Document generated on 04/25/2024 6:52 a.m.

Revue de psychoéducation

L'environnement social et les familles vulnérables : une étude longitudinale à multiniveau sur l'intervention récurrente en protection de la jeunesse

Recurrent involvement with the child protection system: A multilevel longitudinal analysis

Tonino Esposito, Stéphanie Précourt, Johanna Caldwell, Marie Saint Girons, Martin Chabot, Sonia Hélie, Marie-Ève Clément and Nico Trocmé

Volume 51, Number 3, 2022

Des communautés bienveillantes pour soutenir le bien-être des enfants et des familles

URI: https://id.erudit.org/iderudit/1093880ar
DOI: https://doi.org/10.7202/1093880ar

See table of contents

Publisher(s)

Revue de Psychoéducation

ISSN

1713-1782 (print)
2371-6053 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Esposito, T., Précourt, S., Caldwell, J., Saint Girons, M., Chabot, M., Hélie, S., Clément, M.-È. & Trocmé, N. (2022). L'environnement social et les familles vulnérables : une étude longitudinale à multiniveau sur l'intervention récurrente en protection de la jeunesse. *Revue de psychoéducation*, *51*(3), 75–103. https://doi.org/10.7202/1093880ar

Article abstract

***Objective**: Socio-environmental factors such as poverty, and avaibility and accessability of psychosocial services could all influence the challenges faced by vulnerable families. This paper examines the extent to which socioeconomic vulnerability, psychosocial service consultations, and preventative social services spending impacts multiple involvement with the child proteciton system in Quebec.*

***Participants and setting:** The study population includes all children whose ongoing child protection intervention in Quebec closed between 2002 and 2017 (N=76,176).*

***Methods:** This clinical population study uses a multilevel longitudinal research design drawing anonymized clinical administrative data from all of Quebec's child protection jurisdictions spanning 15 years, and Quebec data extracted from the 2011 Canadian National Household Survey , and provincial data on health expenditures and use of social services from the Ministry of Health and Social Services.*

***Results**: Of the total population studied, 32.5 % (N = 24,816) experienced a recurrence of maltreatment during the study period. Multilevel hazard results indicate that negelct, behavioural problems and socioeconomic vulnerabilities all contriuute to the increase risk at the individual level of maltreatment recurrence. Also , the rate of psychosocial consultations, controlling for social services spending and individual factors, predicted increased maltreatment recurrence. Specifically, psychosocial services, and social services spending account for 27.9 % of the variation in jurisdictional maltreatment recurrence for younger children less than 5 years of age, 30.4 % for children age 5 to 11 years and 13.3 % for older children age 12 to 17 years. These findings have implications for decision makers, funding agencies, and child protection agencies to improve jurisdictional resources to reduce the socio-environmental risk factors that increase maltreatment reccruence.*

Tous droits réservés © La Corporation de la Revue Canadienne de Psycho-Éducation, 2022

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

érudit

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

Revue de psychoéducation
Volume 51, numéro 3, 2022, 75-103

L'environnement social et les familles vulnérables : Une étude longitudinale à multiniveau sur l'intervention récurrente en protection de la jeunesse

Recurrent involvement with the child protection system: A multilevel longitudinal analysis

T. Esposito[1]
S. Précourt[1]
J. Caldwell[1]
M. Saint Girons[1]
M. Chabot[1]
S. Hélie[2]
M.-È. Clément[3]
N. Trocmé[4]

1. Chaire de recherche du Canada en services sociaux pour les enfants vulnérables. École de travail social - FAS. Université de Montréal
2. Institut universitaire Jeunes en difficulté (CIUSSS-CSMTL)
3. Département de psychoéducation et de psychologie. Université du Québec en Outaouais
4. Université McGill. École de travail social

Correspondance :

Tonino Esposito
École de travail social - FAS
Université de Montréal
3150 Jean Brillant,
Montréal, QC, H3T 1N8
Local C7098

Tél. : 514 343-7735
Tonino.esposito@umontreal.ca

Résumé

Objectif *: Les facteurs socio-environnementaux tels que la pauvreté, l'utilisation des services psychosociaux et les dépenses des services sociaux pourraient tous influencer les défis auxquels sont confrontées les familles vulnérables. Cet article examine dans quelle mesure la vulnérabilité socio-économique, les consultations de services psychosociaux et les dépenses de services sociaux préventifs ont un impact sur l'intervention récurrente de la protection de la jeunesse (PJ).*
Méthodologie *: Ce devis de recherche longitudinal à multiniveau utilise trois sources de données : 1) les données clinico-administratives des services PJ au Québec; 2) les données du recensement canadien de 2011; 3) les données provinciales sur les dépenses en santé et l'utilisation des services sociaux provenant du Ministère de la Santé et des Services sociaux.*
Échantillon *: La population de l'étude inclut l'ensemble des enfants ayant été suivi à l'application des mesures par les services PJ à travers le Québec et dont le dossier avait été fermé entre 2002 et 2017 (N = 76 176).*
Résultats *: Les résultats d'analyses de régression de Cox à multiniveaux ont montré que la négligence, le trouble de comportement et la défavorisation socioéconomique étaient les principaux prédicteurs de récurrence au niveau individuel. Le taux de consultation psychosociale, en contrôlant pour les dépenses en santé et services sociaux et des facteurs individuels, prédisait une intervention PJ récurrente. Le taux de consultation psychosociale et les dépenses en santé et services sociaux expliquaient 27,9 % de la variation de la récurrence au niveau du territoire pour les jeunes enfants de moins de 5 ans, 30,4 % pour les enfants de 5 à 11 ans et 13,3 % pour ceux de 12 à 17 ans. Les auteurs décrivent les implications de ces résultats sur la mise en place de pratiques et politiques visant à réduire le taux de récurrence.*

Mots-clés : récurrence; protection de la jeunesse; vulnérabilité socioéconomique; multi-niveau; longitudinale

Abstract

Objective*: Socio-environmental factors such as poverty, and avaibility and accessability of psychosocial services could all influence the challenges faced by vulnerable families. This paper examines the extent to which socioeconomic vulnerability, psychosocial service consultations, and preventative social services spending impacts multiple involvement with the child proteciton system in Quebec.*

Participants and setting: *The study population includes all children whose ongoing child protection intervention in Quebec closed between 2002 and 2017 (N=76,176).*

Methods: *This clinical population study uses a multilevel longitudinal research design drawing anonymized clinical administrative data from all of Quebec's child protection jurisdictions spanning 15 years, and Quebec data extracted from the 2011 Canadian National Household Survey , and provincial data on health expenditures and use of social services from the Ministry of Health and Social Services.*

Results*: Of the total population studied, 32.5 % (N = 24,816) experienced a recurrence of maltreatment during the study period. Multilevel hazard results indicate that negelct, behavioural problems and socioeconomic vulnerabilities all contriuute to the increase risk at the individual level of maltreatment recurrence. Also , the rate of psychosocial consultations, controlling for social services spending and individual factors, predicted increased maltreatment recurrence. Specifically, psychosocial services, and social services spending account for 27.9 % of the variation in jurisdictional maltreatment recurrence for younger children less than 5 years of age, 30.4 % for children age 5 to 11 years and 13.3 % for older children age 12 to 17 years. These findings have implications for decision makers, funding agencies, and child protection agencies to improve jurisdictional resources to reduce the socio-environmental risk factors that increase maltreatment reccruence.*

Keywords: Child welfare; Maltreatment recurrence; administrative data; census data, multilevel longitudinal analysis; socioeconomic vulnerability

1. Introduction

Le système de protection de la jeunesse (PJ) a pour objectif principal de mettre fin à la situation qui compromet la sécurité ou le développement de l'enfant et d'éviter qu'elle ne se reproduise. Ainsi, dans son fondement, l'intervention en PJ est conçue pour être un phénomène exceptionnel plutôt que récurrent pour un enfant et sa famille. Cependant, l'intervention répétitive des services de protection auprès de certaines familles est un défi chronique en Amérique du Nord – ce qui peut être indicatif de lacunes dans le fonctionnement des services de PJ et/ou des services de soutien offerts aux familles (DePanfilis et al., 1998; Fluke et al., 1999; Hélie, Laurier, Pineau-Villeneuve, et Royer, 2013; White, Hindley, et Jones, 2015). Au Québec, entre 2005 et 2009, plus d'un enfant sur 3 était en situation de récurrence après la fermeture initiale de son dossier PJ (Hélie et al., 2013). Cette réalité contribue considérablement au coût humain et financier de la maltraitance, qui est estimé à des milliards de dollars en Amérique du Nord (Bowlus et al., 2003; Fang et al., 2012) et allonge les listes d'attentes à l'évaluation des signalements.

Réduire les taux de récurrence nécessite une compréhension accrue des facteurs individuels, familiaux, et communautaires qui y contribuent. À l'heure actuelle, l'Étude canadienne sur l'incidence des cas de mauvais traitements et de négligence (ECI) (Fallon et al., 2021; Trocmé et al., 2001; Trocmé et al., 2005) est la

seule étude offrant une description détaillée de la maltraitance au niveau national au Canada. Les données du cycle 2008 de cette étude montrent que 85 % des évaluations concernent des inquiétudes quant au bien-être des enfants vivant des difficultés chroniques plutôt que des inquiétudes concernant leur sécurité immédiate (Trocmé et al., 2014). Cependant, l'ECI, ne permet pas de suivre la trajectoire des enfants dans le système PJ pour déterminer si ceux-ci rentrent de nouveau en contact avec la PJ. Depuis quelques années, de plus en plus de recherches soulignent l'importance de facteurs socioéconomiques au niveau individuel et communautaire sur l'incidence de la maltraitance et sa récurrence dans les familles (Drake et al., 2003; Drake et Pandey, 1996; Jonson-Reid et al., 2013; Kang et al., 2015; Levy et al., 1995; Macdonald et Wilson, 2016; Sedlak et al., 2010). Par exemple, au Québec, une récente étude suivant des enfants évalués pendant 15 ans a démontré que les variations de vulnérabilités socioéconomiques par territoire expliquent une grande partie de l'augmentation des probabilités de récurrence pour tout type de maltraitance, et la négligence en particulier (Esposito et al., 2021).

Les Directions de la protection de la jeunesse (DPJ) n'ont ni le mandat ni les ressources nécessaires pour améliorer les facteurs socioéconomiques ayant un impact sur les familles. Malgré de nombreux appels par des intervenant·e·s dans le milieu communautaire et universitaire pour améliorer les services de soutien offerts aux familles (p. ex., Delaye et Sinha, 2017; Roygardener, 2020; Trocmé, 2003), un manque de données probantes a limité la mise en place de nouvelles pratiques. À ce jour, aucune étude n'a analysé si – au delà des facteurs socioéconomiques – le nombre de services psychosociaux offerts pour répondre aux besoins des familles et le budget mis en place par le gouvernement pour ces services avaient un impact sur les taux de récurrence en PJ au Québec. La présente étude vise à pallier ce manque en examinant l'effet du taux de consultations de services psychosociaux et de dépenses en services sociaux par territoire CLSC, en tenant compte des caractéristiques des familles, sur l'intervention PJ récurrente.

