 1, figure 2a). Dans l'ensemble, 40 % des enfants hospitalisés avaient eu un contact familial confirmé avec la COVID-19 (n=50) et 39 (31,5 %) étaient atteints d'une infection asymptomatique. Chez les 85 patients hospitalisés à cause de symptômes compatibles avec une COVID-19 aiguë (69 %), les principales manifestations étaient la fièvre (76 %, n=65), un ingesta réduit (36 %, n=31) et une léthargie (20 %, n=17). De plus, 20 % des patients souffraient d'une infection bactérienne concomitante (n=25), surtout sous forme d'appendicites (28 %, n=7), d'infections urinaires (28 %, n=7) et de pneumonies (24 %, n=6). Huit patients (6 %) respectaient également les critères de syndrome inflammatoire multisystémique de l'enfant.

Près des deux tiers des enfants hospitalisés provenaient des deux quintiles de l'IDMP à la plus grande défavorisation matérielle (Q4 : 18,6 %, Q5 : 40,7 %; tableau 1, figure 2b). Selon l'analyse de régression multivariée de Poisson, les enfants du Q5 présentaient une incidence d'hospitalisation 2,42 fois plus élevée que ceux du Q1 (rapport de taux 2,42, IC à 95 % : 1,33; 4,41) (tableau 2).

Les patients étaient hospitalisés pendant une durée médiane de deux jours (ÉIQ 1,75, 8,00), qui ne variait pas selon les divers quintiles de l'IDMP (tableau S2 supplémentaire). Au total, 20 patients (16,2 %) étaient atteints d'une maladie grave ou très grave, dont neuf (45 %) provenaient du Q5. Selon une analyse

Tableau 1. Information démographique sur les enfants ayant reçu un résultat positif au dépistage du SRAS-CoV-2 entre le 1^{er} mars 2020 et le 31 mai 2021

Caractéristiques, n (%)	Tous les résultats positifs au dépistage du SRAS-CoV-2, n (%)	Hospitalisations à cause d'un résultat positif au dépistage du SRAS-CoV-2, n (%)*
Total des cas, n	964	124
Âge de l'enfant		
Nourrisson (<1 an)	94 (9,8)	30 (24,2)
Âge préscolaire (de 1 à 5 ans)	339 (35,2)	30 (24,2)
Âge scolaire (de 6 à 12 ans)	348 (36,1)	24 (19,4)
Adolescents (de 13 à 17 ans)	183 (19,0)	40 (32,3)
Sexe de l'enfant [†]		
Féminin	—	50 (39,9)
Masculin	—	74 (60,1)
Indice de défavorisation matérielle de Pampalon [‡]		
Q1 (plus privilégié)	170 (18,2)	14 (11,9)
Q2	137 (14,7)	12 (10,6)
Q3	137 (14,7)	12 (18,6)
Q4	194 (20,8)	22 (18,6)
Q5 (plus défavorisé)	295 (31,6)	48 (40,7)
Gravité des cas [§]		
Asymptomatique	—	39 (31,5)
Légère	—	50 (40,3)
Modérée	—	15 (12,1)
Grave	—	12 (9,7)
Très grave	—	8 (6,5)

*Chez les 124 enfants hospitalisés ayant reçu un résultat positif au dépistage du SRAS-CoV-2, 110 avaient reçu ce résultat au CHU Sainte-Justine (et faisaient partie des 964 résultats positifs au dépistage) et 14, dans d'autres établissements avant d'être transférés au CHU Sainte-Justine.

[†]Le sexe n'était pas précisé pour les enfants dépistés dans un centre référent.

[‡]L'indice de défavorisation matérielle de Pampalon est analysé d'après l'échelle de l'aire de diffusion et les statistiques du recensement canadien. Il est divisé en quintiles, Q1 représentant les personnes les plus privilégiées et Q5, les plus défavorisées. Les données étaient disponibles à l'égard de 933 cas (96,8 % de l'échantillon).

