

Validation du *Dominique Interactif* auprès d'élèves Innus : utilité clinique et limites psychométriques

Validation of the Dominic Interactive among Innu schoolchildren: Clinical value and psychometric limits

Mathilde Garneau, Myriam Laventure and Caroline E. Temcheff

Volume 52, Number 1, 2023

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1099296ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1099296ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Revue de Psychoéducation

ISSN

1713-1782 (print)

2371-6053 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Garneau, M., Laventure, M. & Temcheff, C. E. (2023). Validation du *Dominique Interactif* auprès d'élèves Innus : utilité clinique et limites psychométriques. *Revue de psychoéducation*, 52(1), 267–298. <https://doi.org/10.7202/1099296ar>

Article abstract

The use of a self-reported measurement tool to identify emotional and behavioral problems would contribute to the valid assessment of adaptative difficulties among Indigenous children. However, without proper validation in a particular socio-cultural context, the use of psychological tests may lead to inaccurate interpretations (AERA et al., 2014). The Dominic Interactive (Valla, 2008) screens for seven common mental health problems in children and has shown promise in terms of being a valid measure for Indigenous children (Garneau et al., 2020). The psychometric properties of the Dominic Interactive are examined in 195 Innu children in Quebec. This study reports indices of temporal stability (test-retest reliability) and validity of the Dominic Interactive scale scores interpretations. Associations between test scores and other variables, such as the ASEBA-Teacher Report Form (TRF) scores (Achenbach et Rescorla, 2001), the reception of psychosocial or educational services, and child gender were examined. Results show satisfactory temporal stability for the seven Dominic Interactive scale scores among Innu children. Correlations between Dominic Interactive scale scores and ASEBA-TRF scale scores suggest that Innu children are reporting valid information about their anxious, depressed, oppositional, behavioral, and attentional symptoms. However, Dominic Interactive scores were poorly associated with the reception of psychosocial or educational services. Data suggest Innu girls participating in this study were less likely to be referred for services. Potential clinical applications of these results are discussed.

Mesure et évaluation

Validation du *Dominique Interactif* auprès d'élèves Innus : Utilité clinique et limites psychométriques

Validation of the *Dominic Interactive* among Innu schoolchildren: Clinical value and psychometric limits

M. Garneau¹
M. Laventure²
C. E. Temcheff³

- ¹ Département de psychoéducation, Université de Sherbrooke
- ² Département des sciences de la santé communautaire, Université de Sherbrooke
- ³ Department of Educational and Counselling Psychology, Université McGill

Résumé

L'utilisation d'un test psychométrique auto-rapporté évaluant des problèmes émotionnels et comportementaux variés peut contribuer à une évaluation valide des difficultés d'adaptation auprès des enfants autochtones. Cependant, sans validation dans un contexte socio-culturel spécifique, l'utilisation d'un tel test peut, au contraire, mener à des interprétations erronées (AERA et al., 2014). Le *Dominique Interactif* (Valla, 2008) est un outil ciblant sept problèmes de santé mentale communs chez les enfants et est prometteur auprès des enfants autochtones (Garneau et al., 2020). Ses qualités psychométriques ont été évaluées auprès de 195 enfants de la Nation innue au Québec. La présente étude rapporte les indices de stabilité temporelle (fidélité test-rétest) et des preuves de la validité des interprétations des scores du *Dominique Interactif*. À cet effet, les relations entre les scores au test et d'autres variables, soit les scores rapportés par une personne enseignante à l'ASEBA-TRF (Achenbach et Rescorla, 2001) ainsi que le statut référé et le sexe de l'enfant, ont été examinées. Les résultats de l'étude montrent une stabilité temporelle satisfaisante pour toutes les échelles de mesure du *Dominique Interactif* auprès des enfants innus. De même, les corrélations entre les scores du *Dominique Interactif* et les scores à l'ASEBA-TRF indiquent que les enfants innus rapportent une information valide à propos de leurs symptômes anxieux, dépressifs, oppositionnels, comportementaux et d'inattention. Toutefois, les scores du *Dominique Interactif* sont peu associés au statut référé de l'enfant. Les données de l'étude suggèrent que les filles innues seraient sous-référées. Les retombées cliniques potentielles de ces résultats sont discutées.

Correspondance :

Mathilde Garneau
Département de psychoéducation
Université de Sherbrooke
Sherbrooke (Québec) J1K 2R1
mathilde.garneau@usherbrooke.ca

Mots-clés : évaluation, santé mentale, enfants, Premières Nations, qualités psychométriques.

Abstract

The use of a self-reported measurement tool to identify emotional and behavioral problems would contribute to the valid assessment of adaptative difficulties among Indigenous children. However, without proper validation in a particular socio-cultural context, the use of psychological tests may lead to inaccurate interpretations (AERA et al., 2014). The Dominic Interactive (Valla, 2008) screens for seven common mental health problems in children and has shown promise in terms of being a valid measure for Indigenous children (Garneau et al., 2020). The psychometric properties of the Dominic Interactive are examined in 195 Innu children in Quebec. This study reports indices of temporal stability (test-retest reliability) and validity of the Dominic Interactive scale scores interpretations. Associations between test scores and other variables, such as the ASEBA-Teacher Report Form (TRF) scores (Achenbach et Rescorla, 2001), the reception of psychosocial or educational services, and child gender were examined. Results show satisfactory temporal stability for the seven Dominic Interactive scale scores among Innu children. Correlations between Dominic Interactive scale scores and ASEBA-TRF scale scores suggest that Innu children are reporting valid information about their anxious, depressed, oppositional, behavioral, and attentional symptoms. However, Dominic Interactive scores were poorly associated with the reception of psychosocial or educational services. Data suggest Innu girls participating in this study were less likely to be referred for services. Potential clinical applications of these results are discussed.

Keywords: Assessment, Mental Health, Children, First Nations, Psychometrics.

Introduction

Au Québec, les personnes d'identité autochtone représentaient 2,3 % de la population en 2016 (Statistique Canada, 2018) et 31 % d'entre elles avaient moins de 15 ans (Statistique Canada, 2019). Environ un tiers de la population autochtone est réparti dans 55 communautés qui représentent dix Premières Nations (comme les Premières Nations innue, atikamekw et crie) ainsi que la Nation inuite, alors qu'environ les deux-tiers vivent hors-communauté (Secrétariat aux affaires autochtones [SAA], 2019). Chacune des nations autochtones a sa propre histoire, sa propre langue, ses propres culture, traditions et croyances, ainsi que des situations socio-économiques et sanitaires variables (Dillard et Manson, 2013; Kirmayer et al., 2009; SAA, 2019; Waldram, 2009). Ces différences peuvent même être observées entre les communautés d'une même nation. Bien qu'elles se distinguent sur divers plans, les nations autochtones partagent aujourd'hui des intérêts sociaux, économiques, politiques et territoriaux liés aux conséquences de la colonisation, ainsi qu'une grande souffrance issue du génocide culturel qu'elles ont subi.

Malgré des efforts de réconciliation au cours des deux dernières décennies, les Autochtones font toujours l'objet d'un racisme systémique et les conséquences du génocide culturel sont toujours bien présentes dans plusieurs communautés (Commission d'enquête sur les relations entre les Autochtones et certains services publics, 2019). Partout au Canada et au Québec, de nombreuses familles et communautés autochtones vivent dans la précarité (Radio-Canada, 2016, 12 avril; Statistique Canada, 2019) et vivent de douloureuses difficultés psychosociales, conséquences intergénérationnelles associées au trauma historique engendré par

le génocide culturel dont ont été victimes les Premiers Peuples en Amérique du Nord (Bombay et al., 2011, 2014, 2019; Brave Heart, 1998, 1999, citées dans Gone et al., 2019; Commission de vérité et de réconciliation du Canada, 2015; Dion et al., 2016; Gone et al., 2019; Van Campenhout et Lévesque, 2019; Wesley-Esquimaux et Smolewski, 2004). La violence, les problèmes de santé mentale, le stress post-traumatique, les idéations et les comportements suicidaires, les difficultés d'adaptation psychosociale et la consommation de substances psychoactives sont présents dans des proportions importantes chez les populations autochtones (Beals et al., 2005; Dion et al., 2016; Nelson et Wilson, 2017; Pied-Bœuf et Lévesque, 2019; Tran et Lévesque, 2019a,b,c,d). Les enfants et les jeunes autochtones ne font pas exception et ils sont nombreux à vivre des difficultés émotionnelles et comportementales (Dickerson et Johnson, 2012; Kenney et Thierry, 2014; Lefler et al., 2015; Lemstra et al., 2013; Lemstra et al., 2011; Pollock et al., 2016; Whitbeck et al., 2014).

Malgré des besoins importants et la nécessité d'agir de façon préventive, aucun test psychométrique permettant d'évaluer les difficultés de santé mentale n'a été validé auprès des enfants autochtones d'âge primaire au Québec si ce n'est en Amérique du Nord francophone. Pourtant, les qualités psychométriques d'un test peuvent différer d'un groupe culturel à l'autre (American Educational and Research Association [AERA] et al., 2014), que ce soit en raison de différences linguistiques, idiomatiques, culturelles, techniques ou autres, et l'utilisation non-validée d'un test psychologique peut mener à des interprétations erronées et, conséquemment, à des décisions inadéquates quant aux orientations des interventions (Mushquash et Bova, 2007; Paniagua, 2014). Malgré l'absence de validation, de tels tests sont utilisés en clinique (Mushquash et Bova, 2007) comme en recherche auprès des enfants autochtones (Owais et al., 2022; Williamson et al., 2014). Il faut reconnaître que l'utilisation d'un test psychologique n'est pas sans limite et que diverses méthodes d'observation doivent être combinées pour réaliser une évaluation complète de la situation de toute personne. Il est en effet nécessaire de considérer l'enfant dans ses interactions avec son environnement et d'agir aussi sur ses contextes de vie et sa communauté. Néanmoins, un test psychologique dont l'interprétation des scores serait validée auprès des enfants autochtones et mesurant une variété de problèmes émotionnels et comportementaux pourrait soutenir les personnes intervenantes dans l'évaluation des difficultés d'adaptation de ces jeunes et la planification des interventions, notamment en milieu scolaire.

Le *Dominique Interactif* : Pertinence pour les enfants autochtones

Le *Dominique Interactif* (Valla, 2008)¹ apparaît pertinent pour une utilisation auprès des enfants autochtones. Cette étude a d'ailleurs été initiée à la suite de discussions avec des personnes intervenantes d'écoles innues qui l'utilisaient dans leur pratique. Le *Dominique Interactif* est un questionnaire informatisé, auto-complété

¹ Depuis 2020, le *Dominique Interactif* se complète directement en ligne, à l'aide du nouveau site Internet de l'outil, <https://dominic-interactive.net>, et est nommé simplement Dominic (Dominic, 2020).

par les enfants de six à 11 ans et appuyé par une présentation multisensorielle (présentation écrite, imagée et audio des énoncés) qui soutient la compréhension de l'enfant, ce qui est particulièrement pertinent dans un contexte de langue seconde. Prenant l'apparence d'un jeu, le *Dominique Interactif* permet d'évaluer les problèmes émotionnels et comportementaux associés aux troubles de santé mentale les plus communs chez les enfants d'après le *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* [Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux] (DSM). Développé selon les critères diagnostiques de la quatrième édition-texte révisé du DSM (DSM-IV-TR; American Psychiatric Association [APA], 2000), les symptômes évalués par le *Dominique Interactif* concordent aussi avec la cinquième édition du manuel (DSM-5; APA, 2013).

Or, comme les catégories et leurs critères proposées dans le DSM pourraient être non-équivalents d'une culture à l'autre (Kaiser et Waeber, 2019; Kleinman, 1977, 1988, cité dans Kaiser et Weaver, 2019; Lewis-Fernandèz et al., 2017, cité dans Lewis-Fernandèz et Kirmayer, 2019; Lewis-Fernandèz et Kirmayer, 2019; Nichter, 1981, cité dans Kaiser et Weaver, 2019), il n'est pas garanti, d'une part, que les symptômes et les catégorisations de symptômes mesurés avec le *Dominique Interactif* permettent de bien capter toutes les facettes de la détresse auprès d'enfants autochtones. Néanmoins, les résultats de diverses études (Beiser et al., 2000; Canivez, 2006; Canivez et Bohan, 2006; Harry et Crea, 2018; McCuish et al., 2017; Runyon et al., 2020) réalisées auprès d'enfants autochtones anglophones (ou dont la langue seconde est l'anglais) suggèrent que ces catégorisations peuvent être adéquates pour les enfants autochtones. D'autre part, l'administration d'un test dans une langue seconde pourrait représenter une limite à la compréhension des énoncés pour plusieurs enfants autochtones dont la langue maternelle n'est pas le français. Une étude de validation permettrait de recueillir de premiers indices empiriques pour mesurer si le *Dominique Interactif* permet de capter les différentes facettes de la détresse psychologique des enfants autochtones dont la langue première n'est pas le français. Enfin, il est important de préciser que l'usage du *Dominique Interactif* n'a pas pour but d'émettre un diagnostic. L'utilisation du *Dominique Interactif* auprès d'enfants autochtones devrait plutôt viser l'exploration des principales difficultés d'adaptation pour ensuite explorer avec l'enfant et son entourage les causes possibles de ces difficultés, dans leur contexte, de façon mieux ciblée.