1.1 Recension des écrits

Les résultats de recherche sur la récurrence de l'intervention en PJ varient d'une étude à l'autre, en partie à cause de différences méthodologiques, ce qui rend la comparaison des études entres elles difficile (Baird, 1988; Dakil, Sakai, Lin, et Flores, 2011; DePanfilis et al., 1998; DePanfilis et Zuravin, 1999a; Fluke et al., 1999; Hélie et al., 2014; Jenkins et al., 2017; Jenkins et al., 2018; Zhang et al., 2013). En terme d'opérationalisation, on retrouve de multiples définitions de la récurrence : celle-ci pouvant référer à une répétition de signalements ou d'évaluations pour mauvais traitements envers l'enfant, de signalements corroborés, ou de placements en milieu substitut (DePanfilis et Zuravin, 1999a; Jonson-Reid, Chung, Way, et Jolley, 2010; Hélie et al., 2013). L'unité d'analyse varie également d'une étude à une autre – pouvant se focaliser sur la récurrence d'une intervention sur un enfant, ou sur les membres d'une même famille (Lwin, 2016).

Les études sur la récurrence varient également en fonction de la durée d'observation après la fermeture du dossier en PJ (Drake et al., 2003; Jonson-Reid et al., 2010b). Par exemple, une méta-analyse de 45 études sur la récurrence par DePanfilis et Zuravin (1998) a souligné que le taux de récurrence variait entre 1 à

2 % et 50 % dépendamment du temps de suivi et du niveau de risque des familles évaluées. Les études recensées à ce sujet suivent les enfants sur des durées allant d'un mois (Fuller 2005) jusqu'à 15 ans après une première intervention en PJ (Thompson et Wiley, 2009). Dans un rapport utilisant des données américaines sur 1 396 998 enfants ayant fait l'objet de signalement, Fluke et ses collaborateurs (2005) ont documenté que 16,4 % des enfants étaient resignalés dans les douze mois suivant la fermeture du dossier et que 32,3 % étaient resignalés dans les 5 ans suivant la fermeture du dossier – démontrant ainsi que le risque de resignalement est beaucoup plus élevé dans les mois suivant la fermeture initiale et qu'il diminue progressivement avec le temps. Pour ce qui est des signalement fondés, il a été observé qu'après la fermeture du dossier initial 8,2 % des enfants de l'échantillon avaient été revictimisés (signalements fondés) dans les 12 mois et 16,7 % dans les 5 ans (Fluke et al., 2005).

Facteurs individuels associés à la récurrence

Au niveau individuel, les recherches sur la récurrence montrent que l'âge est un facteur important à prendre en compte. Notamment, plusieurs études montrent que les enfants de plus jeunes âge – en particulier les enfants ayant moins de 4 ans – sont à risque accru de vivre une situation de récurrence comparé aux enfants plus âgés (Bae, Solomon, Gelles, et White, 2010; Drake et al., 2006; Hélie et Bouchard, 2010; Hindley et al., 2006). Les hypothèses pour expliquer le lien significatif entre l'âge et la récurrence incluent des explications développementales (le fait que les enfants de plus bas âge font face à des facteurs de risque et de vulnérabilité différents des adolescents), environnementales (le fait que les enfants plus jeunes soient d'avantage surveillés dans diverses structures – telles que l'école, la garderie, etc.) et des explications temporelles (le fait qu'il y ait moins de risque de récurrence pour un adolescent qui rentre en contact avec le système de PJ près de l'âge de majorité comparé à un enfant de bas âge). Malgré ces particularités, peu d'études examinant les facteurs de risque pouvant mener à une intervention récurrente en PJ ont produit des analyses par groupe d'âge, ce qui peut contribuer à masquer des particularités développementales et environnementales importantes (Hélie et al., 2013; Palusci, 2011; Wulczyn, 2020).

Les études se penchant sur l'impact de la source du signalement sur le taux de récurrence ont des résultats mixtes. Par exemple, une étude aux États-Unis a démontré que, comparés aux enfants signalés par le système PJ, les enfants signalés par le milieu scolaire étaient 25 % plus à risque de faire l'objet d'une intervention récurrente, alors que ceux signalés par la police ou les services légaux étaient 9 % moins à risque de faire l'objet d'une intervention récurrente (U.S. Department of Health and Human Services, 2004). De manière connexe, une étude de Bae et collègues (2009) a souligné que les enfants signalés par les services médicaux et légaux étaient moins à risque de vivre des interventions récurrentes multiples comparés aux enfants signalés par des sources non professionnelles, telles que des voisins.

En ce qui concerne les caractéristiques des situations évaluées, le taux de récurrence varie également en fonction des problématiques et les types de maltraitance rencontrés dans les familles évaluées. Par exemple, les problématiques

de santé mentale (Fuller et al., 2001; Hindley et al., 2006), la toxicomanie (Dakil et al., 2011; Drake et al., 2006), et le fait d'avoir soi-même vécu des situations de maltraitance durant l'enfance (Johnson-Reid, Emery, Drake, et Stahlschmidt, 2010) sont des problématiques courantes chez les parents d'enfants signalés aux services PJ à plusieurs reprises. Ces problématiques sont toutes des situations pouvant nécessiter des services de soutien à la famille, tels que des services de santé mentale ou de traitement de la dépendance. De plus, la négligence est le type de maltraitance le plus souvent associé à la récurrence (Carnochan et al., 2013; Connell et al., 2009; Drake et al., 2006; Esposito et al., 2021; Fluke et al., 2005; Fuller et al., 2001; Lipien et Forthofer, 2004; Marshall et English, 1999). Il a été suggéré que la relation consistante et significative entre la négligence et la récurrence est en partie expliqué par le fait que les situations de négligence dans des familles signalées en PJ sont souvent reliées à des difficultés socio-économiques (Drake, Johson-Reid, & Sapokaite, 2003; Esposito et al, 2021; Hélie et al., 2013).

Facteurs contextuels associés à la récurrence

En effet, au-delà des facteurs individuels, la littérature disponible met en évidence plusieurs facteurs socio-économiques ayant un impact sur le taux de récurrence – ceux-ci inclut la pauvreté (Dakil et al., 2011; Drake et al., 2003; Drake et al., 2006; Hélie et Bouchard, 2010; Johnson-Reid et al., 2003), la structure familiale et le fait d'occuper un emploi faiblement rémunéré (Drake et Jonson-Reid, 2014; Bradt et al, 2015; Bywaters et al., 2016), ainsi que les niveaux de soutien social et de cohésion du voisinage (Coulton et al., 1995, DePanfilis et Zuravin, 1999b; Coohey, 1996; Zolotor et Runyan, 2006; Maguire-Jack et Showalter, 2016; Molnar et al., 2016). Par exemple, Levy et collègues (1995) ont analysé les facteurs socioéconomiques et la récurrence de la maltraitance dans un échantillon de 1 100 enfants admis à l'hôpital dans une unité spécialisée en maltraitance aux États-Unis. Ces derniers ont constaté que les enfants victimes de maltraitance répétée après quatre ou cinq ans (incidence de 16,8 %) avaient plus de chances de vivre également dans un logement public, d'avoir des parents au chômage et de recevoir Medicaid (couverture médicale financée par le gouvernement américain; un indicateur de faible revenu). Le soutien et l'aide visant spécifiquement les besoins socioéconomiques (p. ex., un soutien financier pour payer le loyer) ont montré leur succès dans la diminution de l'intervention PJ récurrente (Loman et Siegel, 2012; 2015; Rostad et al., 2017).

Les mécanismes spécifiques expliquant le lien entre les difficultés socio-économiques et l'implication des services PJ sont encore en train d'être élucidés. Plusieurs hypothèses ont été mises de l'avant. Notamment, on pense que les familles vivant dans des milieux socioéconomiques désavantagés ont moins facilement accès à des ressources importantes pour supporter le développement de leurs enfants, par exemple parce qu'elles vivent dans des territoires moins bien desservis ou n'ont pas les ressources financières nécessaires (Berger, 2004; Cancian, Yang, et Slack, 2013). Ces familles font également plus souvent face à des situations de stress (recherche d'emploi, problèmes de logement, insécurité alimentaire, etc.) pouvant avoir un impact sur la disponibilité parentale et mener au développement de difficultés chroniques, telles que des problèmes de santé mentale (Berger, 2007; Neppl, Jeon, Schofield, et Donnellan, 2015; Slack, Holl, McDaniel, Yoo, & Bolger,

2004). Certains chercheurs suggèrent que le fait même de vivre des situations de pauvreté augmente la visibilité et la surveillance des familles, ce qui augmente la probabilité que celles-ci rentrent et restent en contact avec le système PJ (Cancian et al., 2013).

Les études ci-dessus démontrent que les familles qui sont les sujets d'interventions récurrentes font souvent face à des besoins chroniques, tels que la pauvreté ou des problèmes de santé mentale, pouvant nécessiter des services de soutien. De nombreuses études ont examiné le lien entre la prestation de services de soutien volontaires et l'implication récurrente de la PJ. Il a été constaté que des services spécifiques, tels que le soutien à domicile, l'intervention en santé mentale, le traitement de la toxicomanie et d'autres formes de soutien socioémotionnel, sont associés à une réduction de l'intervention PJ récurrente (Casanueva et al., 2015; Jonson-Reid et al., 2018; Jonson-Reid et al., 2010; Lee et al., 2018; Rivera et Sullivan, 2015; Solomon et al., 2010; Solomon et Asberg, 2012; Solomon et al., 2016; van der Put et al., 2018; Palusci et Ondersma, 2012). De manière connexe, il a été démontré que l'augmentation des dépenses consacrées à la promotion du bien-être des enfants et aux services de soutien permet de réduire les mauvais traitements récurrents et d'améliorer les chances que l'enfant soit maintenu dans son milieu familial, et par conséquent, de réduire les coûts annuels pour les contribuables (Malcolm, 2012; Ryan et Gomez, 2016; McLaughlin et Jonson-Reid, 2017).

En revanche, d'autres études ont souligné que la prestation de services volontaires permet de prédire un plus grand risque d'intervention récurrente en PJ (Cheng et Lo, 2015; Kang, Bae, et Fuller, 2015; Connell et al., 2007; Jenkins et al., 2018; Bae et al., 2009; Bae et al., 2010; Hélie et al., 2010; Hélie, Poirier et Turcotte, 2014; Lipien et al., 2004; Fluke et al, 2005; Fuller et Nieto, 2014). Cela pourrait s'expliquer par un biais de surveillance c'est-à-dire que les familles seraient examinées avec beaucoup d'attention lorsque des services médicaux ou psychosociaux (préventifs) leur sont fournis (p.ex., Drake et al., 2017; 2006) et/ou par les besoins particuliers du sous-ensemble de familles qui sont chroniquement en contact avec la PJ (Fuller et Nieto, 2014). Les résultats disparates sur les mécanismes qui relient l'utilisation de services psychosociaux et l'intervention PJ récurrente indiquent un besoin de raffiner les connaissances dans ce domaine.