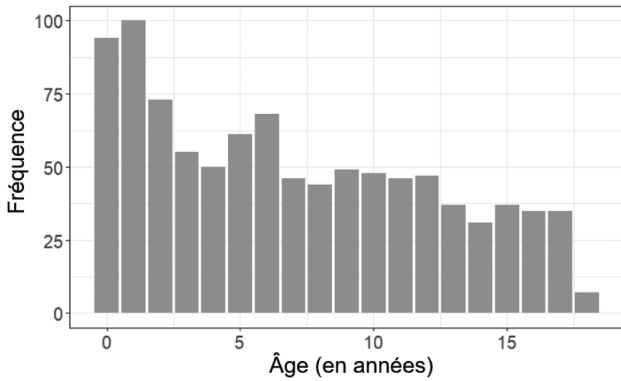
[§]Les catégories de gravité sont définies d'après les critères modifiés de Dong et coll. (2020) et sont exposées à l'annexe A (14,15). Elles ne pouvaient pas être attribuées à un cas dont le rapport était incomplet.

a posteriori, le rapport de cotes de maladie grave semblait plus élevé chez les enfants vivant dans un quartier du Q5, mais la différence n'était pas statistiquement significative (tableau S3 supplémentaire). Par ailleurs, 18 enfants ont dû être admis en soins intensifs, dont sept (35 %) provenaient du Q5 de l'IDMP (tableau S2 supplémentaire).

EXPOSÉ

Dans la présente étude, les chercheurs ont observé que près du tiers (31 %) des enfants qui avaient reçu un résultat positif au SRAS-CoV-2 dans un centre de dépistage pédiatrique de milieu urbain provenait du quintile à la plus grande défavorisation

a) Répartition de l'âge



b) Quintiles de l'indice de défavorisation matérielle de Pampalon

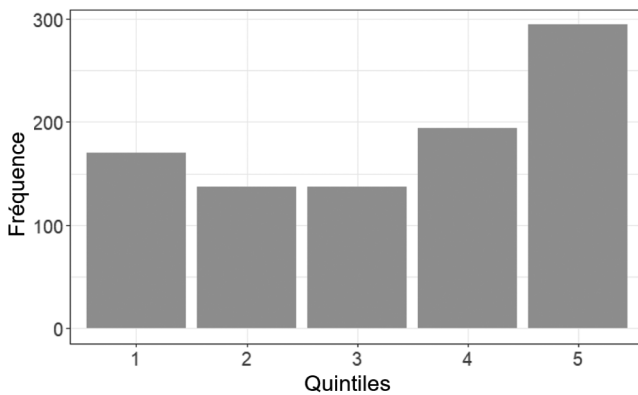


Figure 1. Répartition de l'âge et de l'indice de défavorisation matérielle de Pampalon chez les patients ayant reçu un résultat positif au dépistage du SRAS-CoV-2 au CHU Sainte-Justine entre le 1^{er} mars 2020 et le 31 mai 2021

matérielle à l'échelle de l'aire de diffusion, et qu'environ 40 % de ceux qui devaient être hospitalisés provenaient du quintile au taux de défavorisation matérielle le plus élevé. Même si le SRAS-CoV-2 entraîne généralement une maladie bénigne chez les enfants (71 % de ceux de l'échantillon), ceux qui habitaient dans un quartier plus défavorisé sur le plan matériel semblaient souffrir d'une maladie plus grave que les autres. La plus grande incidence d'hospitalisations observée chez les enfants qui habitaient dans des quartiers plus défavorisés s'expliquait partiellement (mais pas totalement) par les plus forts taux d'infection. En effet, les enfants qui avaient reçu un résultat positif au dépistage risquaient davantage d'être hospitalisés s'ils habitaient dans le quintile le plus défavorisé que s'ils provenaient du quintile le plus privilégié (rapport de taux 2,42).