Qualités psychométriques du *Dominique Interactif*

Le *Dominique Interactif* (Valla, 2008) a été développé et validé au Québec auprès d'enfants francophones et anglophones allochtones (Bergeron et al., 2013; Valla et al., 2000). Le *Dominique Interactif* est une mesure prometteuse pour une utilisation auprès d'enfants de divers groupes. En effet, les études antérieures présentent des appuis à la fidélité et à la validité des interprétations des scores du *Dominique Interactif* pour des enfants de diverses nationalités, cultures et contextes (Bergeron et al., 2013; De la Osa et al., 2011; Garneau et al., 2020; Hébert et al., 2021; Kuijpers et al., 2013; Kuijpers et al., 2016; Linares Scott et al., 2006; Shojaei et al., 2009). Si l'étude de la fidélité et des preuves de la validité fondées sur la structure interne auprès d'enfants autochtones au Québec était essentielle et a

fait l'objet d'une première publication (Garneau et al., 2020), elle est insuffisante pour garantir une utilisation équitable, fidèle et valide auprès d'eux (AERA et al., 2014; Dever et Kamphaus, 2013; Ercikan et Lyons-Thomas, 2013; Hogan, 2019; International Test Commission [ITC], 2017). L'étude de la stabilité temporelle des scores (fidélité test-retest) et de leurs relations avec d'autres variables apparaissent aussi nécessaires (AERA et al., 2014; Hogan, 2019; ITC, 2017; Streiner et al., 2015).

L'étude de la stabilité temporelle permettrait d'évaluer dans quelle mesure les conditions personnelles ou d'administration influencent les résultats du test (AERA et al., 2014; Hogan, 2019). Jusqu'à présent, la stabilité temporelle des scores des échelles du *Dominique Interactif* n'a pas été étudiée auprès des enfants autochtones. Or, dans des études antérieures, les coefficients de stabilité temporelle des échelles du *Dominique Interactif* ont été démontrés satisfaisants auprès des enfants néerlandais (Kuijpers et al., 2013) et auprès des enfants québécois francophones et anglophones (Bergeron et al., 2013). Auprès des enfants québécois, les coefficients de corrélation intraclasse (CCI) étaient généralement plus élevés dans l'échantillon de la population générale (0,70 à 0,83) que dans l'échantillon de la population clinique (0,65 à 0,75) qui demeuraient néanmoins acceptables (Bergeron et al., 2013). Au-delà des différences cliniques entre les deux groupes, les différences de coefficients pourraient aussi être attribuables à la représentativité sociodémographique des deux échantillons (proportions de garçons et de filles, langue parlée et statut socio-économique qui diffèrent).

Au niveau de la validité de la mesure, l'étude des relations entre les scores d'un test et d'autres variables contribue à la validation des construits mesurés auprès d'un nouveau groupe culturel (AERA et al., 2014; Hogan, 2019). En effet, l'étude des relations avec d'autres variables permettent de s'intéresser à la nature des construits prétendument mesurés par le test. Elle peut également permettre de vérifier dans quelle mesure les scores sont associés à un réel niveau de difficulté ou d'aptitude chez la personne évaluée. Cette démarche est donc aussi nécessaire auprès des enfants autochtones.

À l'échelle internationale, quelques études se sont intéressées aux relations entre les scores du *Dominique Interactif* et d'autres variables. De façon générale, les scores des échelles du *Dominique Interactif* corrélaient modérément avec les scores d'échelles des différents tests utilisés auprès d'adultes connaissant bien l'enfant (par exemple, la *Child Behavior Checklist* (CBCL) de l'*Achenbach System of Empirically Based Assessment* (ASEBA; Achenbach et Rescorla, 2001), les *Conners's Teacher Rating Scales-28* (CTRS-28; Conners, 1990) et la *Behavioral Assessment for Children* (BASC-3; Kamphaus et Reynolds, 2015)) (Bergeron et al., 2013; de la Osa et al., 2011; Lemardelet, 2020; Hébert et al., 2021; Linares Scott et al., 2006), et ce, tel qu'attendu lorsqu'il s'agit de répondants différents (Achenbach et al., 1987; De Los Reyes et al., 2015; van der Ende et al., 2012).

Pendant, les corrélations positives et significatives entre des scores d'échelles représentant des symptômes intériorisés du *Dominique Interactif* sont parfois presque aussi fortes avec des scores d'échelles représentant des traits analogues qu'avec des scores représentant des symptômes extériorisés ou

d'inattention (de la Osa et al., 2011; Hébert et al., 2021; Lemardelet, 2020; Linares Scott et al., 2006). Cela peut illustrer la cooccurrence de certaines difficultés émotionnelles et comportementales chez les enfants ou la limite de la mesure récoltée auprès de l'une ou de l'autre des personnes répondantes à bien distinguer la nature des symptômes. En outre, les corrélations entre les scores rapportés par les enfants et par des adultes les connaissant bien sont généralement plus fortes entre les scores de symptômes extériorisés ou d'inattention, qu'entre les scores de symptômes intériorisés (Bergeron et al., 2013; Hébert et al., 2021; Lemardelet, 2020).

Dans l'ensemble, les résultats de ces études suggèrent que le *Dominique Interactif* est cliniquement utile et permet d'obtenir des informations uniques dans la perspective d'une évaluation auprès de multiples répondants, particulièrement en incluant l'enfant concernant l'évaluation de ses difficultés émotionnelles (Bergeron et al., 2013; de la Osa et al., 2011; Hébert et al., 2021; Lemardelet, 2020; Linares Scott et al., 2006). Par ailleurs, chez les enfants français (Shojaei et al., 2009) et québécois (Bergeron et al., 2013), les scores du *Dominique Interactif* permettaient de discriminer les enfants référés en clinique des enfants non-référés.

En référence au contexte clinique pour les enfants autochtones, il serait intéressant de comparer les scores obtenus au *Dominique Interactif* avec les scores obtenus à un outil de mesure complété par un adulte connaissant bien l'enfant. À cet égard, afin d'analyser les interrelations entre les scores obtenus auprès de multiples répondants, De Los Reyes et ses collègues (De Los Reyes et al., 2019; De Los Reyes et al., 2013) recommandent d'émettre, a priori, des hypothèses quant à l'ampleur des convergences ou des divergences entre les scores des répondants. Si les hypothèses ne sont pas soutenues, d'autres facteurs méthodologiques doivent être considérés pour expliquer les divergences, par exemple des limites au niveau de la validité de la mesure.

Enfin, les différences de prévalences de problèmes émotionnels et comportementaux entre les garçons et les filles sont bien documentées (Cardin et al., 2011; Costello et al., 2003; Piché et al., 2017; Ramtekkar et al., 2010; Riberdy et al., 2013; Turgeon et al., 2006). En ce sens, avec le *Dominique Interactif*, les filles françaises ont rapporté plus de problèmes intériorisés que les garçons (Shojaei et al., 2009). Aux États-Unis, les filles ont obtenu des scores plus élevés à l'échelle *Phobies spécifiques* alors que les garçons ont obtenu des scores plus élevés à l'échelle *Inattention/hyperactivité/impulsivité* (IAHI) et au total de problèmes extériorisés (Linares Scott et al., 2006). Pour les enfants autochtones, il importe de vérifier si ces tendances se maintiennent afin de s'intéresser aux biais possibles de la mesure des problèmes émotionnels et comportementaux entre les garçons et les filles.

Objectifs et hypothèses

La présente étude vise à évaluer, auprès d'enfants autochtones francophones ou dont la langue seconde est le français au Québec, 1) la stabilité temporelle des scores du *Dominique Interactif* et 2) les preuves de la validité des

interprétations des scores en relation avec d'autres variables, soit le statut référé des enfants (avoir été référé à des services psychosociaux ou d'éducation spéciale ou non), les problèmes de comportement intériorisés et extériorisés des enfants tels que rapportés par un adulte connaissant bien l'enfant et le sexe de l'enfant.

Il est souhaitable que les coefficients de fidélité auprès des enfants autochtones soient similaires à ceux obtenus auprès d'enfants québécois allochtones. En effet, pour les diverses échelles du *Dominique Interactif*, des coefficients supérieurs à 0,70 et, idéalement, supérieur à 0,80 devront être observés pour juger la stabilité temporelle comme satisfaisante.

Concernant la validité de la mesure, les scores des enfants devraient être associés au statut « référé », comme c'était le cas auprès des enfants français et québécois allochtones. D'autre part, il est attendu que des corrélations significatives faibles à modérées soient obtenues entre les scores de l'enfant aux échelles du *Dominique Interactif* et les scores à des échelles mesurant des traits analogues rapportés par l'adulte. Les scores des échelles mesurant des traits de nature différente pourraient aussi corrélérer avec la possible cooccurrence des problèmes émotionnels et comportementaux (par exemple, la dépression avec les problèmes de la conduite). Cependant, ces corrélations devraient être plus faibles qu'entre traits analogues. Au sujet des différences entre les sexes, considérant les résultats d'études antérieures auprès de jeunes autochtones (Lemstra et al., 2011; Whitbeck et al., 2014), il est attendu que les différences de prévalences de problèmes émotionnels et comportementaux entre les filles et les garçons autochtones divergent de ce qui est attendu dans la population générale.

Méthode

Démarches d'approbation éthique et de consultation

Cette étude a été approuvée par le comité d'éthique de l'Université de Sherbrooke ainsi que par chacune des directions des quatre écoles participantes. Des personnes intervenantes des deux premières écoles participantes ont également été consultées préalablement à cette étude afin d'en évaluer sa pertinence clinique. Ces échanges ont permis de valider l'intérêt du projet pour leurs milieux de pratique respectifs. De plus, l'Institut Tshakapesh (organisme régional innu ayant, entre autres, le mandat d'assurer le soutien pédagogique et administratif des écoles de plusieurs communautés innues) a été informé du projet et a été consulté entre les collectes de données de 2013 et de 2016. À cet effet, une visio-conférence rassemblant la coordonnatrice de l'éducation spéciale de l'Institut Tshakapesh, une personne intervenante déjà partenaire du projet et les trois auteures de cette étude s'est tenue en février 2016. Cette rencontre a, d'une part, permis de discuter des résultats de l'étude issus de la collecte de données de 2013 auprès d'enfants de deux écoles innues et des interprétations possibles de ces résultats. D'autre part, la rencontre a permis de discuter des bonifications à apporter au projet. À l'issue de la rencontre, il a été déterminé de bonifier le projet en augmentant la taille de l'échantillon et en améliorant la représentativité pour la Nation innue. La coordonnatrice de l'Institut Tshakapesh a ciblé les écoles de trois communautés

dont l'inclusion permettrait d'optimiser la représentativité de l'échantillon à l'échelle de la Nation. Deux de ces écoles ont joint l'étude. La troisième, bien qu'intéressée, a dû décliner l'invitation pour des raisons logistiques.

Une fois sur place, la première auteure de l'étude a également eu des discussions avec d'autres personnes intervenantes des écoles et de l'Institut Tshakapesh concernant la pertinence du projet, ses éventuelles retombées et l'organisation de la collecte de données. Tout au long du processus de recherche, de la collecte des données à l'interprétation des résultats, un souci d'intégrer des personnes professionnelles, intervenantes ou enseignantes autochtones et des personnes d'expérience avec les communautés était présent. Enfin, afin de valider le projet auprès des communautés participantes, la conseillère à l'éducation d'une communauté a été consultée par téléphone et, à la suite d'un échange verbal, a approuvé le projet. Dans les trois autres communautés, suivant la volonté des directions d'école de respecter leur autonomie décisionnelle, les conseils de bande n'ont pas été contactés.

Population et échantillon

Les enfants autochtones âgés de huit à 11 ans fréquentant une école primaire de la Nation innue forment la population à l'étude. Bien que le *Dominique Interactif* cible les enfants dès l'âge de six ans, plusieurs jeunes innus commencent à apprendre le français, qui est, pour la grande majorité, leur langue seconde, à leur entrée à l'école. L'âge minimal de huit ans a donc été déterminé pour que les enfants aient une maîtrise suffisante du français et puissent bien comprendre les énoncés du *Dominique Interactif*. Les enfants participants ont été recrutés dans les écoles primaires de quatre communautés de la Nation innue situées sur la Côte-Nord, au Québec, représentant divers contextes sociaux et communautaires. Les enfants présentant une déficience intellectuelle ont été exclus puisqu'il est contre-indiqué d'utiliser le *Dominique Interactif* auprès de cette clientèle.

L'échantillon est composé 195 enfants (56,9 % de filles) âgés en moyenne de 9,36 ans (É.T. = 1,06 ans). Parmi les 195 élèves participants, l'*Achenbach System of Empirically Based Assessment – Teacher Report Form* (ASEBA-TRF, Achenbach et Rescorla, 2001) a été complété de façon valide pour 160 élèves (sur 179 questionnaires ASEBA-TRF complétés) (55,6 % de filles; M = 9,39 ans, ÉT = 1,06 ans). De l'information sur les services reçus a pu être colligée avec l'ASEBA-TRF pour 146 élèves. De ceux-ci, 45 élèves font partie du groupe d'enfants référés, c'est-à-dire que la personne répondante a indiqué « oui » à la question « A-t-il déjà été recommandé que l'élève soit dans une classe spéciale, reçoive un service spécial ou du tutorat? », et 101 font partie du groupe d'enfants non-référés. Enfin, un sous-échantillon de 74 élèves (56,8 % de filles; 50,0 % de 8-9

² Un sous-échantillon a dû être sélectionné pour des raisons strictement logistiques liés au temps et aux ressources dont disposaient l'équipe de recherche pour la collecte de données dans chaque milieu.