La manière d'analyser l'impact de facteurs contextuels sur l'intervention récurrente de la PJ a évolué avec les méthodes de recherche de plus en plus complexes ainsi que l'accès à de grandes banques de données permettant de réaliser des analyses de données puissantes (voir : Bae et al., 2009; Drake et Jonson-Reid, 1999; Lipien et al., 2004; Fluke et al., 2005; Fluke et al., 2008 Yampolskaya et Banks, 2006). La capacité technologique accrue en matière de collecte et d'analyse des données administratives, conjuguée à une attention dirigée vers les contextes entourant les individus, les familles et les communautés a notamment favorisé l'application de méthodes d'analyse des données spatiales (p. ex. Anselin, 1999). Dans le domaine de la PJ, ce type d'analyse a été utilisé pour étudier le cumul des facteurs de risque associés aux cas de maltraitance des enfants, tels que le taux de pauvreté, la décroissance populationnelle, le chômage, l'instabilité de logement, la fréquentation de garderie, et la densité de bars et de

commerces de vente d'alcool dans les quartiers (Anselin et al., 2007; Freisther, 2004; Freisther et al., 2006; Freisther et al., 2007a; 2007b; Klein, 2011; Lery, 2009).

1.2 La présente étude

La présente étude utilise des données longitudinales administratives pour tous les enfants évalués par les services PJ au Québec dont le dossier a été fermé entre 2002 et 2017 et tente de mieux comprendre les facteurs individuels et contextuels qui expliquent les variations dans les taux de récurrence en fonction du territoire CLSC dans lequel ils vivent. Plus spécifiquement, nous examinons si l'utilisation des services de soutien par territoire (mesurée à travers le taux de consultation de services psychosociaux et les dépenses en services sociaux) permet d'expliquer les variations dans les taux de récurrence après avoir contrôlé pour les caractéristiques familiales ayant un impact reconnu sur le risque de récurrence – telles que la vulnérabilité socioéconomique, le motif de compromission, et la source de signalement.

2. Méthodologie

2.1 Source de données :

La présente étude utilise un modèle à multiniveau à partir de trois sources de données provinciales : (1) des données clinico-administratives longitudinales des services PJ au Québec provenant du système Projet intégration jeunesse (PIJ); (2) le recensement canadien 2011; (3) des données du Système d'information sur la clientèle et les services des CSSS - mission CLSC (ICSLC) du Ministère de la Santé et des Services Sociaux sur les consultations de services psychosociaux et les dépenses en services sociaux. La première source de données comprend des données clinico-administratives et longitudinales anonymisées des services PJ au Québec provenant du système Projet intégration jeunesse (PIJ) de toutes les régions socio-sanitaires sauf la région 17 (Nunavik) et la région 18 (les Terres-Cries-de-la-Baie-James)[1]. L'ensemble des variables de premier niveau de cette étude ont été créées à partir de ces données clinico-administratives, sauf pour la variable de défavorisation socioéconomique. La variable de défavorisation socioéconomique provient de données intraprovinciales extraites du recensement canadien de 2011. Finalement, les variables de second niveau - les mesures de consultations de services psychosociaux (CSP) et de dépenses en services sociaux (DSS) propres à chaque province et selon le territoire de résidence - proviennent de données intraprovinciales extraites du Ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) du Québec. Une description détaillée de chaque variable est disponible ci-dessous. Cette étude contient une analyse secondaire des données grâce à l'approbation éthique multicentrique émise par le comité éthique de la recherche (CÉR CJM-IU : 14-04-02) du Centre jeunesse de Montréal – Institut Universitaire.

---

[1] En 2016, les populations des regions sociosanitaires 17 et 18 du Québec représentaient moins de 1 % de la population totale du Québec (Statistique Canada, 2017)

La population clinique de cette étude est composée de tous les enfants (*n*= 76 176) âgés de moins de 18 ans dont la situation avait requis une prise en charge à l'étape de l'application des mesures par les services PJ du Québec et dont le dossier a été fermé entre le 1er avril 2002 (le début de l'implantation du système PIJ au Québec) et le 30 avril 2017. La récurrence est la variable dépendante de cette étude et elle réfère à un nouveau signalement pour maltraitance dont les faits étaient considérés comme fondés par les services PJ à la suite de l'évaluation du signalement. La période d'observation pour les enfants ayant connu un événement de récurrence débute à partir de la date de fermeture du dossier soit entre le 1er avril 2002 et le 30 avril 2017 et prend fin à la date de rétention du signalement à l'étape évaluation du processus d'intervention PJ. Pour les enfants n'ayant pas vécu de récurrence, la période d'observation débute à la date de fermeture du dossier et prend fin à l'atteinte de la majorité ou le 30 avril 2017 selon l'événement qui survient le premier.

Les variables de premier niveau ont été construites à partir des données des services PJ, à l'exception de la variable de défavorisation socioéconomique. Le genre de l'enfant est une variable nominale dont le *genre* féminin est le groupe de référence pour le genre masculin. L'*âge* de l'enfant au moment de la fermeture initiale du dossier est une variable catégorique. Afin de tenir compte des différences de besoins et de vulnérabilités en fonction du stade développemental de l'enfant (Elder, 1998) sur les divers facteurs individuels et contextuels examinés dans notre étude, nous avons estimé des modèles de risque proportionnel de Cox pour trois groupes distincts : 1) les enfants âgés de la naissance à 4 ans; 2) les enfants âgés de 5 à 11 ans [2]; et 3) enfants âgés de 12 à 17 ans.

Les principaux ***motifs de compromission*** justifiant l'intervention en protection de la jeunesse inscrits au dossier à la fermeture sont les variables dichotomiques suivantes : 1) les mauvais traitements psychologiques, ce qui inclus entre autres, le dénigrement, le rejet affectif et l'exposition à la violence conjugale; 2) la négligence sur le plan matériel et éducatif, par exemple, l'instabilité de logement ou le manque de stimulation offert à l'enfant; 3) la négligence sur le plan physique et de soins de santé tel que des problèmes d'hygiène corporelle et le refus de traitement médical pour l'enfant 4) le mode de vie à risque du parent lequel réfère à des difficultés du parent pouvant altérer sa disponibilité à prendre soin ou à protéger son enfant comme la toxicomanie ou le défaut de supervision ainsi que le risque sérieux de négligence; 5) problèmes de non-fréquentation scolaire; 6) problème sérieux de comportements chez l'enfant, comme la violence envers soi ou les autres; 7) abus physiques ou sexuels avérés et le risque sérieux d'abus physique ou d'abus sexuels (catégorie de référence). Dans l'étude, les abus physiques et sexuels ont été utilisés comme catégorie de référence car ils représentent des actes de commission qui sont principalement associés avec des inquiétudes liées à la sécurité immédiate de l'enfant. Les autres motifs de signalement sont majoritairement des actes d'omission liés aux difficultés chroniques des enfants

[2] Les enfants de 5 ans sont regroupé avec ceux d'âge scolaire puisqu'au Québec la plupart des enfants de cet âge fréquentent la maternelle.

et de leurs familles (voir par exemple Trocmé, Kyte, Sinha, et Fallon, 2014). Ce choix nous permet donc d'analyser l'effet des difficultés chroniques des familles en situations de vulnérabilité sur les interventions récurrentes PJ.

La source de signalement : 1) un·e professionnel·le des services PJ; 2) un·e professionnel·le de la santé et des services sociaux (Centre local de services communautaires (CLSC); 3) membre d'un corps policier; 4) un·e professionnel·le du milieu hospitalier 5) professionnel·le provenant d'autre type d'institution; 6) anonyme; 7) membre de la famille élargie (catégorie de référence).

La variable de ***défavorisation socioéconomique*** : est une mesure conçue comme une approximation du revenu familial des enfants desservis en PJ puisque cette information n'est pas disponible dans les bases de données clinico-administratives. L'indice a été construit à partir de six indicateurs socioéconomiques tirés du recensement canadien 2011 1) population totale âgée de 15 ans et plus étant sans emploi; 2) le revenu moyen de la population de 15 ans et plus; 3) le nombre de personne résidant seule; 4) population de 15 ans et plus dont le statut civil était séparé, divorcé, veuf; 5) le revenu familial médian. L'indice a été ensuite relié aux données clinico-administratives de la PJ en fonction des codes postaux des enfants, ce qui reflète les estimations socioéconomiques du voisinage immédiat (de 400 à 700 personnes) de la population clinique. Le score de la population clinique à l'indice de défavorisation socioénonomique se situe entre -2,91 et 3,50, le score minimum indique le risque socioéconomique le plus faible et le maximum le risque socioéconomique le plus élevé. La moyenne de l'indice est de 0,432 (É-T. 0,844) et la médiane de 0,415.

Les variables de second niveau ont été construites à partir des données du MSSS sur l'ensemble des 166 territoires CLSC. Le ***taux de consultation de services psychosociaux*** est une mesure composite qui reflète les besoins en santé mentale d'une population d'adulte avec enfant. La mesure renvoie au taux moyen pour mille parents ayant consulté entre 2007 et 2015 pour recevoir des services psychosociaux dans le territoire CLSC concerné pour l'une des raisons suivantes : 1) le développement et l'intégration sociale du jeune enfant (0-5 ans); 2) des difficultés comportementales de l'adolescent; 3) des préoccupations pour la santé mentale du parent; 4) un suivi psychosocial à domicile. La mesure varie selon le territoire CLSC, d'un taux minimum de 1,93 pour mille et maximum de 25,45 pour mille. À titre indicatif, le taux moyen de parents qui consultent pour des services psychosociaux au Québec est de 7,01 pour mille.

Les ***dépenses en services sociaux*** consistent en une mesure composée des dépenses non plafonnées agrégées par territoire CLSC entre 2010 et 2014. Cette mesure reflète le taux moyen de dépenses gouvernementales par enfant pour les services psychosociaux, communautaires et en dépendance, à l'exclusion des dépenses des services PJ. Dans le but de minimiser l'influence des valeurs extrêmes asymétriques, les données sur les dépenses en services sociaux ont été transformées en utilisant le logarithme naturel (logex) des estimations de dépenses en services sociaux par enfant par territoire. La mesure normalisée comporte une estimation minimale des dépenses des territoires se situant à 10,05 et une estimation maximale des dépenses des territoires de 17,81.

2.2 Modèle analytique

Cette étude utilise une méthodologie complexe avec des modèles à risque proportionnels de Cox à multiniveaux pour estimer l'impact de facteurs individuels et de l'environnement social sur la probabilité de récurrence. La composante de risque proportionnel identifie la probabilité de récurrence, c'est-à-dire la probabilité au temps *t* que l'enfant fasse l'objet d'un nouveau signalement pour lesquels les faits sont fondés. L'une des raisons d'utiliser la modélisation par régression des hasards proportionnels de Cox est la possibilité d'utiliser des observations censurées, c'est-à-dire les enfants qui n'ont pas eu de récurrence pendant la période de suivi. Dans un modèle de régression à risques proportionnels de Cox, les sujets sont considérés comme étant à risque jusqu'à ce qu'ils subissent une intervention récurrente, qu'ils soient censurés, c'est-à-dire que la période de suivi expire (dans ce cas, le 30 avril 2017), ou qu'ils aient 18 ans et ne soient plus à risque de placement. La composante multiniveau de cette étude modélise la variation à la fois entre et à l'intérieur de chaque territoire CLSC au Québec.