Les observations globales corroborent celles d'une étude réalisée aux États-Unis auprès d'enfants ambulatoires, selon laquelle les enfants qui avaient obtenu un résultat positif au dépistage étaient plus susceptibles de vivre dans une famille au quintile de revenu médian plus faible (19). Dans ce même pays, les études auprès d'enfants atteints du syndrome inflammatoire multisystémique de l'enfant faisaient foi de disparités semblables (13). La présente étude confirme également les rapports d'une vaste cohorte d'adultes canadiens (8) et fait ressortir le fait que, malgré le caractère distinct de la pandémie dans les populations pédiatriques, les enfants canadiens sont victimes d'iniquités semblables à celles des adultes.

Tableau 2. Association entre les caractéristiques socioéconomiques et la répartition des résultats positifs au dépistage (régression binomiale multivariée négative)* et des hospitalisations (régression multivariée de Poisson)[†]

Caractéristiques	Rapport de taux (IC à 95 %) Tous les résultats positifs au dépistage du SRAS-CoV-2*	Rapport de taux (IC à 95 %) Hospitalisations à cause d'un résultat positif au dépistage du SRAS-CoV-2
Âge de l'enfant		
Nourrisson (<1 an)	REF	REF
Âge préscolaire (de 1 à 5 ans)	3,53 (2,66; 4,70)	0,93 (0,55; 1,57)
Âge scolaire (de 6 à 12 ans)	3,70 (2,79; 4,91)	0,74 (0,42; 1,28)
Adolescents (de 13 à 17 ans)	1,94 (1,44; 2,62)	1,27 (0,77; 2,07)
Sexe de l'enfant		
Féminin	—	REF
Masculin	—	1,33 (0,91; 1,92)
Indice de défavorisation matérielle de Pampalon [‡]		
Q1 (plus privilégié)	REF	REF
Q2	0,82 (0,61; 1,10)	0,74 (0,34; 1,62)
Q3	0,80 (0,59; 1,07)	1,25 (0,64; 2,45)
Q4	1,14 (0,86; 1,51)	1,11 (0,57; 2,18)
Q5 (plus défavorisé)	1,77 (1,36; 2,62)	2,42 (1,33; 4,41)

*Calculé pour les cas dont l'indice de défavorisation matérielle de Pampalon était disponible : 933 des 964 cas ayant reçu un résultat positif au dépistage du SRAS-CoV-2 (96,8 % de l'échantillon).

[†]Modèle corrigé pour tenir compte de la catégorie d'âge, du sexe et de l'indice de défavorisation matérielle de Pampalon.

[‡]L'indice de défavorisation matérielle de Pampalon est analysé d'après l'échelle de l'aire de diffusion et les statistiques du recensement canadien. Il est divisé en quintiles, Q1 représentant les personnes les plus privilégiées et Q5, les plus défavorisées. REF catégorie de référence

Divers facteurs peuvent avoir contribué à ces iniquités. Un moins bon état de santé sous-jacent, y compris une plus forte prévalence de maladies qui sont des facteurs de risque connus de COVID-19 (obésité, maladies respiratoires chroniques), peut avoir contribué à la situation (2,20–22). Les parents d'enfants qui habitent dans des quartiers où le revenu familial est plus faible sont peut-être aussi plus susceptibles d'être des travailleurs essentiels (23), y compris des travailleurs de la santé dans des établissements de soins de longue durée, où se trouvait l'épicentre de l'épidémie au Québec (24). Des facteurs structurels, comme une plus forte prévalence de logements surpeuplés, peuvent également limiter la possibilité de respecter la distanciation physique et les autres mesures visant à éviter la propagation du virus. Les différences dans l'état de santé des enfants qui habitaient dans des quartiers où la défavorisation matérielle est plus élevée peuvent également avoir contribué au risque accru de maladie plus grave (20–22). Enfin, le taux plus élevé de maladies légères chez les enfants hospitalisés des quintiles les plus privilégiés peut découler en partie de biais implicites et inconscients de