³ Il n'a pas été possible de faire un retest dans une des écoles en raison de son éloignement géographique.

ans)², sélectionné aléatoirement parmi les participants de trois des quatre écoles³, a complété le *Dominique Interactif* une seconde fois (sept à onze jours après la première passation) pour l'étude de la fidélité test-retest. Le sous-échantillon d'élèves ayant participé au test-retest ne se distingue pas significativement de l'échantillon total en termes de sexe, d'âge, du statut référé, ni au score total obtenu au *Dominique Interactif* au temps 1. Les données descriptives de l'échantillon total et du sous-échantillon d'élèves ayant participé au test-retest sont rapportées au Tableau 1.

Tableau 1.

Description de l'échantillon total d'élèves innus participants et du sous-échantillon d'élèves ayant participé au test-retest

Échantillon ou sous-échantillon Variables	Total (N = 195)		Test-retest (n = 74)	
	N	M (ÉT) ou %	n	M (ÉT) ou %
Genre de l'enfant	195	100,0 %	74	100,0 %
<i>Filles</i>	111	56,9 %	42	56,8 %
<i>Garçons</i>	84	43,1 %	32	43,2 %
Âge de l'enfant	195	9,36 (1,06)	74	9,43 (1,12)
<i>8 ans</i>	51	26,2 %	21	28,4 %
<i>9 ans</i>	59	30,3 %	16	21,6 %
<i>10 ans</i>	49	25,1 %	21	28,4 %
<i>11 ans</i>	36	18,5 %	16	21,6 %
Niveau scolaire	195	100,0 %	74	100 %
<i>2^e année (1^{er} cycle)</i>	45	23,1 %	16	21,6 %
<i>3^e-4^e années (2^e cycle)</i>	109	55,9 %	35	47,3 %
<i>5^e-6^e années (3^e cycle)</i>	32	16,4 %	18	24,3 %
<i>Adaptation scolaire</i>	9	4,6 %	5	6,8 %
Statut référé	146	74,9 %	58	78,4 %
<i>Non</i>	101	69,2 %	44	75,9 %
<i>Oui</i>	45	30,8 %	14	24,1 %
École	195	100 %	74	100,0 %
<i>École A</i>	53	27,2 %	30	40,5 %
<i>École B</i>	44	22,6 %	-	-
<i>École C</i>	42	21,5 %	23	31,1 %
<i>École D</i>	56	28,7 %	21	28,4 %
Score total (recodé) au <i>Dominique Interactif</i>	195	26,24 (12,95)	74	25,84 (12,51)

Notes : N et n : Nombre; M : Moyenne; ÉT : Écart-type.

Déroulement de l'étude

Pour mettre en place la collecte des données, les directions d'école, en concertation avec une personne intervenante scolaire, convenaient avec la chercheuse principale du fonctionnement optimal pour leur milieu. L'étude s'est déroulée de façon similaire dans les quatre écoles. Le personnel enseignant était d'abord informé du projet qui allait se dérouler dans leur école au courant des prochains jours par une lettre, puis par une brève rencontre de présentation et de réponse aux questions. C'était également l'occasion de noter les préférences des personnes enseignantes quant au moment d'effectuer le recrutement et la collecte de données dans leurs groupes. Une tournée des classes permettait ensuite de présenter le projet aux élèves et de remettre un formulaire de consentement à remplir par un parent aux élèves intéressés à participer. La période de recrutement s'est déroulée en parallèle avec la collecte de données, soit durant la durée de la présence de l'équipe de recherche dans chaque communauté qui était d'environ cinq jours. Avec le soutien du personnel scolaire, un local a été spécialement aménagé pour la collecte de données.

Ainsi, après avoir reçu le consentement du parent (taux de participation : 62,1 %; refus : 4,1 %; formulaires non-retournés : 33,8 %), chaque enfant participant a été rencontré individuellement afin qu'il ou elle complète le *Dominique Interactif* (version 3.3.5) en français. Une membre de l'équipe de recherche spécialement formée accompagnait chaque enfant tout en lui laissant l'intimité nécessaire pour remplir le questionnaire en toute quiétude et limiter un biais de désirabilité sociale. Malgré que le français était la langue seconde pour la plupart des enfants et que cela aurait été possible, la présence d'une locutrice innue pour accompagner les enfants n'a pas été nécessaire. Leur fréquentation de l'école en français depuis au moins deux ans, les caractéristiques multisensorielles du *Dominique Interactif* et la disponibilité explicite de l'équipe de recherche ont été suffisants pour garantir la compréhension des enfants. Mis à part quelques demandes pour lesquelles l'utilisation d'un synonyme a répondu aux interrogations de certains élèves, la compréhension des énoncés n'est effectivement pas apparue être une difficulté pour les enfants participants. Chaque enfant a reçu une compensation en guise de remerciement pour sa participation à la recherche. Les enfants ayant participé au retest ont reçu de nouveau une compensation.

De plus, selon l'entente avec l'équipe de direction et d'intervention de chaque école et telles qu'annoncées aux parents dans les lettres d'information et de consentement, des mesures étaient prévues si des difficultés importantes étaient dépistées à l'aide du *Dominique Interactif*. Même si l'outil n'avait pas encore fait l'objet d'une validation au moment de la collecte de données, un principe de précaution apparaissait nécessaire, particulièrement lorsque l'enfant rapportait des idées suicidaires ou obtenait un feu rouge à une ou l'autre des échelles. Selon l'entente avec le milieu, l'enfant était référé directement au service d'intervention de l'école ou était rencontré par la chercheuse pour discuter de ses réponses en toute confidentialité et dans un cadre bienveillant. Dans la seconde situation, au besoin, l'enfant était ensuite référé au service d'intervention de l'école ou son parent était

contacté par la chercheuse pour discuter des difficultés rapportées par son enfant et des ressources possibles. L'enfant était informé de ces démarches.

Par ailleurs, dans un délai maximal de sept jours suivant la réception de l'autorisation parentale attestant qu'un enfant pouvait participer à l'étude, une personne enseignante ou professionnelle du milieu scolaire connaissant bien l'enfant complétait l'ASEBA-TRF (Achenbach et Rescorla, 2001) (n = 179). Tout dépendant du nombre d'élèves participants dans une classe, une même personne enseignante pouvait être invitée à compléter l'ASEBA-TRF pour plusieurs élèves. Une compensation monétaire par questionnaire complété a été remise aux personnes répondantes. Pour que ses réponses soient considérées valides, une personne répondante devait avoir indiqué connaître « Bien » ou « Très bien » l'enfant depuis au moins trois mois et devait avoir omis de répondre à, au maximum, huit items. Ainsi, les réponses à l'ASEBA-TRF ont été considérées valides pour 160 enfants et ont permis le calcul des scores des échelles.

Mesures

Dominique Interactif. Le *Dominique Interactif* (Valla, 2008) est composé de 81 items correspondant aux symptômes de sept problèmes de santé mentale décrits par le DSM-IV-TR (APA, 2000) et formant sept échelles de mesure⁴. Chaque échelle est composée d'un nombre différent d'items : *Phobies spécifiques* : 9 items; *Anxiété de séparation* : 8 items; *Anxiété généralisée* : 15 items; *Dépression* : 20 items; *Opposition* : 9 items; *Problèmes de la conduite* : 14 items; *Inattention/hyperactivité/impulsivité* (IAHI) : 19 items. Certains items entrent dans la structure de plus d'une échelle. Par exemple l'item 23 « Fais-tu souvent des colères? » est inclus dans le score des échelles *Anxiété généralisée*, *Dépression* et *Opposition*. Les autres items, soit la majorité, sont associés à une seule échelle comme les items « As-tu souvent peur qu'il arrive un accident à tes parents, comme Dominique? » (item 3; *Anxiété de séparation*) ou « As-tu déjà fait exprès pour faire du mal à des gens? » (item 70; *Problème de la conduite*). Trois échelles composites permettent d'obtenir un score de symptômes intériorisés (46 items), un score de symptômes extériorisés (41 items) et un score total de symptômes (81 items)⁵.

Le temps de passation est d'environ 15 minutes. L'enfant complète le *Dominique Interactif* à l'ordinateur. Les items prennent les valeurs de 0 (non) ou 1 (oui) et le score d'une échelle correspond à la somme de ces valeurs. Le nombre d'items d'une échelle équivaut donc également au score maximal. Cette mesure ne permet pas d'émettre un diagnostic, mais bien d'observer une « tendance » à l'un ou l'autre des problèmes.

⁴ Les symptômes évalués par le *Dominique Interactif* ne diffèrent pas de la définition des troubles mentaux de la version la plus récente du DSM, le DSM-5 (APA, 2013).

⁵ Pour la présente étude, les scores des échelles composites ont été recodés afin d'éliminer les scores d'items doublons.

Le logiciel facilite l'interprétation du score brut de chaque échelle par l'indication « Il n'y a pas de problème » (feu vert), « Il y a possiblement un problème » (feu jaune) ou « Il y a probablement un problème » (feu rouge) en fonction de scores seuils spécifiques à chaque échelle. Les scores seuils varient selon le problème de santé mentale. Pour chacune des échelles, le seuil clinique inférieur (incluant les feux jaunes et rouges) représente environ 20 % des enfants de l'échantillon de normalisation et le seuil clinique supérieur (feux rouges uniquement) représente 5 à 10 % des enfants de l'échantillon de normalisation. L'échantillon de normalisation était composé de 290 enfants montréalais de la population générale âgés entre six et 11 ans (47,8 % de filles) (Valla, 2008).

Dans notre première étude réalisée auprès de l'échantillon d'enfants innus (N=195), les coefficients de cohérence interne calculés à l'aide du coefficient alpha ordinal tétrachorique ($\alpha_{\text{tétr}}$) (Gadermaan et al., 2012; Zumbo et al., 2007) varient de 0,74 pour l'échelle *Anxiété de séparation* à 0,94 pour l'échelle *Problèmes de la conduite* et sont acceptables pour l'ensemble des échelles (Garneau et al., 2020). Les coefficients de cohérence interne sont également excellents pour les scores des échelles composites (*Symptômes intériorisés*, *extériorisés* et *Total de symptômes*) variant de 0,93 à 0,96.

ASEBA-TRF. L'ASEBA-TRF (Achenbach et Rescorla, 2001) est un outil évaluant les problèmes émotionnels et comportementaux des jeunes âgés de six à 18 ans au cours des deux derniers mois. L'ASEBA-TRF a été sélectionné puisqu'il permet de mesurer un éventail de comportements similaire à celui évalué par le *Dominique Interactif* et est utilisé largement dans les études s'intéressant aux problèmes émotionnels et comportementaux des enfants (Achenbach, 2019; Marti et al., 2021), dont auprès d'enfants québécois (Bégin et al., 2021; Lapalme et al., 2020), et de jeunes autochtones au Canada (Sinclair et al., 2019). L'ASEBA-TRF permet d'évaluer les problèmes émotionnels et comportementaux des enfants selon la perception d'une personne enseignante à l'aide de huit échelles de syndromes fondées empiriquement, dont cinq sont analogues à des problèmes mesurés avec le *Dominique Interactif* (*Anxiété/dépression*, *Retrait/dépression*, *Bris de règles*, *Comportements agressifs* et *Problèmes d'attention* incluant les sous-échelles *Inattention* et *Hyperactivité*) ainsi que trois échelles composites (*Intériorisation*, *Extériorisation* et *Total de problèmes*) (Achenbach et Rescorla, 2001). L'ASEBA-TRF est composé de 112 énoncés représentant des symptômes de problèmes émotionnels et comportementaux dont les choix de réponses sont 0 = « Ne s'applique pas », 1 = « Plus ou moins ou parfois vrai » et 2 = « Très vrai ou souvent vrai » (Achenbach et Rescorla, 2001). Les enseignants ont également indiqué si l'élève a déjà été référé à un service spécialisé.

Les qualités psychométriques de l'ASEBA-TRF sont excellentes (Achenbach et Rescorla, 2001). Les indices de cohérence interne varient entre 0,72 et 0,97 selon les échelles et les coefficients de fidélité test-retest varient entre 0,60 et 0,96. Les qualités psychométriques de l'ASEBA-TRF sont reconnues à l'échelle internationale. Cet outil a été utilisé et validé dans de nombreux contextes et de nombreuses cultures (Achenbach, 2019; Marti et al., 2021). Au près de l'échantillon d'enfants innus de la présente étude (n = 160), la cohérence interne mesurée par

des coefficients alpha ordinaux polychoriques (α_{poly}) (Gadermann et al., 2012; Zumbo et al., 2007) variant de 0,84 (*Bris de règles*) à 0,98 (*Total de problèmes*).