Le modèle statistique global est le suivant :

$$ln[H(t)/H_0(t)]ij = b_{00} + b_1X_{1ij} \ldots\ldots\ldots + b_kX_{kij} + C_{1J}Z_{1j}\ldots\ldots\ldots + C_{3J}Z_{3j} + U_j + e_{ij}$$

$X_{1ij}.....X_{kij}$ représente les mesures individuelles pour les enfants *i* dans le territoire *j*; Z_j représente les mesures de second niveau (taux de consultation des services psychosociaux et estimation des dépenses des services sociaux par enfant) pour le territoire *j*; U_j est l'effet aléatoire de second niveau associé au territoire *j;* et e_{ij} est l'erreur aléatoire. L'exposant ($b|C$) représente l'estimation de la probabilité (exprimée sous forme de rapport de risque) de récurrence pour chaque variable, toutes les autres mesures étant constantes.

Les interprétations des coefficients exponentiels standardisés reflètent le risque de récurrence associé à une augmentation d'un écart-type des covariables. Cela nous permet de déterminer si un changement d'un écart-type dans une covariable produit un changement plus important que dans une autre covariable. La proportion de la variance expliquée par les territoires a été calculée comme suit :

$$V_{expliquée} = \frac{V_0 - V_1}{V_0} \text{ X } 100$$

où V_0 représente la variance résiduelle dans le modèle multiniveau nul en tenant compte de la structure des données emboîtées (enfants emboîtés dans les territoires de santé et de services sociaux) et V_1 représente la variance résiduelle de second niveau une fois que nous avons inclus le taux de consultation des services psychosociaux et les dépenses en services sociaux par enfant (modèle multiniveau final).

L'ensemble de données a été construit et transformé en utilisant SPSS version 22. Les analyses ont été effectuées avec Mplus 7. Les tests statistiques ont été effectués à un niveau de confiance de 95 %.

2.3 Processus analytique

L'analyse a été réalisée en plusieurs étapes. Tout d'abord, des analyses descriptives ont été utilisées pour examiner toutes les covariables et la récurrence (voir tableau 1). Afin de s'assurer qu'il n'y a pas de linéarité entre les covariables, une régression linéaire par les moindres carrés ordinaires a été effectuée avec les covariables de premier niveau utilisées dans les modèles de risques multiniveaux finaux, pour déterminer les estimations du facteur d'inflation de la variance (VIF, de l'anglais *variance inflation factors)*. Si les valeurs du VIF dépassent 5, elles sont considérées comme indiquant une multi-collinéarité (Frees, 2004). Ces analyses indiquent qu'il n'y a pas de problème de linéarité entre les covariables de premier niveau dans aucun des modèles par âge, puisque les coefficients VIF sont largement inférieurs à 5 dans chacun des groupes d'âge (min=1,010; max=2,100).

Ensuite, un modèle nul multiniveau incluant uniquement les variables de premier niveau (les caractéristiques familiales) a été développé pour chaque groupe d'âge afin d'obtenir la variance résiduelle latente, à savoir la variance dans le risque de récurrence qui est attribuable aux caractéristiques territoriales. Enfin, un modèle multiniveau final avec les deux mesures de second niveau (caractéristiques territoriales) a été développé pour calculer la différence observée dans la variance résiduelle suite à l'ajout des facteurs de deuxième niveau. Ceci permet d'évaluer si les mesures de second niveau influencent le risque de récurrence au-delà de l'influence des facteurs de premier niveau. Les tableaux 2 à 4 présentent les estimations des modèles multiniveaux de régression des risques proportionnels de Cox réalisées par groupes d'âge – les enfants âgés de 0 à 4 ans (voir tableau 2; N = 17 424), les enfants âgés de 5 à 11 ans (voir tableau 3; N = 28 842), et les enfants âgés de 12 à 17 ans (voir tableau 4; N = 29 910).

3. Résultats

Le tableau 1 dresse un portrait de la population clinique à l'étude. Il a été observé que parmi les 76 176 enfants âgés de 0 à 17 ans de la population clinique, environ le tiers (32,5 %) ont connu un épisode de récurrence entre la fermeture initiale du dossier et la fin de l'observation. En ce qui a trait à l'âge de l'enfant au moment de la fermeture du dossier, les résultats ont montré que la proportion d'enfants ayant vécu un épisode de récurrence décroisse à mesure que les enfants vieillissent. Les jeunes enfants de 0-4 ans étaient plus nombreux à expérimenter un épisode de récurrence (39,4 %), suivi par ceux âgés de 6 à 11 ans (38,7 %) et de 12 à 17 ans (22,6 %). Il est à noter que ces proportions ne tiennent pas compte de la proportion d'enfants n'ayant pas vécu d'événement de récurrence et des inégalités dans les durées d'observation, les analyses de Cox présenté plus loin (tableaux 2 à 4) permettent de produire des taux ajustés. La proportion de filles et de garçons était presque équivalente, et ce, pour chacun des trois groupes d'âge.

Le principal motif de compromission à la fermeture du dossier varie selon l'âge de l'enfant au moment de la fermeture. Chez les enfants de moins de 11 ans, qu'ils aient ont ou non vécu au moins un épisode de récurrence durant la période d'observation, le principal motif de compromission était le mode de vie à risque des parents, tandis que c'était les troubles de comportement sérieux chez les

Tableau 1. Facteurs descriptifs selon l'âge à la fermeture

Facteurs individuels	Enfants 0-17 ans (N = 76 176)	Enfants 0-4 ans (N = 17 424)		Enfants 5-11 ans (N = 28 842)		Enfant 12-17 ans (N = 29 910)	
	Dossier fermé	Dossier fermé sans récurrence	Dossier fermé et récurrence	Dossier fermé sans récurrence	Dossier fermé et récurrence	Dossier fermé sans récurrence	Dossier fermé et récurrence
	32,5 %	**60.6 %**	**39,4 %**	**61.3 %**	**38,7 %**	**77.4 %**	**22,6 %**
Récurrence :	**(N = 24 816)**	**(n=10 553)**	**(n =6 871)**	**(n=17 657)**	**(n = 11 185)**	**(n=23 150)**	**(n= 6 760)**
Genre :							
Masculin	52,7 %	52,8 %	46,4 %	54,1 %	54,5 %	52,5 %	52,5 %
Féminin	47,3 %	47,2 %	53,6 %	45,9 %	45,5 %		47,5 %
Motif de compromission :							
Mauvais traitements psychologiques	12,0 %	7,1 %	11,7 %	15,0 %	12,2 %	8,7 %	8,2 %
Négligence matérielle et éducative	1,7 %	9,0 %	9,2 %	2,1 %	3,0 %	1,6 %	2,2 %
Négligence physique et soins de santé	4,8 %	7,1 %	7,3 %	5,9 %	6,2 %	2,4 %	2,4 %
Mode de vie à risque des parents	38,5 %	58,3 %	62,1 %	42,2 %	48,2 %	23,4 %	27,1 %
Non-fréquentation scolaire	10,3 %			11,8 %	10,8 %	10,3 %	9,8 %
Troubles de comportement sérieux	16,7 %		-----	2,7 %	3,6 %	39,8 %	37,4 %
Abus sexuels avérés et risque sérieux d'abus sexuels	4,4 %						

Abus physiques avérés et risque sérieux d'abus physiques	11,6 %	11,1 %	8,4 %	14,7 %	12,2 %	8,8 %	8,9 %
Provenance du signalement :							
Services PJ	15,6 %	18,8 %	18,8 %	16,5 %	15,5 %	12,8 %	12,2 %
CLSC	11,8 %	12,7 %	12,5 %	11,2 %	11,3 %	11,8 %	11,6 %
Hôpital	8,4 %	21,3 %	16,4 %	4,8 %	4,0 %	4,4 %	3,9 %
École	16,6 %	-----	-----	19,1 %	19,5 %	22,6 %	23,6 %
Corps policier	16,0 %	16,6 %	17,2 %	15,1 %	14,6 %	16,4 %	15,9 %
Famille	21,8 %	18,0 %	21,0 %	22,1 %	23,5 %	23,7 %	24,9 %
Autre type d'institution	6,6 %	9,4 %	9,5 %	7,7 %	7,5 %	5,2 %	4,5 %
Anonyme	3,3 %	3,1 %	4,4 %	3,6 %	4,2 %	3,1 %	3,4 %
Défavorisation socioéconomique							
Moyenne (É-T)	0,430 (0,830)	0,549 (0,809)	0,571 (0,795)	0,433 (0,830)	0,497 (0.825)	0,359 (0,835)	0,433 (0,827)

adolescent·e·s (12 à 17 ans). Le signalement provenait principalement d'un membre de la famille élargie pour tous les groûpes d'âge (21,0 % des enfants de 0 à 5 ans; 23,5 % des enfants de 5 à 11 ans; et 24,9 % des enfants de 12 à 17 ans ayant vécu un épisode de récurrence), suivi d'un membre du personnel scolaire pour les enfants en âge de fréquenter l'école (19,5 % des enfants de 5 à 11 ans; et 23,6 % des enfants de 12 à 17 ans ayant vécu un épisode de récurrence). En ce qui a trait à la défavorisation socioéconomique, la moyenne se situait à 0,430 (E.T.= 0,830). Il a été observé que l'estimation de défavorisation socioéconomique était plus élevée pour les jeunes enfants de moins de 5 ans et décroissait avec l'augmentation de l'âge. De plus, pour chaque catégorie d'âge, l'estimation de défavorisation socioéconomique était plus élevée pour les enfants ayant connu une intervention PJ récurrente comparativement à leurs pairs de la même catégorie d'âge.

Le tableau 2 présente les estimations du risque proportionnel de Cox multiniveau des modèles nul et final de récurrence des signalements pour les enfants âgés de 0 à 4 ans. Les résultats d'analyse des variables de premier niveau ont indiqué que les nourrissons (0-1 an) étaient plus à risque de récurrence comparativement aux enfants d'âge préscolaire (2-4 ans). De plus, les motifs de compromission les plus influents pour prédire une augmentation significative de la probabilité de récurrence chez les enfants de 0 à 4 ans étaient : la négligence matérielle et éducative (Bêta = 0,411; E.S.= 0,156), les mauvais traitements psychologiques (Bêta = 0,236; E.S. = 0,042), et la négligence physique et de soins de santé (Bêta = 0,186; E.S.= 0,060) comparativement aux abus et risque sérieux d'abus sexuels ou physiques. La défavorisation socioéconomique était également un facteur prédicteur de récurrence pour les jeunes enfants (Bêta = 0,347; E.S. = 0,121). Il a été remarqué que les enfants de 0 à 4 ans signalés par un membre du personnel hospitalier et ceux signalés par les services PJ, comparativement à ceux signalés par un membre de leur famille, étaient moins à risque de récurrence, en maintenant toutes les autres variables constantes (Bêta = -0,393; E.S. = 0,0048 et Bêta = -0,125; E.S. = 0,044 respectivement).

En analysant séparément chaque mesure de second niveau de façon indépendante, il a été constaté que le taux de consultation de services psychosociaux et les dépenses en services sociaux étaient des prédicteurs statistiquement significatifs de récurrence. Cependant, seul le taux de consultation de services psychosociaux demeurait statistiquement significatif dans le modèle final qui est ajusté pour toutes les autres variables individuelles. Enfin, 27,9 % de la variation de la récurrence territoriale était expliquée par les différences dans le taux de consultations de services psychosociaux et les dépenses en services sociaux et ce, même en tenant compte de l'effet des variables individuelles.