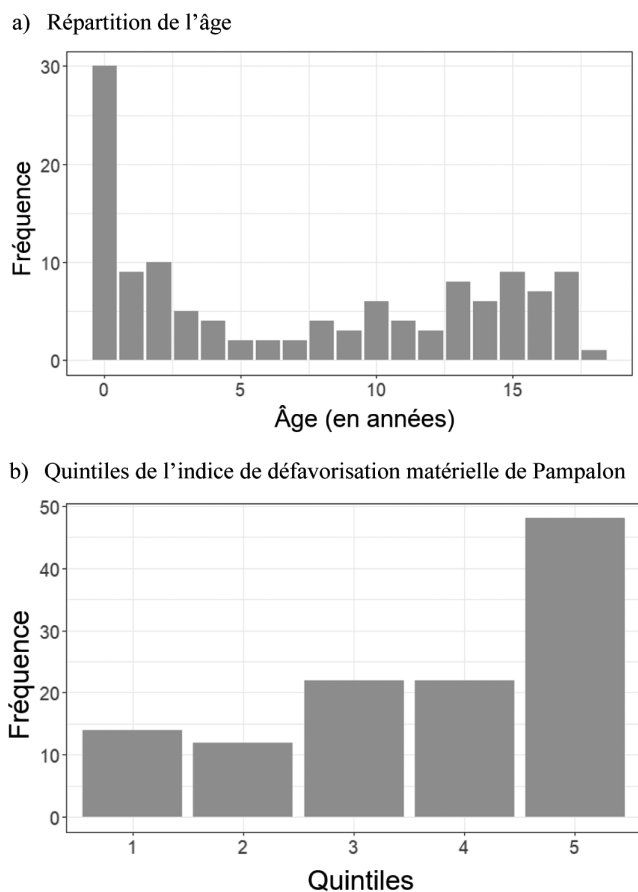


Figure 2. Répartition de l'âge et de l'indice de défavorisation matérielle de Pampalon chez les patients hospitalisés ayant reçu un résultat positif au dépistage du SRAS-CoV-2 au CHU Sainte-Justine entre le 1^{er} mars 2020 et le 31 mai 2021

la part des cliniciens (25). Cependant, dans l'ensemble, les futures recherches devraient viser à élucider la contribution de ces éléments et d'autres facteurs aux iniquités observées.

Puisque les vaccins contre la COVID-19 commencent à être approuvés pour les enfants, les résultats font ressortir la nécessité de planifier des interventions communautaires ciblées pour réduire la transmission communautaire et accroître le taux de vaccination. Compte tenu du taux estimatif de 25 % des parents québécois d'enfants de moins de 12 ans qui expriment leur refus à faire vacciner leur enfant, ces efforts pourraient être particulièrement requis dans les quartiers où la défavorisation matérielle est plus marquée (26,27). Ce peut être une tâche difficile, puisque ces caractéristiques sociodémographiques sont liées à une plus faible intention de se faire vacciner contre la COVID-19 (26,28–31). Par exemple, selon un récent rapport des autorités sanitaires régionales, certaines des communautés les plus pauvres de Montréal affichaient un taux de vaccination plus faible que le reste de la population (29). Étant donné la plus forte incidence d'hospitalisations et la gravité accrue de la maladie dans ces groupes démographiques, il est capital d'obtenir une couverture vaccinale élevée dans ces communautés au Canada. D'autres recherches devraient porter sur les obstacles actuels à la vaccination contre la COVID-19 dans les groupes démographiques moins privilégiés et sur des efforts ciblés pour y accroître la couverture vaccinale grâce à des initiatives communautaires multidimensionnelles.

À part la vaccination, les observations de l'étude ont des répercussions sur le bien-être des enfants qui habitent dans des quartiers plus défavorisés. La gravité plus marquée de la maladie et la plus grande probabilité d'hospitalisation constatées dans la présente étude, combinées au risque de complications postinfectieuses signalées par d'autres (13), exposent probablement ces enfants à un plus grand risque de s'absenter de l'école ou d'un travail à temps partiel, en plus d'avoir des conséquences sociales et financières pour leurs proches et leur famille. Dans les groupes déjà aux prises avec une défavorisation socioéconomique, le fardeau supplémentaire de la COVID-19 entraîne un risque important de creuser ces iniquités.