Analyses statistiques

Les analyses statistiques ont été réalisées par l'équipe de recherche et les résultats ont été discutés avec des personnes intervenantes innues ou œuvrant auprès des enfants innus, ainsi que d'autres partenaires de recherche autochtones.

Stabilité temporelle. La stabilité temporelle des scores d'items a été évaluée à l'aide du coefficient kappa (κ), qui permet d'obtenir un taux de concordance entre deux temps de mesure. La stabilité temporelle des scores d'échelles a été évaluée par des CCI (Koo et Li, 2016; McGraw et Wong, 1996; Weir, 2005). L'erreur-type de la mesure (ETM) des scores de chaque échelle a également été calculée à partir des coefficients de stabilité temporelle (Weir, 2005). Enfin, la stabilité temporelle de l'interprétation des scores d'échelles (classification verte, jaune et rouge) a été vérifiée à l'aide du coefficient Tau-B de Kendall (τ) et du coefficient κ .

Relations avec d'autres variables

Capacité prédictive des scores du *Dominique Interactif*. Des analyses de régressions logistiques ont été utilisées afin de vérifier si, d'une part, les scores obtenus et, d'autre part, l'atteinte d'un seuil clinique au *Dominique Interactif* permettent de prédire le statut référé des enfants (soit les enfants identifiés par la personne enseignante comme ayant ou ayant eu des difficultés psychosociales ou scolaires nécessitant des services). Préalablement, une analyse de Khi-carré a montré qu'une proportion significativement plus grande de garçons ont été référés (45,9 % des 61 garçons pour lesquels l'information était fournie étaient référés) comparativement aux filles (20,0 % des 85 filles pour lesquelles l'information était fournie étaient référées) ($\chi^2 = 11,17$, ddl = 1, $p < 0,01$). Le sexe de l'enfant a donc été inclus aux modèles de régression logistique comme variable de contrôle. L'effet d'interaction du sexe dans la relation entre les scores rapportés par l'enfant et le statut référé a également été testé.

Relations avec un autre test. Une matrice de corrélations multi-trait/multi-méthode (Campbell et Fiske, 1959) entre les scores de chaque échelle de *Dominique Interactif* et les scores de chaque échelle de l'ASEBA-TRF a été générée. Comme une même personne enseignante pouvait avoir répondu à l'ASEBA-TRF pour plus d'un enfant (en moyenne, une personne enseignante répondait pour cinq élèves), les scores à l'ASEBA-TRF étaient en partie dépendants de la personne répondante et les données violaient donc le postulat d'indépendance des données. Les analyses ont donc été réalisées selon une procédure multi-niveau à l'aide du logiciel Mplus (Muthén et Muthén, version 8.4, 2019) afin de contrôler la variance des scores propre à chaque personne répondante.

Finalement, des analyses de régressions logistiques ont été utilisées afin de vérifier si, d'une part, le score total obtenu et, d'autre part, le nombre de problèmes identifiés au *Dominique Interactif* permettent de prédire l'identification d'un problème à l'échelle composite *Total de problèmes* de l'ASEBA-TRF, et ce, en considérant l'effet d'interaction possible du sexe de l'élève. Ces analyses ont aussi été réalisées selon une procédure multi-niveau à l'aide du logiciel Mplus.

Différences entre les garçons et les filles. Les scores des garçons et des filles ont été comparés à l'aide de tests *t* de Student pour échantillons indépendants afin de vérifier si les garçons et les filles obtiennent des scores significativement différents aux échelles du *Dominique Interactif*. Les garçons et les filles ont également été comparés en termes d'atteinte des seuils cliniques à l'aide du test du Khi-Carré de Pearson (χ^2).

Résultats

Stabilité temporelle

La stabilité temporelle des scores des échelles est acceptable pour toutes les échelles du *Dominique Interactif* auprès des enfants innus (voir tableau 2). Pour les échelles *Phobies spécifiques*, *Anxiété de séparation* et *Anxiété généralisée*, les intervalles de confiance à 95 % de certitude des CCI indiquent une stabilité temporelle acceptable à bonne variant de 0,61 à 0,84. Il en est de même pour les échelles *Opposition* et *Problèmes de la conduite* qui varient de 0,70 à 0,89. La stabilité temporelle des scores des échelles *Dépression* et IAHI peut être qualifiée de bonne à excellente vu les intervalles de confiance des CCI qui varient de 0,77 à 0,91. La fidélité des scores des échelles composites *Intériorisation*, *Extériorisation* et *Total de problèmes* est également satisfaisante avec les intervalles de confiance des CCI variant de 0,72 à 0,93. De plus, pour toutes les échelles, la stabilité temporelle des scores des items est, pour la majorité, acceptable en considérant un seuil de $\kappa \geq 0,40$. Le coefficient κ moyen pour l'ensemble des items, soit pour l'échelle composite *Total de problèmes*, est de 0,54. Les coefficients κ de chacun des items sont disponibles sur demande auprès de la première autrice.

Finalement, les coefficients de stabilité temporelle des classifications des scores en trois catégories de feux indiquent une fidélité minimale à acceptable avec des coefficients de corrélation par rangs τ variant de 0,54 à 0,72 (voir tableau 2). Les coefficients κ représentant l'accord absolu entre les catégories de feux, bien qu'inférieur aux coefficients τ tel qu'attendu, vont également en ce sens.

Preuves de la validité fondées sur les relations avec d'autres variables

Capacité des scores à prédire le statut référé. Des analyses de régressions logistiques ($n = 146$), présentées au tableau 3, montrent que les scores des échelles du *Dominique Interactif* *Anxiété de séparation* et *Anxiété généralisée*, ainsi que les scores des échelles composites *Intériorisation* et *Total de problèmes*, permettent de prédire, quoique faiblement, le statut référé de l'enfant, et ce, en contrôlant pour le sexe de l'enfant. Pour leur part, les cinq autres échelles de

symptômes et l'échelle composite *Extériorisation* ne permettent pas de discriminer les enfants du groupe référé des enfants non-référés.⁶

Tableau 2.

Stabilité temporelle des scores des échelles, des items et des classifications du Dominique Interactif (N=74)

Échelles	Stabilité temporelle des scores des échelles			Stabilité temporelle des scores des items			Stabilité temporelle des classifications	
	N items	CCI [IC 95 %] ($p < 0,01$)	ETM ($\sqrt{CM_E}$)	N items valides ^a	κ moyen	N items où $\kappa \geq 0,40$	τ ($p < 0,01$)	κ ($p < 0,01$)
PhS	9	0,76 [0,64-0,84]	$\pm 0,86$	9	0,58	7	0,68	0,57
AS	8	0,74 [0,62-0,83]	$\pm 0,92$	8	0,51	7	0,61	0,53
AG	15	0,75 [0,61-0,84]	$\pm 1,81$	15	0,52	13	0,54	0,48
DEP	20	0,86 [0,78-0,91]	$\pm 1,71$	20	0,59	19	0,68	0,63
OPP	9	0,82 [0,71-0,89]	$\pm 1,04$	9	0,56	8	0,68	0,60
PC	14	0,81 [0,70-0,87]	$\pm 0,90$	12	0,54	8	0,72	0,65
IAHI	19	0,85 [0,77-0,90]	$\pm 1,78$	19	0,57	18	0,64	0,56
INT	46	0,81 [0,72-0,88]	$\pm 3,57$	46	0,54	39	-	-
EXT	41	0,88 [0,80-0,93]	$\pm 2,70$	39	0,56	34	-	-
Total	81	0,84 [0,74-0,90]	$\pm 5,37$	79	0,54	68	-	-

Notes : N : Nombre, CCI : coefficient de corrélation intra-classe, IC : Intervalle de confiance, ETM : Erreur-type de mesure, CM_E : Carré moyen de l'erreur résiduelle, κ : coefficient kappa (représentant l'accord absolu entre les scores dichotomiques ou les catégories), τ : coefficient Tau-B de Kendall (représentant la corrélation par rangs entre les catégories), PhS : *Phobies spécifiques*, AS : *Anxiété de séparation*, AG : *Anxiété généralisée*, DEP : *Dépression*, OPP : *Opposition*, PC : *Problèmes de la conduite*, IAHI : *Inattention/Hyperactivité/Impulsivité*, INT : *Intériorisation* (items doublons retirés), EXT : *Extériorisation* (items doublons retirés), Total : *Score total* (items doublons retirés).

^a Pour l'échelle *Problèmes de la conduite*, deux items étant des constantes, le coefficient kappa n'a pas pu être calculé pour ces items.

⁶ Pour toutes ces analyses, l'ajout d'un effet d'interaction entre le sexe de l'enfant et le score obtenu au *Dominique Interactif* (ou le nombre de scores seuils atteints) ne permettait pas d'améliorer significativement les modèles de régression. De plus, pour ces modèles, aucun effet d'interaction entre le sexe et le résultat obtenu au *Dominique Interactif* n'a été identifié. Ces modèles de modération n'ont donc pas été retenus.

Tableau 3.

Prédiction du statut référé (n = 45) ou non-référé (n = 101) des enfants par les scores au Dominique Interactif en contrôlant pour le sexe de l'enfant.

Prédicteurs	<i>b</i>	<i>p</i>	OR	IC 95 %	R ²
Modèles 1 (constante)	-0,40	0,22	0,67	-	0,12
Sexe	-1,30	< 0,01	0,27	[0,13-0,58]	
<i>Phobies spécifiques</i>	0,13	0,22	1,14	[0,93-1,40]	
Modèles 2 (constante)	-1,40	< 0,01	0,25	-	0,21
Sexe	-1,60	< 0,01	0,20	[0,09-0,46]	
<i>Anxiété de séparation</i>	0,38	< 0,01	1,46	[1,16-1,82]	
Modèles 3 (constante)	-1,40	0,01	0,25	-	0,18
Sexe	-1,54	< 0,01	0,22	[0,10-0,48]	
<i>Anxiété généralisée</i>	0,18	0,01	1,20	[1,05-1,36]	
Modèles 4 (constante)	-0,68	0,08	0,51	-	0,13
Sexe	-1,41	< 0,01	0,25	[0,11-0,53]	
<i>Dépression</i>	0,09	0,07	1,09	[0,99-1,19]	
Modèles 5 (constante)	-0,27	0,42	0,77	-	0,11
Sexe	-1,25	< 0,01	0,29	[0,14-0,60]	
<i>Opposition</i>	0,04	0,61	1,04	[0,89-1,21]	
Modèles 6 (constante)	-0,28	0,34	0,76	-	0,11
Sexe	-1,23	< 0,01	0,29	[0,14-0,61]	
<i>Problèmes de la conduite</i>	0,06	0,39	1,06	[0,93-1,21]	
Modèles 7 (constante)	-0,40	0,29	0,67	-	0,11
Sexe	-1,28	< 0,01	0,28	[0,13-0,59]	
<i>Inattention/Hyperactivité/Impulsivité</i>	0,04	0,39	1,04	[0,95-1,14]	
Modèles 8 (constante) ^a	-1,32	0,01	0,27	-	0,18
Sexe	-1,58	< 0,01	0,21	[0,09-0,47]	
<i>Intériorisation</i>	0,07	0,01	1,08	[1,02-1,13]	
Modèles 9 (constante) ^a	-0,37	0,30	0,69	-	0,11
Sexe	-1,27	< 0,01	0,28	[0,13-0,59]	
<i>Extériorisation</i>	0,02	0,40	1,02	[0,97-1,07]	
Modèles 10 (constante) ^a	-0,91	0,04	0,40	-	0,14
Sexe	-1,42	< 0,01	0,24	[0,11-0,53]	
<i>Total de problèmes</i>	0,03	0,04	1,03	[1,00-1,06]	

Notes. *b* : Coefficient de régression. *p* : Niveau de signification. OR : Rapport de cote (*odds ratio*). IC : Intervalle de confiance du rapport de cote. R² : R-deux de Nagelkerke,

^a Pour les modèles 8 à 10, les scores des échelles *Intériorisation* (modèle 8), *Extériorisation* (modèle 9) et *Total de problèmes* (modèle 10) ont été calculés en excluant les scores des items doublons.

Les résultats sont similaires lorsque la catégorie de risque associée aux scores obtenus au *Dominique Interactif* est utilisée comme variable de prédiction. Des associations faibles, mais significatives, sont observées entre l'atteinte des scores seuils jaune ou rouge et le statut référé pour les échelles *Anxiété de séparation* et *Anxiété généralisée*, et ce, en contrôlant pour le sexe de l'enfant. De même, le nombre d'échelles pour lesquelles le score clinique est atteint est prédicteur du statut référé de l'enfant pour les problèmes intériorisés au seuil jaune et au seuil rouge ainsi que pour l'ensemble des problèmes au seuil jaune et marginalement au seuil rouge, et ce, toujours en contrôlant pour le sexe de l'enfant (résultats non-présentés, disponibles sur demande auprès de la première autrice).

Matrice multi-traits/multiméthodes. Une matrice de corrélation multi-traits/multiméthodes a été générée afin d'étudier les relations entre les scores rapportés par les enfants au *Dominique Interactif* et les scores rapportés par les personnes enseignantes à l'ASEBA-TRF.