Tableau 2. Modèle à risque proportionnel de Cox multiniveau de récurrence pour les enfants âgés de 0 à 4 ans au moment de la fermeture du dossier

	Nombre d'événement et de valeurs censurées			
	Total 17,424	**Événements** 6871	**Valeurs censurées** 10,553	**% de valeurs censurées** 60,5 %

	Modèle nul			Modèle final		
Niveau 1	**Beta**	**E.S**	**Adj. RR**	**Beta**	**E.S.**	**Adj. RR**
Âge de l'enfant						
0-1 an	0,096	2,673	1,100***	0,091	0,036	1,095*
2-4 (réf)						
Genre de l'enfant						
Masculin Féminin (réf)	0,054	0,029	1,055	0,056	0,029	1,057
Motif de compromission						
Mauvais traitements psychologiques	0,226	0,042	1,253***	0,236	0,042	1,266***
Négligence matérielle et éducative	0,426	0,154	1,531**	0,411	0,156	1,508**
Négligence physique et de soins de santé	0,187	0,060	1,205**	0,186	0,060	1,204**
Mode de vie à risque des parents	0,095	0,042	1,099*	0,098	0,042	1,102*
Abus et risque sérieux d'abus sexuels ou physiques (réf)						
Provenance du signalement						
Services PJ	-0,126	0,043	0,881**	-0,125	0,044	0,860**
CLSC	-0,073	0,048	0,929	-0,078	0,048	0,924
Corps policiers	-0,081	0,048	0,922	-0,079	0,048	0,924
Hôpital	-0,401	0,048	0,669***	-0,393	0,048	0,675***
Autre institution	-0,090	0,065	0,913	-0,093	0,065	0,911
Anonyme	0,111	0,122	1,117	0,114	0,122	1,120
Famille (réf)						
Défavorisation socioéconomique	0,427	0,121	1,532***	0,347	0,121	1,414***

	Modèle nul	Rapport de risques	Rapport de risques	Modèle final (CSP et DSSS)		
Niveau 2				**Beta**	**E-T**	**RR**
Taux de consultation de services psychosociaux (2007-15) (CSP)		1,055***		0,052	0,011	1,053***
Dépenses en services sociaux par enfant (2010-14) (DSS)			1,115***	0,016	0,036	1,016

	Modèle nul	CSP seulement	DSS seulement	Modèle final (CSP et DSSS)
Variance résiduelle (V_1)	0,129	0,094	0,117	0,093
$V_{explained}$ $((V_0 – V_1)/ V_0)100$		27,1 %	9,3 %	**27,9 %**

*P<0.05; **P<0.01; ***P<0.001

Le tableau 3 présente les estimations du risque proportionnel de Cox multiniveau des modèles nul et final de récurrence des signalements pour les enfants âgés de 5 à 11 ans. Au premier niveau, les résultats ont révélé que les motifs de compromission les plus influents pour prédire une augmentation significative de la probabilité de récurrence chez les enfants âgés de 5 à 11 ans étaient : les troubles de comportement sérieux (Bêta = 0,459; E.S. = 0,094), la négligence physique et de soins de santé (Bêta = 0,377; E.S. = 0,069), la non-fréquentation scolaire (Bêta = 0,348; E.S. = 0,051), et la négligence matérielle et éducative (Bêta = 0,335; E.S. = 0,122) comparativement aux abus et risque sérieux d'abus sexuels ou physiques. La défavorisation socioéconomique (Bêta = 0,323; E.S. = 0,127) était également un facteur individuel ayant une grande influence sur le risque d'une intervention PJ subséquente. En ce qui concerne la source de signalement, les résultats ont montrés que les enfants signalés par un membre du personnel hospitalier comparativement à un membre de la famille élargie était significativement moins à risque de récurrence (Bêta = -0.298; E.S.= 0.073).

Au second niveau, l'analyse de chaque mesure indépendamment a montré que le taux de consultation de services psychosociaux et les dépenses en services sociaux par enfant étaient des facteurs significatifs prédicteurs de la récurrence. Néanmoins, dans le modèle final qui tient compte simultanément de toutes les variables individuelles, le taux de consultation de services psychosociaux était l'unique facteur de second niveau statistiquement significatif prédisant une intervention PJ récurrente. Par ailleurs, les résultats d'analyse de la variance ont indiqué que 30.4 % de la variation de la récurrence territoriale pour les enfants âgés de 5 à 11 ans s'explique par les différences dans le taux de consultations de services psychosociaux et les dépenses en services sociaux, même en tentant compte de l'effet des facteurs individuels.

Tableau 3. Modèle à risque proportionnel de Cox multiniveau de récurrence pour les enfants âgés de 5 à 11 ans à la fermeture du dossier

	Nombre d'événement et de valeurs censurées			
	Total 28,842	**Événements** 11,185	**Valeurs censurées** 17,657	**% de valeurs censurées** 61,2 %

	Modèle nul			Modèle final		
Niveau 1	**Beta**	**E.S**	**Adj. RR**	**Beta**	**E.S.**	**Adj. RR**
Âge de l'enfant						
5-7 ans	0,041	0,026	1,041	0,039	0,026	1,039
8-11 (réf)						
Genre de l'enfant						
Masculin Féminin (réf)	0,010	0,025	1.010	0,008	0,025	1,008
Motif de compromission						
Mauvais traitements psychologiques	0,229	0,048	1,257***	0,226	0,048	1,253***
Négligence matérielle et éducative	0,353	0,123	1,423**	0,335	0,122	1,397**
Négligence physique et de soins de santé	0,385	0,069	1,469***	0,377	0,069	1,457***
Mode de vie à risque des parents	0,234	0,042	1,263***	0,228	0,042	1,256***
Non-fréquentation scolaire	0,358	0,051	1,430***	0,348	0,051	1,416***
Troubles de comportement sérieux	0,459	0,093	1,582***	0,459	0,094	1,582***
Abus et risque sérieux d'abus sexuels ou physiques (réf)						
Provenance du signalement						
Services PJ	-0,081	0,044	0,922	-0,085	0,045	0,918
CLSC	-0,021	0,054	0,979	-0,020	0,053	0,980
Corps policiers	-0,044	0,046	0,956	-0,044	0,046	0,956
Hôpital	-0,305	0,073	0,737***	-0,298	0,073	0,742***
Autre institution	-0,077	0,064	0,925	-0,086	0,065	0,917
Anonyme	0,055	0,103	1,056	0,060	0,102	1,061
Famille (réf)						
Défavorisation socioéconomique	0,414	0,121	1,512**	0,323	0,127	1,381*

Niveau 2	**Modèle nul**	**CSP seulement**	**DSS seulement**	**Modèle final (CSP et DSSS)**		
Taux de consultation de services psychosociaux (2007-15) (CSP)		1,042***		0,036	0,007	1,036***

Dépenses en services sociaux par enfant (2010-14) (DSS)			1,119***	0,047	0,029	1,048

	Modèle nul	CSP seulement	DSS seulement	Modèle final (CSP et DSSS)
Variance résiduelle (V_1)	0,069	0,049	0,058	0,048
$V_{explained}$ $((V_0 – V_1)/ V_0)100$		28,9 %	15,9 %	**30,4 %**

*P<0.05; **P<0.01; ***P<0.001

Le tableau 4 illustre les estimations du risque proportionnel de Cox multiniveau des modèles nul et final pour les enfants âgés de 12 à 17 ans. L'analyse de chaque variable de premier niveau dans le modèle final a permis de constater que les adolescent·e·s âgé·e·s de 12 à 14 ans, comparativement à ceux de 15 à 17 ans, étaient plus à risque de connaître une intervention PJ récurrente. Il a été constaté que les motifs de compromission les plus influents pour prédire une augmentation de la probabilité de récurrence chez les adolescents étaient : le trouble de comportement sérieux (Bêta = 0.410; E.S. = 0.057), la négligence matérielle et éducative (Bêta = 0,401; E.S.= 1,493), et la non-fréquentation scolaire (Bêta = 0,219; E.S. = 0,059) comparativement aux abus et risque sérieux d'abus sexuels ou physiques. La défavorisation socioéconomique (Bêta = 0,410; E.S. = 0,135) était un autre facteur prédicteur important de la récurrence. Concernant la source de signalement, les enfants signalés par les services de protection de la jeunesse (Bêta = -0,66; E.S.= 0,057) et les institutions autres que les services publics (Bêta = -0,237; E.S. = 0,093) étaient moins à risque de récurrence que ceux signalés par un membre de la famille élargie.

L'analyse des variables de second niveau de façon indépendante a montré que seul le taux de consultation en services psychosociaux était prédicteur de récurrence, alors que les dépenses en services sociaux n'atteignaient pas le seuil de signification pour les enfants âgés de 12 à 17 ans. Dans le modèle final, les résultats obtenus étaient les mêmes, la seule variable de second niveau à prédire l'intervention PJ récurrente pour les adolescent·e·s était le taux de consultation en services psychosociaux. Enfin, les différences dans le taux de consultations de services psychosociaux et les dépenses en services sociaux expliquaient 13,3 % de la variation de la récurrence territoriale pour les adolescent·e·s.

Tableau 4. Modèle à risque proportionnel de Cox multiniveau de récurrence pour les enfants âgés de 12-17 ans à la fermeture du dossier

	Nombre d'événement et de valeurs censurées			
	Total 29,910	**Événements 6760**	**Valeurs censurées** 23,150	**% de valeurs censurées** 77.3 %

	Modèle nul			Modèle final		
Niveau 1	**Beta**	**E.S**	**Adj. RR**	**Beta**	**E.S.**	**Adj. RR**
Âge de l'enfant						
12-14 ans	0,600	0,039	1,822***	0,602	0,039	1,825***
15-17 (réf)						
Genre de l'enfant						
Masculin Féminin (réf)	-0,054	0,032	0,947	-0,055	0,033	0,946
Motif de compromission						
Mauvais traitements psychologiques	0,062	0,061	1,063	0,056	0,061	1,057
Négligence matérielle et éducative	0,405	0,160	1,499*	0,401	0,160	1,493*
Négligence physique et de soins de santé	0,135	0,094	1,445	0,121	0,094	1,128
Mode de vie à risque des parents	0,134	0,059	1,433*	0,128	0,059	1,136*
Non-fréquentation scolaire	0,222	0,059	1,248***	0,219	0,059	1,244***
Troubles de comportement sérieux	0,409	0,057	1,505***	0,410	0,057	1,506***
Abus et risque sérieux d'abus sexuels ou physiques (réf)						
Provenance du signalement						
Services PJ	-0,156	0,057	0,855**	-0,166	0,057	0,847**
CLSC	-0,039	0,054	0,961	-0,046	0,054	0,955
Corps policiers	-0,015	0,057	0,985	-0,019	0,057	0,981
Hôpital	-0,080	0,081	0,923	-0,087	0,082	0,916
Autre institution	-0,235	0,093	0,790*	-0,237	0,093	0,788*
Anonyme	0,054	0,109	1,055	0,042	0,109	1,042
Famille (réf)						
Défavorisation socioéconomique	0,470	0,133	1,599***	0,410	0,135	1,506**

Niveau 2	**Modèle nul**	**CSP seulement**	**DSS seulement**	**Modèle final (CSP et DSSS)**		
Taux de consultation de services psychosociaux (2007-15) (CSP)		1,025**		0,032	0,011	1,032**

Dépenses en services sociaux par enfant (2010-14) (DSS)			11.010	-0.050	0,040	0,951

	Modèle nul	CSP seulement	DSS seulement	Modèle final (CSP et DSSS)
Variance résiduelle (V_1)	0,075	0,068	0,075	0,065
$V_{explained}$ $((V_0 – V_1)/ V_0)100$		9,2 %	0 %	**13,3 %**

*P<0.05; **P<0.01; ***P<0.001

4. Discussion

Cette étude basée sur une population clinique a utilisé des données clinico-administratives des services PJ du Québec, des données du MSSS et du recensement canadien pour examiner l'intervention PJ récurrente dans la vie des familles vulnérables pour toutes formes de maltraitance.