À la connaissance des chercheurs, la présente étude pédiatrique est l'une des premières à décrire les iniquités sur le plan des infections par le SRAS-CoV-2 et des hospitalisations dans les divers groupes sociodémographiques d'un échantillon canadien. L'interprétation des résultats doit toutefois tenir compte de certaines limites. D'abord, même si les chercheurs ont pu obtenir de l'information clinique détaillée sur les enfants hospitalisés, ils n'ont pas été en mesure d'obtenir de l'information socioéconomique individuelle fiable et ont dû se fier à des estimations à l'échelle de l'aire de diffusion. Cette méthode ne tient pas compte des variations individuelles au sein d'un même quartier (17). Cependant, certaines données probantes laissent croire qu'en fait, les indices de la situation socioéconomique selon la région géographique pourraient sous-estimer les inégalités en santé. Si c'est le cas, les inégalités observées dans l'analyse seraient sous-évaluées. Cette limite de la méthodologie fait également ressortir l'importance de disposer d'une collecte standardisée des données sociodémographiques dans les dossiers hospitaliers, afin de mesurer avec précision les inégalités en santé, de les signaler et d'agir pour les réduire (32,33). En outre, les chercheurs étaient limités par l'information figurant dans les bases de données des enfants qui avaient obtenu un dépistage positif au SRAS-CoV-2 en milieu ambulatoire (y compris l'absence de données sur le sexe) et par la variété d'indications ayant suscité le dépistage dans ce groupe, incluant les symptômes compatibles, le dépistage avant une intervention et le traçage des contacts. Enfin, même si une plus grande proportion d'enfants infectés provenait des quintiles les plus défavorisés, les chercheurs n'ont pas pu comparer cette répartition avec celle des enfants qui avaient consulté à ce centre hospitalier pour d'autres problèmes de santé. La répartition des quintiles de défavorisation matérielle dans la région de Montréal (où se trouve le centre hospitalier) peut être faussée par le plus grand nombre de quartiers faisant partie des quintiles de plus grande défavorisation matérielle. Par conséquent, il se peut que la plus forte proportion d'enfants infectés provenant du quintile de défavorisation le plus élevé reflète la population d'enfants qui consulte dans ce centre hospitalier. Cependant, les enfants infectés par le SRAS-CoV-2 étaient plus susceptibles d'être hospitalisés à cause d'une maladie grave, ce qui laisse supposer un risque accru chez les enfants qui vivent dans la pauvreté.

Pour terminer, la présente étude a pu démontrer que les enfants canadiens des quartiers où la défavorisation matérielle est élevée présentaient une plus forte incidence d'infections par le SRAS-CoV-2 et d'hospitalisation en découlant que les enfants habitant dans des quartiers où la défavorisation matérielle

est moins importante. Les autorités sanitaires devraient tenir compte de ces disparités lorsqu'elles conçoivent des politiques et des interventions sanitaires, particulièrement à ce moment crucial de la pandémie.

DONNÉES SUPPLÉMENTAIRES

Les données supplémentaires sont accessibles à pxab106 dans le site *Paediatrics & Child Health Online*.

APPORT DES AUTEURS

AA, FK et OD ont conçu l'étude. AA et OD étaient responsables de l'extraction de données et FDG, de l'analyse statistique. AA et OD ont rédigé la première version du manuscrit, et tous les auteurs ont participé activement à la révision et en ont approuvé la version définitive.

FINANCEMENT DU MANUSCRIT

OD et FK ont reçu un octroi de chercheurs-boursiers cliniciens du Fonds de recherche du Québec – Santé.