Corrélations entre les scores des échelles du Dominique Interactif. D'abord, les corrélations entre les scores des diverses échelles du *Dominique Interactif* sont toutes significatives, allant de faibles-modérées à fortes (voir tableau 4; multi-traits avec une méthode : répondant enfant). Concernant l'échelle *Phobies spécifiques*, les corrélations inter-scores sont modérées avec les échelles *Anxiété généralisée* et *Dépression* alors qu'elles sont plus faibles avec les échelles *Anxiété de séparation* et celles représentant des symptômes extériorisés. Il en est de même pour l'échelle *Anxiété de séparation*. Les scores des échelles *Anxiété généralisée*, *Dépression*, *Opposition*, *Problèmes de la conduite* et IAHI sont tous modérément à fortement corrélés entre eux à l'exception des scores des échelles *Anxiété généralisée* et *Problèmes de la conduite* qui sont plus faiblement corrélés. La corrélation entre les scores des échelles *Anxiété généralisée* et *Dépression* et entre les scores des échelles *Dépression* et IAHI sont particulièrement fortes. Ce résultat peut en partie être expliqué par le fait que ces échelles partagent un certain nombre d'items.

Corrélations entre les scores du Dominique Interactif et de l'ASEBA-TRF. Les corrélations entre les scores des échelles du *Dominique Interactif* et des échelles de l'ASEBA-TRF sont présentées au tableau 5 (multi-traits avec méthodes différentes : outils et répondants différents). En général, des corrélations faibles dans le sens attendu sont observées.

Plus spécifiquement, du côté des symptômes intériorisés, les scores de l'échelle *Anxiété généralisée* du *Dominique Interactif* corréleront significativement et positivement avec les scores des échelles *Anxiété-Dépression*, *Problèmes d'attention* et de sa sous-échelle *Inattention* de l'ASEBA-TRF et des échelles composites *Problèmes intériorisés* et *Total de problèmes*. Les résultats sont similaires concernant les scores de l'échelle *Dépression* du *Dominique Interactif* qui corréleront significativement avec les scores de l'échelle *Anxiété-dépression*, de la sous-échelle *Inattention* et l'échelle composite *Problèmes intériorisés*. Les scores des échelles *Phobies spécifiques*, *Anxiété de séparation* et *Intériorisation* du *Dominique Interactif* ne corréleront avec aucun des scores de l'ASEBA-TRF à une exception près.

Tableau 4.

Corrélations r de Pearson entre les scores des échelles du Dominique Interactif (N = 195)

	PhS	AS	AG	DEP	OPP	PC	IAHI	Inat	Hyp	Imp	INT	EXT
PhS	1	0,33	0,47	0,43	0,35	0,25	0,36	0,37	0,25	0,21	-	0,37
AS	-	1	0,57	0,42	0,23	0,19	0,34	0,30	0,28	0,28	-	0,30
AG	-	-	1	0,80	0,51	0,34	0,63	0,65	0,41	0,39	-	0,59
DEP	-	-	-	1	0,65	0,53	0,78	0,77	0,58	0,49	-	0,78
OPP	-	-	-	-	1	0,61	0,68	0,62	0,53	0,51	0,56	-
PC	-	-	-	-	-	1	0,62	0,49	0,57	0,53	0,42	-
IAHI	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	0,68	-
Inat	-	-	-	-	-	-	-	1	0,56	0,50	0,68	-
Hyp	-	-	-	-	-	-	-	-	1	0,54	0,51	-
Imp	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	0,45	-
INT	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	0,66
EXT	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1

Notes. Toutes les corrélations sont significatives au seuil de $p < 0,01$. PhS : *Phobies spécifiques*, AS : *Anxiété de séparation*, AG : *Anxiété généralisée*, DEP : *Dépression*, OPP : *Opposition*, PC : *Problèmes de la conduite*, IAHI : *Inattention/Hyperactivité/Impulsivité*, Inat : *Sous-échelle Inattention*, Hyp : *Sous-échelle Hyperactivité*, Imp : *Sous-échelle Impulsivité*, INT : *Intériorisation* (items doublons retirés), EXT : *Extériorisation* (items doublons retirés).

Par ailleurs, les scores des échelles du *Dominique Interactif Opposition*, *Problèmes de la conduite* et *Extériorisation* sont corrélés significativement à la grande majorité des scores des échelles représentant des problèmes extériorisés et d'attention à l'ASEBA-TRF et non significativement aux problèmes intériorisés. Les scores des échelles *Opposition*, *Problèmes de la conduite* et *Extériorisation* du *Dominique Interactif* sont également corrélés significativement aux scores des échelles composites *Problèmes extériorisés* et *Total de problèmes* de l'ASEBA-TRF.

Finalement, les scores de l'échelle IAHI du *Dominique Interactif* corrént avec les scores des échelles empiriques *Problèmes d'attention* de l'ASEBA-TRF, mais uniquement avec la sous-échelle *Inattention* et non avec la sous-échelle *Hyperactivité-impulsivité*, ainsi qu'avec les scores de l'échelle composite *Total de problèmes*. Le sous-score *Inattention* du *Dominique Interactif* corrént significativement avec les scores de *Retrait-dépression*, de *Problèmes d'attention*, d'*Inattention*, de *Problèmes intériorisés* et de *Total de problèmes* de l'ASEBA-TRF. Les scores de la sous-échelle *Hyperactivité* du *Dominique Interactif* corrént négativement avec les scores de *Retrait-dépression* de l'ASEBA-TRF. Les scores de la sous-échelle *Impulsivité* corrént significativement avec les scores de *Problèmes d'attention*.

Tableau 5.

Corrélations de Pearson entre les scores du Dominique Interactif et ceux de l'ASEBA-TRF

ASEBA-TRF	PhS	AS	AG	Dep	Opp	PC	IAHI	Inat	Hyp	Imp	INT	EXT	Total
<i>Échelles empiriques</i>													
Anxiété-dépression	-0,01	0,07	0,20*	0,18*	0,05	0,01	0,06	0,08	0,01	0,03	0,16	0,05	0,12
Retrait-dépression	0,04	-0,03	0,10	0,13	0,03	-0,02	0,04	0,17*	-0,17*	-0,04	0,08	0,02	0,05
Prob. d'attention	0,15	0,02	0,18*	0,15	0,24**	0,25**	0,21**	0,22*	0,11	0,16*	0,15	0,26**	0,23**
Inattention	0,22**	0,02	0,23**	0,21**	0,19**	0,19*	0,25**	0,31**	0,09	0,14	0,21**	0,25**	0,26**
Hyperactivité-Impulsivité	-0,01	0,01	0,03	0,02	0,18*	0,22**	0,06	0,00	0,08	0,12	0,00	0,15*	0,09
Bris de règles	0,15	-0,09	0,04	0,12	0,21*	0,26**	0,11	0,10	0,11	0,05	0,06	0,21**	0,14
Comp. Agressif	0,03	0,04	0,06	0,06	0,16	0,20*	0,09	0,07	0,06	0,11	0,05	0,15	0,10
<i>Échelles composites</i>													
Prob. intériorisés	0,02	0,01	0,19*	0,19*	0,03	-0,01	0,06	0,15*	-0,07	-0,02	0,15	0,04	0,10
Prob. extériorisés	0,07	0,00	0,06	0,08	0,19*	0,23**	0,11	0,08	0,08	0,10	0,06	0,18*	0,12
Total	0,11	0,01	0,17*	0,17	0,18*	0,21**	0,16*	0,18*	0,08	0,11	0,14	0,20**	0,19*

Note. PhS : Phobies spécifiques, AS : Anxiété de séparation, AG : Anxiété généralisée, DEP : Dépression, OPP : Opposition, PC : Problèmes de la conduite, IAHI : Inattention/Hyperactivité/Impulsivité, INT : Intériorisation (items doublons retirés), EXT : Extériorisation (items doublons retirés), Total : Score total (items doublons retirés), Prob. : Problèmes, Comp. : Comportements.

En gras : Corrélations significatives à $p < 0,05$. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$.

Cases en vert : L'hypothèse de recherche voulait que la corrélation serait positive et significative (convergence).

Cases en rouge : L'hypothèse de recherche voulait que la corrélation serait non-significative ou, si significative, négative (divergence).

Cases blanches : La concomitance entre certaines conditions étant possible ou les construits étant définis trop différemment, aucune hypothèse n'a été formulée a priori. La corrélation pourrait être significative ou non entre les variables.

Enfin, comme pour la majorité des échelles, les scores de l'échelle composite *Total de problème* au *Dominique Interactif* sont corrélés significativement aux scores de l'échelle *Problèmes d'attention* et sa sous-échelle *Inattention* de l'ASEBA-TRF. Les scores *Total de problèmes* au *Dominique Interactif* sont également corrélés aux scores totaux de l'ASEBA-TRF.

Capacité des résultats du *Dominique Interactif* à prédire les résultats à l'ASEBA-TRF. Les résultats au *Dominique Interactif* permettent de prédire la présence de difficultés émotionnelles ou comportementales telles qu'identifiées par une personne enseignante (voir tableau 6). En effet, le score total au *Dominique Interactif* est associé à l'atteinte d'un score minimalement à risque (score $t > 65$) à l'échelle composite *Total de problèmes* de l'ASEBA-TRF, et ce, en contrôlant pour le sexe des enfants et la variance propre à chaque personne répondante. Il en est de même pour le nombre de feux jaunes et de feux rouges identifiés au *Dominique Interactif*. Plus un enfant obtient de scores au-dessus du seuil clinique jaune ou rouge au *Dominique Interactif*, plus il est probable que la personne enseignante ait rapporté un score de symptômes émotionnels ou comportementaux à risque ou cliniquement significatif.

Tableau 6.

Prédiction d'un problème à l'échelle composite Total de problèmes (score $t > 65$) par les résultats au Dominique Interactif en contrôlant pour le sexe (N=160).

Prédicteurs	<i>b</i>	<i>p</i>	OR	IC 95 %	R ²
Modèle 1					0,09
Sexe de l'enfant	0,20	0,62	1,22	[0,56-2,62]	
Score total au Dominique Interactif	0,04	< 0,01	1,04	[1,01-1,07]	
Modèle 2					0,07
Sexe de l'enfant	0,25	0,53	1,28	[0,59-2,79]	
Nombre de scores Feu jaune	0,24	< 0,01	1,27	[1,08-1,48]	
Modèle 3					0,11
Sexe de l'enfant	0,16	0,70	1,17	[0,53-2,60]	
Nombre de scores Feu rouge	0,46	< 0,01	1,59	[1,23-2,06]	

Notes. *b* : Coefficient de régression. *p* : Niveau de signification. OR : Rapport de cote (*odds ratio*). IC : Intervalle de confiance du rapport de cote. R² : Variance expliquée.

Différences de scores entre les garçons et les filles. Pour les trois échelles de symptômes anxieux et les échelles *Dépression*, *Opposition*, *Intériorisation* et *Total de problèmes* du *Dominique Interactif*, les analyses indiquent que les filles rapportent un plus grand nombre de symptômes que les garçons. En effet, des tests *t* de Student (N = 195) montrent que les filles obtiennent des scores moyens significativement plus élevés que les garçons aux échelles *Phobies spécifiques* ($t = 3,22$; ddl = 193,00; $p < 0,01$), *Anxiété de séparation* ($t = 3,18$; ddl = 193,00; $p < 0,01$), *Anxiété généralisée* ($t = 2,83$; ddl = 193,00; $p = 0,01$), *Dépression* ($t = 2,77$;

ddl = 193,00, $p = 0,01$), *Opposition* ($t = 2,37$; ddl = 192,99; $p = 0,02$), *Intériorisation* ($t = 3,73$; ddl = 193,00; $p < 0,01$) et *Total de problèmes* ($t = 2,89$; ddl = 193,00; $p < 0,01$). Les scores moyens des échelles *Problèmes de la conduite*, *IAHI* et *Extériorisation* ne sont pas significativement différents entre les garçons et les filles et seraient donc équivalents entre les deux groupes. Les résultats sont similaires lorsque l'on s'attarde aux différences de proportion de filles et de garçons qui atteignent les seuils cliniques jaunes et rouges aux différentes échelles (résultats non-présentés, disponibles sur demande auprès de la première autrice).