Les résultats de l'étude montrent que la négligence matérielle et éducative est un facteur qui prédit l'augmentation de la probabilité de récurrence de manière significative à travers tous les groupes d'âges étudiés, même après ajustement pour les autres variables individuelles. La négligence physique et des soins de santé, de même que les mauvais traitements psychologiques, sont quant à eux des facteurs prédictifs de la récurrence pour les enfants de moins de 12 ans. Ces résultats sont cohérents avec ceux rapportés dans la littérature scientifique, à savoir que la négligence est le type de maltraitance le plus souvent associé à une intervention PJ récurrente (Carnochan et al., 2013; Connell et al., 2009; Drake et al., 2006; Esposito et al., 2021; Fluke et al., 2005; Fuller et al., 2001; Lipien et Forthofer, 2004; Marshall et English, 1999).

De nombreux chercheurs et praticiens dans ce domaine ont démontré que la négligence est souvent un symptôme externe de difficultés chroniques chez les familles, incluant la pauvreté, des traumas non résolus, des problèmes de santé mentale, et un manque de soutien extérieur (Carr et al., 2018; Éthier et al., 2007; Logan-Greene et Semachin Jones, 2018). Ce résultat souligne donc l'importance de dépondre aux besoins chroniques des familles pour réduire les taux de récurrence dans le système PJ. De manière connexe, la défavorisation socioéconomique, sans toutefois expliquer totalement la récurrence, était aussi un facteur important de récurrence dans cette étude pour chaque groupe d'âge. Ce constat concorde avec les résultats de recherches ayant démontré une association entre la pauvreté des familles et l'intervention PJ, particulièrement pour des raisons de négligence (Bradt et al, 2015; Bywaters et al., 2016; Drake et Jonson-Reid, 2014) et confirme l'importance de de préoccuper des besoins matériels des familles qui sont en contact avec le système PJ.

Il a aussi été constaté que les difficultés comportementales sévères chez l'enfant prédisaient le plus fortement la récurrence pour les enfants âgés de 5 à 17 ans. Des résultats similaires ont été rapportés dans une autre étude d'Esposito et ses collègues (2021). Par ailleurs, dans la présente étude, un sous-groupe d'enfants a attiré notre attention, il s'agit des jeunes enfants de 5 à 11 ans dont le motif principal de compromission était les troubles de comportement sérieux. Cette codification pour des enfants de cet âge est assez rare (voir Tableau 1) ce qui suggère des difficultés sévères chez ces enfants. De plus amples recherches sur ce groupe d'enfants nous apparaissent nécessaires pour cerner leurs profils cliniques et leurs besoins particuliers afin de cibler les interventions ayant le potentiel de réduire les comportements perturbateurs des enfants et de soutenir les parents dans le développement ou la consolidation de leurs habiletés parentales. Il pourrait être pertinent d'inclure des variables sur la nature des comportements (p.ex. violence physique), la durée de l'intervention PJ, les motifs de fermeture, de re-signalement et les services préventifs reçus après la fermeture en PJ pour mieux comprendre pourquoi ces enfants font l'objet d'une nouvelle intervention PJ.

Au-delà de l'environnement immédiat de l'enfant, la contribution de l'environnement social au niveau du territoire dans l'intervention PJ a été mise en évidence dans cette étude. En effet, il a été constaté que le taux de consultation en services psychosociaux par territoire dans le modèle final à multiniveau prédisait une intervention PJ récurrente, et ce, pour toutes les catégories d'âge. Ces résultats peuvent être interprétés comme un reflet de grands besoins psychosociaux chez les familles vulnérables faisant l'objet d'interventions récurrentes en PJ, lesquelles, dû à différents mécanismes, tendent à être concentrées dans certains territoires. D'un autre côté, ce résultat pourrait également souligner le manque d'efficacité ou d'adaptabilité des services de soutien offerts dans certains territoires. Afin de pouvoir explorer ces possibilités, il nous semble que davantage de travaux de recherche examinant les problématiques rencontrées par les familles en situation de récurrence (par exemple : toxicomanie, violence conjugale) ainsi que la disponibilité, l'adéquation, et la qualité des services de soutien utilisés de manière prédominante dans chaque territoire seraient à préconiser.

Bien que la combinaison des dépenses en services sociaux et le taux de consultations psychosociales expliquaient unepartie (entre 13,3 % et 34,4 %) de la variation dans le taux de récurrence entre les territoires, les dépenses en services sociaux par territoire en elles-mêmes n'avaient pas d'impact significatif dans le modèle final et ce, pour chaque groupe d'âge. Ceci pourrait suggérer que les variations en dépenses en services sociaux sont un reflet des variations des taux de consultations en services psychosociaux par territoire. De manière générale, l'impact moindre des dépenses en services sociaux comparativement aux taux de consultations suggère que la récurrence serait moins liée à l'argent mise en place pour ces services, mais plus à l'adaptabilité et la qualité des services en question.

4.1 Implication pour la pratique

Les besoins psychosociaux accrus des familles vivant des interventions récurrentes avec le système PJ confirme l'importance pour les intervenants de collaborer de manière intersectorielle avec des partenaires communautaires et des

réseaux d'aide pour soutenir adéquatement leur clientèle. Ce constat est corroboré par un nombre grandissant d'études qui préconisent la mise en place d'une approche différentielle (nommée en anglais « differential response ») faisant la distinction entre des situations urgentes où il y a un incident de maltraitance grave et des risques immédiats pour l'enfant et celles où le risque direct est plus bas et où les besoins chroniques des familles doivent être abordés (Kyte et al., 2013; Waldfogel, 1998). L'efficacité de cette approche a été démontrée dans de nombreuses études qui notent - entre autres - une réduction dans le nombre de placements et des cas de maltraitance récurrents avec des approches alternatives (par ex. : Loman et Siegel, 2004; Ortiz et al., 2008). Nos resultats suggèrent également que le type de collaborations et de services de soutien à mettre en place pour réduire le taux de récurrence dépend du stade dévelopemental de l'enfant évalué. Par exemple, il semble important de porter une attention aux particulière aux enfants de 5 à 11 ans avec des troubles de comportement et de s'assurer que des services de soutien spécifiques sont offerts aux parents pour les soutenir dans l'exercice de leur parentalité.

De plus, étant donné la contribution des besoins socioéconomiques des familles dans l'intervention PJ répétitive, nous sommes d'avis, comme d'autres auteurs, que des pratiques anti-pauvreté centrées sur les besoins des familles sont à favoriser en contexte d'intervention PJ (Briar-Lawson, Pryce et Raheim, 2021; Loman et Siegel, 2012). Ces pratiques se distinguent d'une approche centrée sur le risque par une analyse plus large des besoins de la famille et une attention particulière portée aux difficultés socioéconomiques. Les parents suivis en PJ, notamment en négligence, ont besoin de soutien pour répondre de façon suffisante à leurs besoins de base et à ceux de leur enfant. Ce type de pratique ayant fait leurs preuves pour prévenir la récurrence (Loman et Siegel, 2012; Rostad et al., 2017), il serait donc souhaitable qu'avant la fermeture du dossier les intervenant·e·s tentent de maximiser le soutien financier et matériel que reçoivent les familles puisque la défavorisation socioéconomique les rendrait particulièrement vulnérables à une réapparition du contexte de maltraitance et à nouvelle intervention PJ. Par exemple, en accompagnant les parents dans les démarches pour obtenir l'aide économique gouvernementale disponible (p.ex. aide de dernier recours) et en les dirigeant vers les organismes communautaires de leur quartier offrant des services de dépannage alimentaire, d'employabilité et d'hébergement.

4.2 Implications politiques

Depuis plusieurs décennies, le Québec s'est doté d'un éventail de politiques économiques et familiales dans le but de réduire la pauvreté, l'exclusion sociale et de favoriser le bien-être des familles. Malgré ce filet social, cette étude a révélé que la défavorisation économique joue un rôle dans l'intervention PJ récurrente pour les familles vulnérables. Les mesures actuelles apparaissent insuffisantes pour certaines familles puisqu'elles ne leur permettent pas de sortir de la pauvreté et de répondre adéquatement à leurs besoins fondamentaux. Ces conditions de vie précaires peuvent générer un stress accru et se répercuter sur l'exercice du rôle parental ainsi que sur le bien-être des enfants (Lupien et al., 2001; Mani et al., 2013). Une augmentation du soutien financier offert aux familles devrait donc être considérée par les décideurs politiques (McCartan et al., 2018; Wiederspan et al.,

2017). En outre, la composante à multiniveau de cette étude a permis d'examiner les variations territoriales ce qui n'aurait pas été possible en utilisant uniquement des facteurs de premier niveau.

Il est d'ailleurs ressorti des résultats d'analyses des facteurs de second niveau (Tableaux 2 à 4) qu'il existerait des inégalités territoriales dans le risque de récurrence d'intervention PJ. Un constat qui mériterait l'attention des décideurs politiques, particulièrement en ce qui a trait au développement de services destinés aux familles. Idéalement, l'offre de services préventifs devraient correspondre aux besoins des familles, tout en tenant compte des caractéristiques du quartier de résidence. Le manque de services adaptés aux besoins des familles vulnérables peut agir comme stresseurs pour celles-ci et leur porter préjudice. Nous rappelons que de tels investissements en prévention pourraient réduire les dépenses gouvernementales (Malcolm, 2012; McLaughlin et Jonson-Reid, 2017; Ryan et Gomez, 2016) et les pertes économiques colossales engendrées par la maltraitance envers les enfants pour la société (Bowlus et al., 2003; Fang et al., 2012).

4.3 Limites et recherches futures

Cette étude longitudinale et à multiniveau a permis d'enrichir les connaissances sur l'intervention PJ récurrente auprès des familles vulnérables, lesquelles demeurent, à ce jour, lacunaires et parfois, contradictoires. Les multiples définitions de la récurrence rendent difficile la comparaison avec d'autres à l'échelle nationale et internationale. La définition de la récurrence dans cette étude, soit un nouvel événement de maltraitance fondé après la fermeture et la période d'observation sur 15 ans, réduit les possibilités de comparaison car plusieurs études sur la récurrence se focalisent sur tout nouveau signalement, fondé ou non, et ont des périodes d'observation plus courtes. De plus amples études sont nécessaires pour avoir un portrait plus complet des principaux facteurs contribuant à l'intervention PJ répétitive dans certains territoires. Particulièrement, le rôle joué par différents services de soutien (santé mentale, services de soutien aux parents) en fonction de la raison de l'évaluation dans l'intervention PJ récurrente devrait être exploré, tel que décrit précédemment.