CONFLITS D'INTÉRÊTS POTENTIELS

Aucun auteur n'avait de conflit d'intérêts à déclarer. Les auteurs ont remis le formulaire de divulgation des conflits d'intérêts potentiels de l'*International Committee of Medical Journal Editors*. Ils ont divulgué les conflits que les rédacteurs en chef jugent pertinents en fonction du contenu du présent manuscrit.

FINANCEMENT SUPPLÉMENTAIRE

Le présent article fait partie d'un supplément spécial sur les effets de la pandémie de COVID-19 chez les enfants et les adolescents. La production de ce supplément a été rendue possible grâce au financement de l'Agence de la santé publique du Canada. Les points de vue exprimés aux présentes ne représentent pas nécessairement ceux de l'Agence de la santé publique du Canada.

RÉFÉRENCES

- Ludvigsson JF. Systematic review of COVID-19 in children shows milder cases and a better prognosis than adults. *Acta Paediatr* 2020;109(6):1088–95.
- Drouin O, Hepburn CM, Farrar DS et coll.; équipe d'étude sur la COVID-19 du Programme canadien de surveillance pédiatrique. Characteristics of children admitted to hospital with acute SARS-CoV-2 infection in Canada in 2020. *CMAJ* 2021;193(38):E1483–93.
- Panetta L, Proulx C, Drouin O et coll. Clinical characteristics and disease severity among infants with SARS-CoV-2 infection in Montreal, Quebec, Canada. *JAMA Netw Open* 2020;3(12):e20304–70.
- Tam H, El Tal T, Go E, Yeung RSM. Pediatric inflammatory multisystem syndrome temporally associated with COVID-19: A spectrum of diseases with many names. *CMAJ* 2020;192(38):E1093–6.
- Rajapakse N, Dixit D. Human and novel coronavirus infections in children: A review. *Paediatr Int Child Health* 2021;41(1):36–55.
- Liao TF, De Maio F. Association of social and economic inequality with Coronavirus Disease 2019 incidence and mortality across US counties. *JAMA Netw Open* 2021;4(1):e2034578.
- Sen-Crowe B, Lin IC, Alfaro R, McKenney M, Elkbuli A. COVID-19 fatalities by zip codes and socioeconomic indicators across various U.S. regions. *Ann Med Surg (Lond)* 2021;67:102471.
- Sundaram ME, Calzavara A, Mishra S et coll. Individual and social determinants of SARS-CoV-2 testing and positivity in Ontario, Canada: A population-wide study. *CMAJ* 2021;193(20):E723–34.
- Gao YD, Ding M, Dong X et coll. Risk factors for severe and critically ill COVID-19 patients: A review. *Allergy* 2021;76(2):428–55.
- Upshaw TL, Brown C, Smith R, Perri M, Ziegler C, Pinto AD. Social determinants of COVID-19 incidence and outcomes: A rapid review. *PLoS One* 2021;16:e0248336.
- Hawkins RB, Charles EJ, Mehaffey JH. Socio-economic status and COVID-19-related cases and fatalities. *Public Health* 2020;189:129–34.
- Lassale C, Gaye B, Hamer M, Gale CR, Batty GD. Ethnic disparities in hospitalisation for COVID-19 in England: The role of socioeconomic factors, mental health, and inflammatory and pro-inflammatory factors in a community-based cohort study. *Brain Behav Immun* 2020;88:44–9.
- Javalkar K, Robson VK, Gaffney L et coll. Socioeconomic and racial and/or ethnic disparities in multisystem inflammatory syndrome. *Pediatrics* 2021;147(5):e2020039933.
- Dong Y, Mo X, Hu Y et coll. Epidemiology of COVID-19 among children in China. *Pediatrics* 2020;145(6):e20200702.
- National Institutes of Health. Clinical Spectrum of SARS-CoV-2 Infection 2021 [mise à jour le 21 avril 2021]. Repéré à www.covid19treatmentguidelines.nih.gov/overview/clinical-spectrum/.