Discussion

Avant de discuter des résultats de cette étude, rappelons quelques enjeux importants liés à l'évaluation de la santé mentale auprès des enfants autochtones. D'abord, l'utilisation d'un test psychométrique reposant sur la conceptualisation de la santé mentale fondée sur le DSM ne permet pas de tenir compte des contextes de vie et des spécificités culturelles des enfants autochtones. L'utilisation d'un outil de mesure comme le *Dominique Interactif* ne doit pas viser à émettre un diagnostic, mais plutôt à récolter le point de vue de l'enfant quant à ses émotions et à ses comportements pour mieux cerner ses difficultés d'adaptation et ensuite explorer les causes de ces difficultés dans leur contexte. L'utilisation d'un test comme le *Dominique Interactif* peut aussi permettre d'identifier des enfants qui seraient plus à risque de développer des problèmes de santé mentale, dans une optique de dépistage et d'intervention précoce. Qui plus est, il importe de rappeler que les personnes de différents groupes culturels peuvent exprimer leur détresse (anxiété, dépression) de diverses façons (différences idiomatiques) (Kaiser et Waeber, 2019; Kleinman, 1977, 1988, cité dans Kaiser et Weaver, 2019; Lewis-Fernandèz et al., 2017, cité dans Lewis-Fernandèz et Kirmayer, 2019; Nichter, 1981, cité dans Kaiser et Weaver, 2019) et qu'un même comportement peut avoir une signification différente dans différentes sociétés. On peut également retrouver des catégorisations de symptômes ou une conceptualisation de la détresse propres à certaines sociétés et cultures (Kleinman, 1977, 1988, cité dans Kaiser et Weaver, 2019; Lewis-Fernandèz et Kirmayer, 2019). Cette étude n'a pas la prétention d'explorer ces spécificités culturelles, mais plutôt d'évaluer les qualités psychométriques d'un outil de mesure n'ayant, certes, jamais fait l'objet d'une évaluation de l'équivalence culturelle auprès des enfants autochtones, mais qui était déjà utilisé dans certains milieux scolaires. Précisons tout de même que divers outils mesurant des problèmes de santé mentale tels que définis dans le DSM ou d'autres catégorisations biomédicales ont fait leurs preuves auprès de jeunes autochtones anglophones ou dont la langue seconde est l'anglais (p. ex. des questionnaires mesurant la dépression (p. ex. Armenta et al., 2014; Whitbeck et al., 2014), l'anxiété (Runyon et al., 2020) ou le TDAH (Beiser et al., 2000)). De tels outils ont d'ailleurs parfois été intégrés à des protocoles d'évaluation spécialement développés par et pour les jeunes autochtones (Gowen et al., 2012). Les résultats de ces études suggéraient donc, sans le confirmer, que les catégorisations de problèmes émotionnels et comportementaux mesurées par le *Dominique Interactif* pourraient être adéquates auprès d'enfants autochtones au Québec.

Ainsi, pour contribuer à une meilleure évaluation des enfants autochtones francophones ou dont la langue seconde est le français au Québec, la présente étude, qui s'inscrivait dans une étude plus large des qualités psychométriques du *Dominique Interactif* (Garneau et al., 2020), visait à étudier la stabilité temporelle et des preuves de la validité des interprétations des scores du *Dominique Interactif* auprès d'élèves innus. Cette étude vient jeter un éclairage sur l'importance, et les défis, de considérer le point de vue de l'enfant dans l'évaluation de sa propre santé mentale.

Premièrement, auprès des enfants innus, la stabilité temporelle des scores des échelles du *Dominique Interactif* apparaît bonne à excellente pour la majorité des échelles, soit les échelles *Dépression*, *Opposition*, *Problèmes de conduite*, *IAHI*, *Intériorisation*, *Extériorisation* et *Total de problèmes*. La stabilité temporelle apparaît toutefois plus faible pour les échelles représentant des symptômes anxieux, mais demeure tout de même acceptable. Ces coefficients de fidélité test-retest auprès des enfants innus sont comparables à ceux obtenus auprès des enfants québécois de la population générale (Bergeron et al., 2013) et sont supérieurs aux coefficients obtenus auprès des enfants québécois d'une population clinique (Bergeron et al., 2013) et des enfants néerlandais (Kuijpers et al., 2013). La différence observée pourrait être attribuable à la différence de temps légèrement plus longue entre les deux passations auprès du dernier échantillon.

Les coefficients de fidélité test-retest suggèrent que les scores des échelles du *Dominique Interactif* permettent de mesurer les concepts de façon suffisamment constante. Malgré que les plus faibles coefficients de fidélité test-retest au niveau des items aient été observés, vu la nature des construits et l'intervalle de sept à 11 jours entre les deux temps de mesure, il est possible que les différences observées représentent de réels changements dans le vécu émotionnel et comportemental des enfants. Vu leur fidélité supérieure à celle des scores d'items, il est important que les scores des échelles soient utilisés pour l'interprétation des résultats de l'enfant. À la lumière de ces résultats, il semble que l'utilisation du *Dominique Interactif* permette de récolter le point de vue des enfants innus de façon suffisamment fidèle.

Deuxièmement, concernant la validité de la mesure, les résultats de l'étude soutiennent nos hypothèses à l'effet que des corrélations faibles à modérées soient observées entre les scores d'échelles du *Dominique Interactif*, répondu par l'enfant, et les scores d'échelles analogues à l'ASEBA-TRF, répondu par une personne enseignante. Les scores d'anxiété et de dépression rapportés par les personnes enseignantes et par les enfants sont corrélés positivement et significativement entre eux. Il en est de même pour les scores représentant des problèmes extériorisés, à l'exception des scores des sous-échelles *Hyperactivité* et *Impulsivité* rapportés par l'enfant, qui ne sont pas corrélés aux scores d'échelles de même nature. Ainsi, les résultats, qui vont majoritairement dans le même sens que les résultats d'études auprès d'autres populations (Bergeron et al., 2013; de la Osa et al., 2011; Hébert et al., 2021; Lemardelet, 2020; Linares Scott et al., 2006), appuient la validité de l'interprétation des scores des échelles du *Dominique Interactif* auprès des enfants innus. Par ailleurs, on remarque que les scores à la sous-échelle *Inattention* de l'ASEBA-TRF corrèle indifféremment avec les scores de la grande majorité des

échelles du *Dominique Interactif*. On peut se demander si, là où l'enseignante perçoit de l'inattention, l'enfant ne vivrait pas des symptômes plus profonds, tels de l'anxiété et de la dépression.

Cette réflexion conduit à un troisième et dernier constat : les scores de plusieurs échelles du *Dominique Interactif* ne prédisent pas bien le statut référé des enfants innus (avoir été référé ou non à des services de soutien psychosocial ou académique tel que rapporté par une personne enseignante). Or, les résultats de cette étude portant sur la fidélité des scores et les relations avec l'ASEBA-TRF, et ceux d'une étude précédente concernant la structure factorielle des échelles du *Dominique Interactif* (Garneau et al., 2020), suggèrent que les interprétations basées sur les scores du *Dominique Interactif* sont valides auprès des enfants innus. Ainsi, considérant que la référence vers des services d'aide repose généralement sur la perspective d'une personne adulte, on peut se demander si la perspective de l'enfant ne devrait pas être considérée plus systématiquement dans le dépistage des enfants autochtones. Est-ce que des services sont offerts aux enfants qui en ressentent le besoin? Certains enfants passeraient-ils sous le radar? À cet effet, dans notre échantillon, les filles innues rapportent autant de problèmes de la conduite et de symptômes d'IAHI et significativement plus de symptômes anxieux, dépressifs et oppositionnels que les garçons alors qu'elles sont significativement moins référées vers des ressources d'aide. Ces constats concordent avec les résultats d'autres travaux qui suggèrent que les filles ayant des difficultés comparables reçoivent moins de services en santé mentale que les garçons (Verlaan et al., 2018). Ainsi, le fait que les résultats du *Dominique Interactif* prédisent mal le statut référé des enfants innus pourrait ne pas être lié à une limite métrologique de l'outil. En plus des ressources d'aide qui peuvent être plus limitées dans les communautés autochtones, cela peut illustrer une difficulté, pour les adultes œuvrant auprès d'eux, à percevoir la détresse que vivent les jeunes autochtones et, en particulier, celle vécue par les filles. Néanmoins, il importe de souligner que ces faibles associations pourraient aussi être attribuables au fait que les personnes enseignantes qui indiquaient si l'enfant avait ou non été référé n'étaient peut-être pas informées de tous les services reçus ou non (comme des services sociaux de première ligne) pour chacun des élèves de son groupe.

En somme, l'étude de la stabilité temporelle et des preuves de la validité en relations avec d'autres variables montrent que les enfants innus peuvent rapporter de l'information de façon valide et fidèle sur leur propre santé mentale avec le *Dominique Interactif*. À l'aide d'outils validés, ils sont des informateurs privilégiés quant à leurs émotions et leurs comportements. Les résultats de l'étude suggèrent que le *Dominique Interactif* pourrait être utilisé avantageusement par les cliniciens œuvrant auprès des enfants autochtones afin de bien cibler leurs besoins et pour planifier l'intervention. Les caractéristiques multimédia auto-rapporté de l'outil peuvent permettre à certains enfants plus réticents à se confier à un adulte de s'exprimer à propos de sa santé mentale et permettre d'ouvrir la discussion. Néanmoins, il est essentiel, pour la clinicienne ou le clinicien, d'être conscient qu'une certaine erreur de mesure est présente quant à l'interprétation des scores du *Dominique Interactif* (comme pour tout autre outil de mesure). Ainsi, la personne évaluatrice doit exercer son jugement clinique, en considérant les limites de la

mesure ainsi que les caractéristiques de l'expression des difficultés émotionnelles et comportementales et d'autres spécificités culturelles et contextuelles du groupe innu auquel appartient l'enfant, pour bien interpréter les scores. Il pourrait également être avisé que la personne évaluatrice révise, avec l'enfant, les réponses à certains items, notamment ceux qui auraient pu être mal compris par l'enfant ou ceux qui présentaient une fidélité plus restreinte, en lui demandant d'expliquer ses réponses.

Malgré ces résultats prometteurs, des limites sont à souligner quant à la présente étude. Notamment, l'ASEBA-TRF n'a pas été validé auprès des enfants autochtones; il est possible que ce questionnaire présente lui-même certaines limites psychométriques. Rappelons cependant que l'ASEBA demeure un outil largement utilisé et qui a démontré des preuves de validité dans une perspective multiculturelle (Achenbach, 2019; Marti et al., 2021). Dans le même ordre d'idées, pour des raisons logistiques et les ressources qui étaient limitées pour mener la présente étude, si le point de vue de l'enseignant a été privilégié à celui du parent, il est clair que d'intégrer ces derniers aurait permis de récolter de l'information importante quant aux comportements et aux émotions de leurs enfants et aurait ainsi permis d'étudier les relations avec d'autres tests de façon encore plus intéressante. De plus, le statut référé de l'enfant, tel que colligé dans cette étude, pourrait avoir sous-estimé le nombre d'enfants ayant déjà été référés vers des services d'aide psychosociale. En effet, au meilleur de leur connaissance, les personnes enseignantes pourraient avoir indiqué « non » ou « je ne sais pas » à savoir si l'enfant avait déjà été référé alors que l'enfant recevait ou avait déjà bénéficié de services psychosociaux externes au milieu scolaire. Cette mesure imparfaite du statut référé de l'enfant pourrait avoir limité la possibilité de voir des liens avec les scores au *Dominique Interactif*. Le parent de l'enfant ou son principal donneur de soin aurait probablement apporté une information plus juste. Par ailleurs, si l'échantillon de cette étude était représentatif des enfants de la Nation innue de la Côte-Nord au Québec, les diverses Nations autochtones, et chacune de leurs communautés, ayant chacune des caractéristiques uniques, les résultats de cette étude pourraient ne pas être généralisables aux enfants d'autres Peuples autochtones, ni aux enfants autochtones vivant hors-communauté ou en milieu urbain. Enfin, soulignons que cette étude n'a pas fait l'objet d'une entente signée de recherche avec les communautés sur lesquelles elle s'est déroulée ce qui peut limiter la portée de l'étude. Les ententes ont plutôt été conclues à l'oral, avec les directions d'écoles, et une personne membre d'un conseil de bande pour l'une des écoles. Malgré cette limite, l'interprétation des résultats de l'étude ont tout de même fait l'objet de consultations auprès de partenaires de recherche des Premières Nations, incluant des partenaires innues.

Les études futures auprès des enfants autochtones devraient s'attarder aux preuves de la validité des interprétations des scores du *Dominique Interactif* en comparaison avec un critère clinique externe, comme un diagnostic psychiatrique ou l'appréciation clinique d'une personne intervenante, et inclure le point de vue des parents ou d'autres personnes significatives pour l'enfant afin de pouvoir juger plus précisément de l'utilité clinique du rapport de l'enfant dans l'évaluation de sa santé mentale. Une telle démarche pourrait également permettre d'évaluer les coefficients de sensibilité et spécificité des scores du *Dominique Interactif*, pour les enfants autochtones, et, au besoin, d'en ajuster les scores seuils pour

améliorer l'interprétation. De plus, les études futures devraient inclure des enfants autochtones d'autres nations pour favoriser la généralisation des résultats à une plus large population d'enfants autochtones.

En définitive, le *Cadre du continuum du mieux-être mental des Premières Nations* (ci-après, le Cadre), élaboré en collaboration avec diverses parties prenantes autochtones, dont l'Assemblée des Premières Nations et de la Commission de la santé et des services sociaux des Premières Nations du Québec et du Labrador met notamment en évidence que « des services de dépistage et d'évaluation de première ligne exhaustifs sont essentiels à la détection précoce et à l'aiguillage vers les ressources appropriées » (Santé Canada, 2015, p. 16), et ce, dans un continuum de soins auprès des Premières Nations. Le Cadre rappelle, de plus, que « le dépistage précoce des troubles de santé mentale est nécessaire à tous les stades de la vie » (p. 48). Pour les jeunes des Premières Nations, l'école peut être un milieu à privilégier pour cette prise de contact (Santé Canada, 2015). Comme recommandé par De Los Reyes et al. (2019), une évaluation multi-répondant est nécessaire pour avoir un portrait complet et valide des élèves en milieu scolaire, et le point de vue de l'enfant devrait être au cœur de cette évaluation. Le *Dominique Interactif* est à cet égard un outil d'évaluation prometteur pour obtenir le point de vue des enfants autochtones quant à leurs propres émotions et leurs comportements. Néanmoins, l'utilisation d'un outil visant à dépister des difficultés de santé mentale, comme le *Dominique Interactif*, devrait être réservée à des personnes professionnelles ayant les « connaissances nécessaires pour comprendre la complexité et les subtilités du spectre de problèmes de santé mentale, notamment de la façon particulière dont les symptômes se manifestent chez les membres des Premières Nations » (Santé Canada, 2015, p. 32) afin d'éviter tout risque de stigmatisation.