Des difficultés méthodologiques comme un accès limité aux données clinico-administratives des services préventifs à l'échelle familiale réduit notre capacité à faire des analyses approfondies. Par exemple, les données clinico-administratives ne permettent pas d'identifier les frères et sœurs. Pour cette raison, les analyses ne sont pas ajustées pour l'autocorrélation pouvant résulter de la présence de fratries dans l'échantillon. De plus, la présente étude n'a pu tenir compte de l'appartenance ethnoraciale des enfants à cause des données clinico-administrative manquantes et non-aléatoire sur l'appartenance ethnoraciale des enfants, alors que cette information aurait été pertinente puisque certaines communautés sont davantage en contact avec les services PJ au Québec. Finalement, étant donné l'accès limité aux données administratives, la variable de défavorisation socioéconomique était basée sur des données du recensement canadien sur une année (2011), ce qui ne couvre pas la totalité de la période d'observation des enfants évalués par le système PJ dans cette étude (2007 à 2015).

Références

Anselin, L. (1999). Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. Dans Longley, P., Goodchild, M., Maguire, D. et Rhind, D. (Dir.), *Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications* (p. 251–264). New York: Wiley.

Anselin, L., Sridharan, S., et Gholston, S. (2007). Using exploratory spatial data analysis to leverage social indicator databases: The discovery of interesting patterns. *Social Indicators Research*, *82*, 287-309.

Bae H-O, Solomon, P.L. et Gelles, R.J. (2009). Multiple child maltreatment recurrence relative to single recurrence and no recurrence. *Child Youth Services Review, 31*, 617–624.

Bae, H., Solomon, P. L., Gelles, R. J. et White, T. (2010). Effect of child protective services system factors on child maltreatment rereporting. *Child Welfare, 89*(3), 33–55.

Berger, L. M. (2004). Income, family structure, and child maltreatment risk. *Children and Youth Services Review, 26*(8), 725-748.

Berger, L. M. (2007). Socioeconomic factors and substandard parenting. *Social Service Review, 81*(3), 485-522.

Bowlus, A., McKenna, K., Day, T. et Wright, D. (2003). The economic costs and consequences of child abuse in Canada: Report to the Law Commission of Canada. https://cwrp.ca/publications/economic-costs-and-consequences-child-abuse-canada

Bradt, L., Roets, G., Roose, R., Rosseel, Y. et Bouverne-De Bie, M. (2015). Poverty and decision making in child welfare and protection: Deepening the bias-need debate. *British Journal of Social Work, 45*, 2161-2175.

Briar-Lawson, K., Pryce, J. A., et Raheim, S. (2021). Family-Centered Anti-Poverty Strategies to Address Child Neglect. *Child Welfare, 98*(6), 145-175.

Bywaters, P. W. B., Bunting, L., Davidson, G., Hanratty, J., Mason, W., McCartan, C. et Steils. (2016). The relationship between poverty, child abuse and neglect: an evidence review. Joseph Rowntree Foundation.

Cancian, M., Yang, M. Y., et Slack, K. S. (2013). The effect of additional child support income on the risk of child maltreatment. *Social Service Review, 87*(3), 417-437.

Carnochan, S., Rizik-Baer, D. et Austin, M. J. (2013). Preventing the recurrence of maltreatment. *Journal of Evidence-Based Social Work, 10*(3), 161-178.

Carr, A., Duff, H., et Craddock, F. (2020). A systematic review of reviews of the outcome of severe neglect in underresourced childcare institutions. *Trauma, Violence, & Abuse, 21*(3), 484-497.

Casanueva, C., Tueller, S., Dolan, M., Testa, M., Smith, K. et Day, O. (2015). Examining predictors of re-reports and recurrence of child maltreatment using two national data sources. *Children and Youth Services Review, 48*, 1-13. doi: http://dx.doi.org/10.1016/j.childyouth.2014.10.006

Cheng, T. C. et Lo, C. C. (2015). A longitudinal causal analysis of impact made by collaborative engagement and service receipt on likelihood of substantiated re-report. *Child maltreatment, 20*(4), 258-267.

Connell, C, Bergeron, N, Katz, K, Saunders, L. et Tebes, J. (2007). Re-referral to child protective services: The influence of child, family, and case characteristics on risk status. *Child Abuse & Neglect, 31*(5), 573-588. doi: http://dx.doi.org/10.1016/j.chiabu.2006.12.004

Connell, C. M., Vanderploeg, J. J., Katz, K. H., Caron, C., Saunders, L. et Tebes, J. K. (2009). Maltreatment following reunification: Predictors of subsequent child protective services contact after children return home. *Child Abuse & Neglect, 33*, 218-228.

Coohey, C. (1996). Child maltreatment: Testing the social isolation hypothesis. *Child Abuse & Neglect, 20*(3), 241-254.

Coulton, C. J., Korbin, J. E., Su, M. et Chow, J. (1995). Community level factors and child maltreatment rates. *Child Development, 66*, 1262-1276.

Dakil, S. R., Cox, M., Lin, H., et Flores, G. (2011). Racial and ethnic disparities in physical abuse reporting and child protective services interventions in the United States. *Journal of the National Medical Association, 103*(9 et 10), 926-931.

Delaye, A., & Sinha, V. (2017). Community sidelined: The loss of community focus in differential response. *Child & Family Social Work, 22*(3), 1338-1347.

DePanfilis, D. et Zuravin, S.J. (1998). Rates, patterns, and frequency of child maltreatment recurrences among families known to CPS. *Child Maltreatment, 3*(1), 27–42.

DePanfilis, D. et Zuravin, S. J. (1999a). Epidemiology of child maltreatment recurrences. Social Services Review, 73(2), 218-239.

DePanfilis, D. et Zuravin, S.J. (1999b). Predicting child maltreatment recurrences during treatment. *Child Abuse and Neglect, 23*(8), 729–743. http://dx.doi.org/10.1016/s0145-2134(99)00046-0

Drake, B. et Pandey, S. (1996). Understanding the relationship between neighborhood poverty and specific types of child maltreatment. *Child Abuse & Neglect, 20*(11), 1003-1018.

Drake, B. et Jonson-Reid, M. (1999). Some thoughts on the increasing use of administrative data in child maltreatment research. *Child Maltreatment, 4*(4), 308-315.

Drake, B., Jonson-Reid, M., Way, I. et Chung., S. (2003). Substantiation and recidivism. *Child Maltreatment, 8*(4), 248-260.

Drake, B, Jonson-Reid, M et Sapokaite, L. (2006). Rereporting of child maltreatment: Does participation in other public sector services moderate the likelihood of a second maltreatment report? *Child Abuse & Neglect, 30*(11), 1201-1226.

Drake, B. et Jonson-Reid (2014). Poverty and Child Maltreatment. Dans Korbin et Krugman, Handbook (dir.) *Handbook of Child Maltreatment* (pp. 131-148),Springer. https://doi.org/10.1007/978-94-007-7208-3_7

Elder Jr, G. H. (1998). The life course as developmental theory. *Child development, 69*(1), 1-12.

Esposito, T., Chabot, M., Trocmé, N., Fluke, J. D., Delaye, A., Caldwell, J., Hélie, S., King, B., De La Sablonnière-Griffin, M. et Mackrell, L. (2021). Recurrent involvement with the Quebec child protection system for reasons of neglect: A longitudinal clinical population study. *Child abuse & neglect, 111*, 104823. https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2020.104823

Éthier, L. S., Bourassa, L., Klapper, U., Lajoie, J., Gough, P., & Léveillé, S. (2007). Factors related to chronic neglect in families. *CECW Information Sheet E*, 50.

Fallon, B., Lefebvre, R., Trocmé, N., Richard, K., Hélie, S., Montgomery, H. M., Bennett, M., Joh-Carnella, N., Saint Girons, M., Filippelli, J., MacLaurin, B., Black, T., Esposito, T., King, B., Collin-Vézina, D., Dallaire, R., Gray, R., Levi, J., Orr, M., Petti, T., Thomas Prokop, S., & Soop, S. (2021). Denouncing the continued overrepresentation of First Nations children in Canadian child welfare: Findings from the First Nations/ Canadian Incidence Study of Reported *Child Abuse and Neglect-2019*. Ontario: Assembly of First Nations.

Fang, X., Brown, D. S., Florence, C. S. et Mercy, J. A. (2012). The economic burden of child maltreatment in the United States and implications for prevention. *Child Abuse & Neglect, 36*, 156-165.

Fluke, J. D., Yuan, Y.-Y. T. et Edwards, M. (1999). Recurrence of maltreatment: An application of the national child abuse and neglect data system (NCANDS). *Child Abuse & Neglect, 23*(7), 633-650.

Fluke, J., Shusterman, G. et Hollinshead, D. (2005). Rereporting and recurrence of child maltreatment: Findings from NCANDS. *Child Abuse & Neglect, 32*(8), 749-751.

Fluke, J.D., Shusterman, G.R., Hollinshead, D.M. et Yuan, Y.Y.T. (2008). Longitudinal analysis of repeated child abuse reporting and victimization: Multistate analysis of associated factors. *Child Maltreatment, 13*(1), 76–88. http://dx.doi.org/10.1177/1077559507311517.

Frees, E. W. (2004). *Longitudinal and panel data: analysis and applications in the social sciences.* Cambridge University Press.

Freisther, B. (2004). A spatial analysis of social disorganization, alcohol access, and rates of child maltreatment in neighborhoods. *Child and Youth Services Review, 26*, 803-819.

Freisther, B., Merritt, D. H. et LaScala, E. A. (2006). Understanding the ecology of child maltreatment: A review of the literature and directions for future research. *Child Maltreatment, 11*(3), 263-280.

Freisther, B., Gruenewald, P. J., Remer, L. G., Lery, B. et Needell, B. (2007a). Exploring the spatial dynamics of alcohol outlets and child protective services referrals, substantiations, and foster care entries. *Child Maltreatment, 12*(2), 114-124.

Freisther, B., Bruce, E. et Needell, B. (2007b). Understanding the geospatial relationship of neighborhood characteristics and rates of maltreatment for black, Hispanic, and white children. *Social Work, 51*(1), 7-16.

Fuller, T. L. (2005). Child safety at reunification: A case-control study of maltreatment recurrence following return home from substitute care. *Children and Youth Services Review, 27*(12), 1293-1306.

Fuller, T., Wells, S. et Cotton, E. (2001). Predictors of maltreatment recurrence at two milestones in the life of a case. *Children and Youth Services Review, 23*, 49-78.

Fuller, T. et Nieto, M. (2014). Child welfare services and risk of child maltreatment rereports: Do services ameliorate initial risk? *Children and Youth Services Review, 47*, 46-54.

Hélie, S., et Bouchard, C. (2010). Recurrent reporting of child maltreatment: State of knowledge and avenues for research. *Children and Youth Services Review, 32*(3), 416–422. http://dx.doi.org/10.1016/j.childyouth.2009.10.013.

Hélie, S., Laurier, C., Pineau-Villeneuve, C. et Royer, M.-N. (2013). A developmental approach to the risk of a first recurrence in child protective services. *Child Abuse & Neglect, 37*(12), 1132–1141. http://dx.doi.org/10.1016/j.chiabu.2013.05.001.

Hélie, S., Poirier, M. A., & Turcotte, D. (2014). Risk of maltreatment recurrence after exiting substitute care: Impact of placement characteristics. *Children and Youth Services Review, 46*, 257-264.