- Pampalon R, Hamel D, Gamache P, Philibert MD, Raymond G, Simpson A. An area-based material and social deprivation index for public health in Québec and Canada. *Can J Public Health* 2012;103(8 Suppl 2):S17–22.
- Pampalon R, Hamel D, Gamache P, Simpson A, Philibert MD. Validation of a deprivation index for public health: A complex exercise illustrated by the Quebec index. *Chronic Dis Inj Canada* 2014;34(1):12–22.
- Ver Hoef JM, Boveng PL. Quasi-Poisson vs. negative binomial regression: How should we model overdispersed count data? *Ecology* 2007;88:2766–72.
- Goyal MK, Simpson JN, Boyle MD, et coll. Racial and/or ethnic and socioeconomic disparities of SARS-CoV-2 infection among children. *Pediatrics* 2020;146(4):e2020009951.
- Janssen I, Boyce WF, Simpson K, Pickett W. Influence of individual- and area-level measures of socioeconomic status on obesity, unhealthy eating, and physical inactivity in Canadian adolescents. *Am J Clin Nutr* 2006;83(1):139–45.
- Demissie K, Ernst P, Hanley JA, Locher U, Menzies D, Becklake MR. Socioeconomic status and lung function among primary school children in Canada. *Am J Respir Crit Care Med* 1996;153(2):719–23.
- Bellino S, Punzo O, Rota MC et coll. COVID-19 disease severity risk factors for pediatric patients in Italy. *Pediatrics* 2020;146(4):e2020009399.
- The Lancet. The plight of essential workers during the COVID-19 pandemic. *Lancet* 2020;395(10237):1587.
- Detsky AS, Bogoch II. COVID-19 in Canada: Experience and response. *JAMA* 2020;324(8):743–4.
- Mulchan SS, Wakefield EO, Santos M. What COVID-19 teaches us about implicit bias in pediatric health care. *J Pediatr Psychol* 2021;46(2):138–43.
- Drouin O, Montmarquette C, Prud'homme A, Arnaud Y, Fontaine P, Borgès Da Silva R. Parental decision and intent towards COVID-19 vaccination in children with asthma. An econometric analysis, consulté le 1^{er} mars 2021. Repéré à <https://ssrn.com/abstract=3795497>; <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3795497>.
- INSPQ. COVID-19 – Sondages sur les attitudes et comportements des adultes québécois 2021. Repéré à www.inspq.qc.ca/covid-19/sondages-attitudes-comportements-quebecois/vaccination-21-septembre-2021.
- Lin C, Tu P, Beitsch LM. Confidence and receptivity for COVID-19 vaccines: A rapid systematic review. *Vaccines (Bâles)* 2021;17(10):3348–54.

29. Direction régionale de santé publique de Montréal. Données sur la vaccination COVID-19 à Montréal 2021. Repéré à <https://santemontreal.qc.ca/population/2021>.
30. Maurer J. Inspecting the mechanism: A longitudinal analysis of socioeconomic status differences in perceived influenza risks, vaccination intentions, and vaccination behaviors during the 2009–2010 influenza pandemic. *Med Decis Making* 2016;36(7):887–99.
31. Fedele F, Aria M, Esposito V et coll. COVID-19 vaccine hesitancy: A survey in a population highly compliant to common vaccinations. *Hum Vaccines Immunother* 2021:1–7.
32. Pinto AD, Glattstein-Young G, Mohamed A, Bloch G, Leung FH, Glazier RH. Building a foundation to reduce health inequities: Routine collection of sociodemographic data in primary care. *J Am Board Fam Med* 2016;29(3):348–55.
33. McKenzie K. Race and ethnicity data collection during COVID-19 in Canada: if you are not counted you cannot count on the pandemic response. Société royale du Canada; 2020 [mise à jour le 12 novembre 2020]. Repéré à <https://rsc-src.ca/en/race-and-ethnicity-data-collection-during-covid-19-in-canada-if-you-are-not-counted-you-cannot-count>.