Remerciements :

Les auteures souhaitent remercier chaleureusement Mary Mark, femme innue et conseillère en mieux-être – volet prévention des dépendances à la Commission de la santé et des services sociaux des Premières Nations du Québec et du Labrador, et Marie-Pier Chachai, femme Atikamekw Innu, étudiante en travail social à l'Université du Québec à Chicoutimi et auxiliaire de recherche, pour leur relecture sensible et leurs commentaires constructifs à propos de cet article.

Nous remercions également toutes les personnes impliquées dans les écoles innues et ayant contribué à ce projet, sans oublier, les plus importantes, tous les enfants innus ayant accepté de participer avec enthousiasme et sincérité. Tshinashkumitin!

Merci aussi à Annie D. Lemieux, statisticienne, pour son soutien aux analyses statistiques.

Références

- Achenbach, T. M. (2019). International findings with the Achenbach System of Empirically Based Assessment (ASEBA): Applications to clinical services, research, and training. *Child and Adolescents Psychiatry and Mental Health*, 13(30), 1-10. <https://doi.org/10.1186/s13034-019-0291-2>
- Achenbach, T. M., McConaughy, S. H. et Howell, C. T. (1987). Child/adolescent behavioral and emotional problems: Implications of cross-informant correlations for situational specificity. *Psychological Bulletin*, 101(2), 213-232. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.101.2.213>
- Achenbach, T. M. et Rescorla, L. A. (2001). *Manual for the ASEBA school-age forms & profiles*. Burlington, VT : University of Vermont, Research Center for Children, Youth and Families.
- American Educational Research Association, American Psychological Association et National Council on Measurement in Education (2014). *Standards for educational and psychological testing* (5^{ème}éd.). American Educational Research Association.
- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental health disorders* (4^{ème} éd., texte révisé). <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890420249.dsm-iv-tr>
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental health disorders* (5^{ème} éd.). <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- Armenta, B. E., Whitbeck, L. B. et Habecker, P. N. (2016). The Historical Loss Scale: Longitudinal measurement equivalence and prospective links to anxiety among North American Indigenous adolescents. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 22(1), 1 10. <https://doi.org/10.1037/cdp0000049>
- Arseneault, L., Kim-Cohen, J., Taylor, A., Caspi, A. et Moffitt, T. E. (2005). Psychometric evaluation of 5- and 7-year-old children's self-reports of conduct problems. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 33(5), 537-550. <https://doi.org/10.1007/s10802-005-6736-5>
- Beals, J., Manson, S. M., Whitesell, N. R., Spicer, P., Novins, D. K. et Mitchell, C. M. (2005). Prevalence of DSM-IV disorders and attendant help-seeking in 2 American Indian reservation populations. *Archives of General Psychiatry*, 62, 99-108.
- Bégin, V., Déry, M. et Le Corff Y. (2021). Variants of psychopathic traits follow distinct trajectories of clinical features among children with conduct problems. *Research on Child and Adolescent Psychopathology*, 49(6), 775-788. <https://doi.org/10.1007/s10802-021-00775-3>
- Beiser, M., Dion, R., & Gotowiec, A. (2000). The structure of attention-deficit and hyperactivity symptoms among Native and non-Native elementary school children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 28(5), 425-437.
- Bergeron, L., Berthiaume, C., St.-Georges, M., Piché, G. et Smolla, N. (2013). Reliability, validity and clinical use of the Dominic Interactive: A DSM-based self-report screen for school-aged children. *Canadian Journal of Psychiatry*, 58(8), 466-475. <https://doi.org/10.1177/070674371305800805>
- Bombay, A., Matheson, K. et Anisman, H. (2011). The impact of stressors on second generation Indian residential school survivors. *Transcultural Psychiatry*, 48(4), 367 391. <https://doi.org/10.1177/1363461511410240>
- Bombay, A., Matheson, K. et Anisman, H. (2014). The intergenerational effects of Indian Residential Schools: Implications for the concept of historical trauma. *Transcultural Psychiatry*, 51(3), 320 338. <https://doi.org/10.1177/1363461513503380>

- Bombay, A., McQuaid, R. J., Schwartz, F., Thomas, A., Anisman, H. et Matheson, K. (2019). Suicidal thoughts and attempts in First Nations communities: Links to parental Indian residential school attendance across development. *Journal of Developmental Origins of Health and Disease*, 10(1), 123-131. <https://doi-org.ezproxy.usherbrooke.ca/10.1017/S2040174418000405>
- Campbell, D. T. et Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2), 81-105.
- Canivez, G. L. (2006). Adjustment scales for children and adolescents and Native American Indians. Factorial validity generalization for Ojibwe youths. *Psychology in the Schools*, 43(6), 685-694. <https://www.doi.org/10.1002/pits.20179>
- Canivez, G. L. et Bohan, K. J. (2006). Adjustment scales for children and adolescents and Native American Indians. Factorial validity generalization for Yavapai Apache youths. *Journal of psychoeducational assessment*, 24(4), 329-341. <https://www.doi.org/10.1177/0734282906291397>
- Cardin, J. F., Desrosiers, H., Belleau, L., Giguère, C. et Boivin, M. (2011). Les symptômes d'hyperactivité et d'inattention chez les enfants de la période préscolaire à la deuxième année du primaire, Portraits et trajectoires. *Série Étude longitudinale du développement des enfants du Québec – ÉLDEQ*, (no 12, juin). Institut de la statistique du Québec. https://bdso.gouv.qc.ca/docs-ken/multimedia/PB01671FR_hyperactivite2010H00F00.pdf
- Commission d'enquête sur les relations entre les Autochtones et certains services publics (2019). *Commission d'enquête sur les relations entre les Autochtones et certains services publics : écoute réconciliation et progrès : Rapport synthèse*. Gouvernement du Québec. https://www.cerp.gouv.qc.ca/fileadmin/Fichiers_clients/Rapport/Rapport_Synthese.pdf
- Commission de vérité et de réconciliation du Canada (2015). Honorer la vérité, réconcilier pour l'avenir : sommaire du rapport final de la Commission de vérité et réconciliation du Canada. https://nctr.ca/fr/assets/reports/Final%20Reports/Honorer_la_v%C3%A9rit%C3%A9_r%C3%A9concilier_pour_l%E2%80%99avenir.pdf
- Costello, E. J., Mustillo, S., Erkanli, A., Keeler, G. et Angold, A. (2003). Prevalence and development of psychiatric disorders in childhood and adolescence. *Archives of General Psychiatry*, 60(8), 837-844. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.60.8.837>
- de la Osa, N., Ezpeleta, L., Granero, R., Olaya, B. et Doménech, J. M. (2011). Diagnostic value of the Dominic Interactive Assessment with children exposed to intimate partner violence. *Psicothema*, 23(4), 648-653.
- De Los Reyes, A., Augenstein, T. M., Wang, M., Thomas, S. A., Drabick, D., Burgers, D. E. et Rabinowitz, J. (2015). The validity of the multi-informant approach to assessing child and adolescent mental health. *Psychological Bulletin*, 141(4), 858-900. <https://doi.org/10.1037/a0038498>
- De Los Reyes, A., Cook, C. R., Gresham, F. M., Makol, B. A. et Wang, M. (2019). Informant discrepancies in assessments of psychosocial functioning in school-based services and research: Review and directions for future research. *Journal of School Psychology*, 74, 74-89. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2019.05.005>
- De Los Reyes, A., Thomas, S. A., Goodman, K. L. et Kundey, S. M. A. (2013). Principles underlying the use of multiple informants' reports. *Annual Review of Clinical Psychology*, 9, 123-149. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-050212-185617>

- Dever, B. V. et Kamphaus, R. W. (2013). Behavioral, social, and emotional assessment of children. Dans K. F. Geisinger, B. A. Bracken, J. F. Carlson, J.-I. C. Hansen, N. R. Kuncel, S. P. Reise et M. C. Rodriguez (Dir.), *APA handbooks in psychology®. APA handbook of testing and assessment in psychology, Vol. 3. Testing and assessment in school psychology and education* (p. 129–148). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/14049-006>
- Dickerson, D. L. et Johnson, C. L. (2012). Mental health and substance abuse characteristics among a clinical sample of urban American Indian/Alaska Native youths in a large California metropolitan area: a descriptive study. *Community Mental Health Journal*, 48, 56-62. <https://doi.org/10.1007/s10597-010-9368-3>
- Dillard, D. A. et Manson, S. M. (2013). Assessing and treating American Indian and Alaska Native people. Dans F. A. Paniagua et A.-M. Yamada (dir.), *Handbook of multicultural mental health* (2^{ème} éd.) (p. 283-303). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-394420-7.00015-1>
- Dion, J., Hains, J., Ross, A. et Collin-Vézina, D. (2016). Pensionnats autochtones : impact intergénérationnel. *Enfances Familles Générations*, 25. <https://journals.openedition.org/efg/1168>
- Dominic (2020). *Dominic*. <https://dominic-interactive.net/>
- Ercikan, K. et Lyons-Thomas, J. (2013). Adapting tests for use in other languages and cultures. Dans K. F. Geisinger, B. A. Bracken, J. F. Carlson, J.-I. C. Hansen, N. R. Kuncel, S. P. Reise et M. C. Rodriguez (dir.), *APA handbooks in psychology®. APA handbook of testing and assessment in psychology, Vol. 3. Testing and assessment in school psychology and education* (p. 545-569). American Psychological Association. <https://www.doi.org/10.1037/14049-026>
- Gadermann, A. M., Guhn, M. et Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 17(3), 1-13.
- Garneau, M., Laventure, M. et Temcheff, C. E. (2020). Internal structure and measurement invariance of the *Dominic Interactive* among Indigenous children in Quebec. *Psychological Assessment*, 32(2), 170–181. <https://doi.org/10.1037/pas0000775>
- Gone, J. P., Hartmann, W. E., Pomerville, A., Wendt, D. C., Klem, S. H. et Burrage, R. L. (2019). The impact of historical trauma on health outcomes for Indigenous populations in the USA and Canada: A systematic review. *American Psychologist*, 74(1), 20-35. <https://dx.doi.org/10.1037/amp0000338>
- Gowen, L. K., Bandurraga, A., Jivanjee, P., Cross, T. et Friesen, B. J. (2012). Development, testing, and use of a valid and reliable assessment tool for urban American Indian/Alaska Native youth programming using culturally appropriate methodologies. *Journal of Ethnic and Cultural Diversity in Social Work*, 21(2), 77-94. <https://doi.org/10.1080/15313204.2012.673426>
- Harry, M. L. et Crea, T. M. (2018). Examining the measurement invariance of a modified CES-D for American Indian and non-Hispanic White adolescents and young adults. *Psychological Assessment*, 30(8), 1107-1120. <https://www.doi.org/10.1037/pas0000553>
- Hébert, M., Jean-Thorn, A. et Amédée L. M. (2021). Psychometric properties of the *Dominic Interactive* in a sample of French Canadian sexually abused children. *Journal of Child and Adolescent Trauma*, 14, 223-231. <https://doi.org/10.1007/s40653-021-00341-5>
- Hogan, T. P. (2019). *Psychological testing – A practical introduction* (4^{ème} éd.). Wiley.