Hindley, N., Ramchandani, P. G., & Jones, D. P. (2006). Risk factors for recurrence of maltreatment: a systematic review. *Archives of disease in childhood, 91*(9), 744-752.

Jenkins, B. Q., Tilbury, C., Mazerolle, P. et Hayes, H. (2017). The complexity of child protection recurrence: The case for a systems approach. *Child Abuse & Neglect, 63*, 162–171. http://dx.doi.org/10.1016/j.chiabu.2016.11.020.

Jenkins, B. Q., Tilbury, C., Hayes, H. et Mazerolle, P. (2018). Factors associated with child protection recurrence in Australia. *Child abuse & neglect, 81*, 181-191.

Jonson-Reid, M., Chung, S., Way, I. et Jolley, J. (2010a). Understanding service use and victim patterns associated with re-reports of alleged maltreatment perpetrators. *Children and Youth Services Review, 32*, 790–797.

Jonson-Reid, M., Emery, C. R., Drake, B. et Stahlschmidt, M. J. (2010b). Understanding chronically reported families. *Child Maltreatment, 15*(4), 271-281.

Jonson-Reid, M., Drake, B., Constantino, J. N., Tandon, M., Pons, L., Kohl, P., Roesch, S., Wideman, E., Dunnigan, A. et Auslander, W. (2018). A Randomized Trial of Home Visitation for CPS-Involved Families: The Moderating Impact of Maternal Depression and CPS History. *Child maltreatment, 23*(3), 281–293. https://doi.org/10.1177/1077559517751671

Kang, J., Bae, H. et Fuller, T. (2015). Rereporting to child protective services among initial neglect subtypes. *Families in Society, 96*, 185–194.

Klein, S. (2011). The availability of neighborhood early care and education resources and the maltreatment of young children. *Child Maltreatment, 16*(4), 300-311.

Kyte, A., Trocme, N., et Chamberland, C. (2013). Evaluating where we're at with differential response. *Child Abuse & Neglect, 37*(2-3), 125-132.

Lee, E., Kirkland, K., Miranda-Julian, C. et Greene, R. (2018). Reducing maltreatment recurrence through home visitation: A promising intervention for child welfare involved families. *Child Abuse & Neglect, 86*, 55-66.

Lery, B. (2009). Neighborhood structure and foster care entry risk: The role of spatial scalein defining neighborhoods. *Children and Youth Services Review, 31*, 331–337.

Levy, H. B., Markovic, J., Chaudhry, U., Ahart, S. et Torres, H. (1995). Reabuse rates in a sample of children followed for 5 years after discharge from a child abuse inpatient assessment program. *Child Abuse & Neglect, 19*(11), 1363-1377.

Lipien, L. et Forthofer, M.S. (2004). An event history analysis of recurrent child maltreatment reports in Florida. *Child Abuse and Neglect, 28*(9), 947–966. http://dx.doi.org/10.1016/j.chiabu.2004.03.011.

Logan-Greene, P. et Semanchin Jones, A. (2018). Predicting chronic neglect: Understanding risk and protective factors for CPS-involved families. *Child & Family Social Work, 23*(2), 264-272.

Loman, L. A. et Siegel, G. L. (2004). Differential response in Missouri after five years: Final report. Retrieved September, 20, 2007.

Loman, L. A. et Siegel, G. L. (2012). Effects of anti-poverty services under the differential response approach to child welfare. *Children and Youth Services Review, 34,* 1659–1666.

Loman, L. A. et Siegel, G. L. (2015). Effects of approach and services under differential response on long term child safety and welfare. *Child Abuse & Neglect, 39*, 86-97.

Lupien, S. J., King, S., Meaney, M. J., et McEwen, B. S. (2001). Can poverty get under your skin? basal cortisol levels and cognitive function in children from low and high socioeconomic status. *Development and psychopathology, 13*(3), 653–676. https://doi.org/10.1017/s0954579401003133

Macdonald, D. et Wilson, D. (2016). Shameful neglect: Indigenous child poverty in Canada. Ottawa, ON: Canadian Centre for Policy Alternatives.

McCartan, C., Morrison, A., Bunting, L., Davidson, G. et McIlroy, J. (2018). Stripping the wallpaper of practice: Empowering social workers to tackle poverty. *Social Sciences, 7*(10), 193-209.

Maguire-Jack, K. et Showalter, K. (2016). The protective effect of neighborhood social cohesion in child abuse and neglect. *Child abuse & neglect, 52*, 29-37.

Malcolm, M. (2012). Can buy me love: the effect of child welfare expenditures on maltreatment outcomes. *Applied Economics, 44*(28), 3725-3736.

Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E., & Zhao, J. (2013). Poverty impedes cognitive function. *Science, 341*(6149), 976-980.

Marshall, D. B. et English, D. J. (1999). Survival analysis of risk factors for recidivism in child abuse and neglect. *Child Maltreatment, 4*(4), 287-296.

McLaughlin, M. et Jonson-Reid, M. (2017). The relationship between child welfare financing, screening, and substantiation. *Children and Youth Services Review, 82*, 407-412.

Molnar, B. E., Goerge, R. M., Gilsanz, P., Hill, A., Subramanian, S. V., Holton, J. K., ... & Beardslee, W. R. (2016). Neighborhood-level social processes and substantiated cases of child maltreatment. *Child abuse & neglect, 51*, 41-53.

Neppl, T. K., Jeon, S., Schofield, T. J., et Donnellan, M. B. (2015). The impact of economic pressure on parent positivity, parenting, and adolescent positivity into emerging adulthood. *Family relations, 64*(1), 80-92.

Ortiz, M. J., Shusterman, G. R., et Fluke, J. D. (2008). Outcomes for children with allegations of neglect who receive alternative response and traditional investigations: Findings from NCANDS. *Exploring Differential*.

Palusci, V. J. (2011). Risk factors and services for child maltreatment among infants and young children. *Children and Youth Services Review, 33*(8), 1374-1382.

Palusci, V. J. et Ondersma, S. J. (2012). Services and recurrence after psychological maltreatment confirmed by child protective services. *Child Maltreatment, 17*(2), 153-163.

Rivera, M. et Sullivan, R. (2015). Rethinking child welfare to keep families safe and together: Effective housing-based supports to reduce child trauma, maltreatment recidivism, and re-entry to foster care. *Child Welfare, 94*(4), 185-204.

Rostad, W. L., Rochers, T. M. et Chaffin, M. J. (2017). The influence of concrete support on child welfare program engagement, progress, and recurrence. *Children and Youth Services Review, 72*, 26-33.

Roygardner, D., Hughes, K. N., et Palusci, V. J. (2020). Leveraging family and community strengths to reduce child maltreatment. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science, 692*(1), 119-139.

Ryan, T. N. et Gomez, R. J. (2016). Trends in state budgets and child outcomes during and post child welfare class action litigation. *Children and Youth Services Review, 62*, 49-57.

Sedlak, A. J., Mettenburg, J., Basena, M., Petta, I., McPherson, K., Green, A. et Li, S. (2010). Fourth national incidence study of child abuse and neglect (NIS-4): 2009-2010: Report to congress. Washington, DC: U.S. Department of Health and Human Services, Administration for Children and Families.

Slack, K. S., Holl, J. L., McDaniel, M., Yoo, J., et Bolger, K. (2004). Understanding the risks of child neglect: An exploration of poverty and parenting characteristics. *Child maltreatment, 9*(4), 395-408.

Solomon, D. et Asberg, K. (2012). Effectiveness of child protective services interventions as indicated by rates of recidivism. *Children and Youth Services Review, 34*(12), 2311–2318. http://dx.doi.org/10.1016/j.childyouth.2012.08.014.

Solomon, D., Åsberg, K., Peer, S. et Prince, G. (2016). Cumulative risk hypothesis: Predicting and preventing child maltreatment recidivism. *Child Abuse & Neglect, 58*, 80-90.

Statistique Canada. 2017. *Région des Terres-Cries-de-la-Baie-James [Région sociosanitaire, décembre 2017], Québec et Québec [Province]* (tableau). *Profil du recensement*, Recensement de 2016, produit nº 98-316-X2016001 au catalogue de Statistique Canada. Ottawa. https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2016/dp-pd/prof/index.cfm?Lang=F

Thompson, R., et Wiley, T. R. (2009). Predictors of re-referral to child protective services: A longitudinal follow-up of an urban cohort maltreated as infants. *Child Maltreatment, 14*(1), 89-99.

Trocmé, N. et Chamberland, C. (2003). Re-involving the community: The need for a differential response to rising child welfare caseloads in Canada. *Community collaboration and differential response: Canadian and international research and emerging models of practice*, 32-48.

Trocmé, N., Fallon, F., MacLaurin, B., Daciuk, J., Felstiner, C., Black, T., Tonmyr, L., Blackstock, C., Barter, K., Turcotte, D., et Cloutier, R. (2005). Canadian Incidence Study of Reported Child Abuse and Neglect – 2003: Major Findings. Minister of Public Works and Government Services Canada. Retrieved from: https://cwrp.ca/sites/default/files/publications/cis2003.pdf

Trocmé, N., Kyte, A., Sinha, V., et Fallon, B. (2014). Urgent protection versus chronic need: clarifying the dual mandate of child welfare services across Canada. *Social Sciences, 3,* 483-498.

Trocmé, N., MacLaurin, B., Fallon, B., Daciuk, J., Billingsley, D., Tourigny, M., Mayer, M., Wright, J., Barter, K., Burford, G., Hornick, J., Sullivan, R., et McKenzie, B. (2001). Canadian Incidence Study of Reported Child Abuse and Neglect: Final Report. Ottawa, Ontario: Minister of Public Works and Government Services Canada. Retrieved from: https://cwrp.ca/sites/default/files/publications/cis1998.pdf

U.S. Department of Health and Human Services. (2004). *Child maltreatment 2004: Reports from the states to the National Center of Abuse and Neglect.* Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office.

van der Put, C. E., Assink, M., Gubbels, J., et Boekhout van Solinge, N. F. (2018). Identifying effective components of child maltreatment interventions: A meta-analysis. *Clinical Child & Family Psychology Review, 21*(2), 171–202. https://doi.org/10.1007/s10567-017-0250-5.

Waldfogel, J. (1998). Rethinking the paradigm for child protection. *The future of children*, 104-119.

Wiederspan, J., Rhodes, E., et Shaefer, H. L. (2017). Expanding the discourse on anti- poverty policy: reconsidering a negative income tax. *Journal of Poverty, 19*(2), 218-238.

Wulczyn, F. (2020). Foster care in a life course perspective. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science, 692*(1), 227-252.

White, O. G., Hindley, N. et Jones, D. P. (2015). Risk factors for child maltreatment recurrence: An updated systematic review. *Medicine, Science and the Law, 55*(4), 259-277.

Yampolskaya, S. et Banks, S. M. (2006). An assessment of the extent of child maltreatment using administrative databases. *Child Maltreatment, 13*(3), 342-355.

Zhang, Z., Fuller, T. et Nieto, M. (2013). Didn't we just see you? Time to recurrence among frequently encountered families in CPS. *Children and Youth Services Review, 35*, 883-889.

Zolotor, A. J., et Runyan, D. K. (2006). Social capital, family violence, and neglect. *Pediatrics, 117*(6), e1124–e1131. https://doi.org/10.1542/peds.2005-1913