- International Test Commission [ITC] (2017). The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests (2^e éd., v.2.4). https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf
- Kaiser, B. N. et Weaver, L. J. (2019). Culture-bound syndromes, idioms of distress, and cultural concepts of distress: New directions for an old concept in psychological anthropology. *Transcultural Psychiatry*, 56(4), 589-598. <https://doi.org/10.1177/1363461519862708>
- Kenney, M. K. et Thierry, J. (2014). Chronic conditions, functional difficulties, and disease burden among American Indian/Alaska Native children with special health care needs, 2009-2010. *Maternal and Child Health Journal*, 18, 2071-2079. <https://doi.org/10.1007/s10995-014-1454-7>
- Kirmayer, L. J., Tait, C. L. et Simpson, C. (2009). The mental health of aboriginal peoples in Canada : Transformations of identity and community. Dans L. J. Kirmayer et G. G. Valaskakis (dir.), *Healing traditions: The mental health of aboriginal peoples in Canada* (p. 26-59). UBC Press.
- Koo, T. K. et Li, M. Y. (2016). A guideline of selecting and reporting intraclass correlation coefficients for reliability research. *Journal of Chiropractic Medicine*, 15, 155-163. <https://doi.org/10.1016/j.jcm.2016.02.012>
- Kuijpers, R. C. W. M., Otten, R., Krol, N. P. C. M., Vermulst, A. A. et Engels, R. C. M. E. (2013). The reliability and validity of the Dominic Interactive: A computerized child report instrument for mental health problems. *Child and Youth Care Forum*, 42, 35-52. <https://doi.org/10.1007/s10566-012-9185-7>
- Kuijpers, R. C. W. M., Otten, R., Vermulst, A. A., Pez, O., Bitfoi, A., Carta, M., Goelitz, D., Keyes, K., Koç, C., Lesinskiene, S., Mihova, Z., Engels, R. C. M. E. et Kovess, V. (2016). Reliability, factor structure, and measurement invariance of the Dominic Interactive across European countries: Cross-country utility of a child mental health self-report. *Psychological Assessment*, 28(5), 539-548. <https://doi.org/10.1037/pas0000139>
- Hunsley, J. et Mash, E. J. (2008). *A guide to assessments that work*. Oxford University Press.
- Lapalme, M., Bégin, V., Le Corff, Y. et Déry, M. (2020). Comparison of discriminant validity indices of parent, teacher, and multi-informant reports of behavioral problems in elementary schoolers. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 42, 58-68. <https://doi.org/10.1007/s10862-019-09782-7>
- Lefler, E. K., Hartung, C. M., Bartgis, J. et Thomas, D. G. (2015). ADHD symptoms in American Indian/Alaska Native boys and girls. *American Indian and Alaska Native Mental Health Research*, 22(2), 23-40. <https://doi.org/10.5820/aian.2202.2015.23>
- Lemardelet, L. (2020). *Dépistage précoce des troubles de comportement à l'école : validation d'un outil d'évaluation ludique pour les enfants d'âge primaire* [mémoire de maîtrise, Université Laval]. Corpus^{UL}. <https://corpus.ulaval.ca/server/api/core/bitstreams/88a60ff9-4207-47f6-a400-e54050ccd7f2/content>
- Lemstra, M., Rogers, M., Moraros, J. et Grant, E. (2013). Risk indicators of suicide ideation among on-reserve First Nations youth. *Paediatrics & Child Health*, 18(1), 15-20. <https://doi.org/10.1093/pch/18.1.15>
- Lemstra, M., Rogers, M., Thompson, A. T., Redgate, L., Garner, M., Tempier, R. et Moraros, J. S. (2011). Prevalence and risk indicators of depressed mood in on-reserve First Nations youth. *Canadian Journal of Public Health*, 102(4), 258-263. <https://doi.org/10.1007/BF03404044>
- Lewis-Fernández, R. et Kirmayer, L. J. (2019). Cultural concepts of distress and psychiatric disorders: Understanding symptom experience and expression in context. *Transcultural Psychiatry*, 56(4). <https://doi.org/10.1177/1363461519861795>

- Linares Scott, T. J., Short, E. J., Singer, L. T., Russ, S. W. et Minnes, S. (2006). Psychometric properties of the Dominic Interactive assessment: A computerized self-report for children. *Assessment*, 13(1), 16-26. <https://doi.org/10.1177/1073191105284843>
- Marti, F. A., Pourat, N., Lee, C. et Zima, B. T. (2021). Overview of the child mental health clinical outcome measures: Testing of psychometric properties with diverse clients in the U.S. *Administration and Policy in Mental Health and Mental Health Services Research*. Prépublication en ligne. <https://doi.org/10.1007/s10488-021-01157-z>
- Mash, E. J. et Hunsley, J. (2005). Evidence-based assessment of child and adolescent disorders: Issues and challenges. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 34(3), 362-379.
- McCuish, E. C., Mathesius, J. R., Lussier, P. et Corrado, R. R. (2018). The cross-cultural generalizability of the Psychopathy Checklist: Youth Version for adjudicated Indigenous youth. *Psychological Assessment*, 30(2), 192-203. <https://www.doi.org/10.1037/pas0000468>
- McGraw, K. O. et Wong, S. P. (1996). Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. *Psychological Methods*, 1(1), 30-46. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.30>
- Mushquash, C. J. et Bova, D. L. (2007). Cross-cultural assessment and measurement issues. *Journal on Developmental Disabilities*, 13(1), 53-65. https://www.researchgate.net/publication/228344052_Cross-cultural_assessment_and_measurement_issues
- Muthén, L. K., et Muthén, B. O. (1998-2019). Mplus (version 8.4) [logiciel d'analyses statistiques pour ordinateur]. Los Angeles, CA, auteurs. <http://www.statmodel.com/>
- Nelson, S. E. et Wilson, K. (2017). The mental health of Indigenous peoples in Canada: A critical review of research. *Social Science & Medicine*, 176, 93-112. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.01.021>
- Owais, S., Tsai, Z., Hill, T., Ospina, M. B., Wright, A. L. et Van Lieshout, R. J. (2022). Systematic review and meta-analysis: First Nations, Inuit, and Métis youth mental health. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*. Prépublication. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2022.03.029>
- Paniagua, F. A. (2014). *Assessing and treating culturally diverse clients: A practical guide* (4^{ème} éd.). Sage Publications.
- Piché, G., Cournoyer, M., Bergeron, L., Clément, M.-È. et Smolla, N. (2017). Épidémiologie des troubles dépressifs et anxieux chez les enfants et les adolescents québécois. *Santé mentale au Québec*, 42(1), 19-42. <https://doi.org/10.7202/1040242ar>
- Piedboeuf, E. et Lévesque, C. (2019). La violence en contexte autochtone [Document inédit]. Commission d'enquête sur les relations entre les Autochtones et certains services publics. https://www.cerp.gouv.qc.ca/fileadmin/Fichiers_clients/Fiches_synthese/Violence_en_contexte_autochtone.pdf
- Pollock, N. J., Mulay, S., Valcour, J. et Jong, M. (2016). Suicide rates in aboriginal communities in Labrador, Canada. *American Journal of Public Health*, 106(7), 1309-1315. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2016.303151>
- Radio-Canada (s.a.) (2016, 12 avril). *Commission royale sur les peuples autochtones : 20 ans d'inaction*. <https://ici.radio-canada.ca/nouvelle/775253/commission-royale-peuples-autochtones-20-ans-plus-tard-conditions-de-vie>

- Ramtekkar, U. P., Reiersen, A. M., Todorov, A. A. et Todd, R. D. (2010). Sex and age differences in attention-deficit/hyperactivity disorder symptoms and diagnoses: implications for DSM-V and ICD-11. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 49(3), 217-228. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2009.11.011>
- Riberdy, H., Tétreault, K. et Desrosiers, H. (2013). La santé physique et mentale des enfants : une étude des prévalences cumulatives. *Étude longitudinale du développement des enfants du Québec (ÉLDEQ 1998-2010) – De la naissance à 10 ans* (volume 6, fascicule 4). Institut de la statistique du Québec. <https://statistique.quebec.ca/fr/fichier/la-sante-physique-et-mentale-des-enfants-une-etude-des-prevalences-cumulatives.pdf>
- Runyon, K., Barnard-Brak, L., Stevens, T. et Lan, W. (2020). The psychometric properties of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) in a Native American child and adolescent population. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 53(4), 264-278. <https://doi.org/10.1080/07481756.2020.1735204>
- Santé Canada (2015). *Cadre du continuum du mieux-être mental des Premières Nations*. <https://files.cssspnql.com/s/Ur3L1PYuQKhaRuc>
- Secrétariat aux affaires autochtones (2019). *Profil des nations*. http://www.autochtones.gouv.qc.ca/rerelations_autochtones/profils_nations/profil.htm
- Shojaei, T., Wazana, A., Pitrou, I., Gilbert, F., Bergeron, L., Valla, J.-P. et Kovess-Masfety, V. (2009). Psychometric properties of the Dominic Interactive in a large French sample. *The Canadian journal of psychiatry*, 54(11), 767-776. <https://doi.org/10.1177/070674370905401107>
- Sinclair, S. M., Schmidt, F., Kowatch, K. R. et Mushquash, C. J. (2019). Mental health cross-informant agreement for Indigenous and non-Indigenous adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, 28, 906-916. <https://doi.org/10.1007/s10826-019-01328-5>
- Statistique Canada (2018, 18 juillet). *Profil de la population autochtone, Recensement de 2016, Québec* [Province] [tableau]. Produit n° 98-510-X2016001 au catalogue de Statistique Canada. <http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2016/dp-pd/abpopprof/index.cfm?Lang=F>
- Statistique Canada (2019). *Portrait des communautés autochtones selon le Recensement de 2016 – Québec* [Infographie]. https://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2016/dp-pd/abpopprof/infogrph/pdf/41260001-2020001_Qu%C3%A9bec_fra.pdf
- Streiner, D. L., Norman, G. R. et Cairney, J. (2015). *Health Measurement Scale: A Practical Guide to their Development and Use* (5^{ème} éd.). Oxford University Press.
- Tran, N. et Lévesque, C. (2019a). Le suicide chez les Inuit du Nunavik [Document inédit]. Commission d'enquête sur les relations entre les Autochtones et certains services publics. https://www.cerp.gouv.qc.ca/fileadmin/Fichiers_clients/Fiches_synthese/Suicide_chez_les_Inuit_du_Nunavik.pdf
- Tran, N. et Lévesque, C. (2019b). Le suicide chez les Premières Nations [Document inédit]. Commission d'enquête sur les relations entre les Autochtones et certains services publics. https://www.cerp.gouv.qc.ca/fileadmin/Fichiers_clients/Fiches_synthese/Suicide_chez_les_Premieres_Nations.pdf
- Tran, N. et Lévesque, C. (2019c). Les dépendances chez les Inuit du Nunavik [Document inédit]. Commission d'enquête sur les relations entre les Autochtones et certains services publics. https://www.cerp.gouv.qc.ca/fileadmin/Fichiers_clients/Fiches_synthese/Dependances_chez_les_Inuit_du_Nunavik.pdf

- Tran, N. et Lévesque, C. (2019d). Les dépendances chez les Premières Nations [Document inédit]. Commission d'enquête sur les relations entre les Autochtones et certains services publics. https://www.cerp.gouv.qc.ca/fileadmin/Fichiers_clients/Fiches_synthese/Dependances_chez_les_Premieres_Nations.pdf
- Turgeon, L., Chartrand, É., Robaey, P. et Gauthier, A.-K. (2006). Qualités psychométriques de la version québécoise du Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC). *Revue Francophone de Clinique comportementale et cognitive*, 11(3), 1-8.
- Valla, J.-P. (2008). Dominique Interactif (Version 3.3.5) [Questionnaire sur logiciel]. Montréal, QC : Digital Interactive Multimedia Assessment Tools. <http://www.dominic-interactive.com/>
- Valla, J.-P., Bergeron, L., St-Georges, M. et Berthiaume, C. (2000). *Le Dominique Interactif* : Présentation, cadre conceptuel, propriétés psychométriques, limites et utilisations. *Revue Canadienne de Psycho-Éducation*, 29(2), 327-347.
- van der Ende, J., Verhulst, F. C. et Tiemeier, H. (2012). Agreement of informants on emotional and behavioral problems from childhood to adulthood. *Psychological Assessment*, 24(2), 293-300. <https://doi.org/10.1037/a0025500>
- Van Campenhout, L. et Lévesque, C. (2019). De la santé mentale au mieux-être chez les Premières Nations et les Inuit [Document inédit]. Commission d'enquête sur les relations entre les Autochtones et certains services publics. https://www.cerp.gouv.qc.ca/fileadmin/Fichiers_clients/Fiches_synthese/Sante_mentale_au_mieux-etre_chez_les_Premieres_Nations_et_les_Inuit.pdf
- Verlaan, P., Déry, M., Temcheff, C. E. et Toupin, J. (2018). Longitudinal determinants of school-based mental health service use for girls and boys with externalizing behavior problems. *School Mental Health*, 10, 322-337. <https://doi.org/10.1007/s12310-018-9249-4>
- Waldram, J. B. (2009). Culture and aboriginality in the study of mental health. Dans L. J. Kirmayer et G. G. Valaskakis, *Healing traditions: The mental health of aboriginal peoples in Canada* (p. 80-103). UBC Press.
- Weir, J. P. (2005). Quantifying test-retest reliability using the intraclass correlation coefficient and the SEM. *Journal of Strength and Conditioning Research*, 19(1), 231-240.
- Wesley-Esquimaux, C. C. et Smolewski, M. (2004). *Historic trauma and aboriginal healing*. Aboriginal Healing Foundation.
- Whitbeck, L. B., Sittner Hartshorn, K. J., Crawford, D. M., Walls, M. L., Gentzler, K. C. et Hoyt, D. R. (2014). Mental health and substance use disorders from early adolescence to young adulthood among indigenous young people: Final diagnostic results from an 8-year panel study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 49, 961-973. <https://doi.org/10.1007/s00127-014-0825-0>
- Williamson, A., Andersen, M., Redman, S., Dadds, M., D'Este, C., Daniels, J., Eades, S. et Raphael, B. (2014). Measuring mental health in Indigenous young people: A review of the literature from 1998-2008. *Clinical Child Psychology and Psychiatry*, 19(2), 260-272. <https://doi.org/10.1177/1359104513488373>
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M. et Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1), 21-29.