

Université du Québec en Outaouais

Évaluation des propriétés psychométriques de la version francophone du YLS/CMI 2.0 au
Québec

Mémoire de maîtrise
Présenté au
Département de psychoéducation et de psychologie

Comme exigence partielle de la maîtrise en psychoéducation,
Profil mémoire-stage

Par
© Mireille BILODEAU

30 juillet 2025

Composition du jury

Évaluation des propriétés psychométriques de la version francophone du YLS/CMI 2.0 au Québec

Par
Mireille Bilodeau

Ce mémoire a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Geneviève Parent, Ph.D., directrice de recherche, Département de psychologie et de psychoéducation, Université du Québec en Outaouais.

Geneviève Tardif, Ph.D., évaluatrice interne et présidente du jury, Département de psychologie et de psychoéducation, Université du Québec en Outaouais.

Jean-Pierre Guay, Ph.D., évaluateur externe, Département de criminologie, Université de Montréal

Remerciements

Je désire remercier l'ensemble des personnes qui de près ou de loin m'ont supporté dans la réalisation de ce mémoire. Conjuguer vie professionnelle, étudiante et personnelle représente un défi de taille lors d'un retour aux études. Merci spécialement à mon conjoint, Alain, pour son appui financier et pour ses moments où il m'aura obligée à me dépasser, à ne pas abandonner.

Puis finalement, je désire remercier Geneviève Parent, Ph.D., pour sa patience et tout son temps, mais surtout son partage à chacune de nos discussions. Un partage qui fut au-delà du plan académique.

Résumé

Évaluer le risque de récidive chez les jeunes contrevenants au Québec (Canada) représente un défi en raison de sa distinction linguistique, alors que la langue officielle est le français, dans un pays où il y a deux langues officielles (anglais, français). Le modèle probant Risque-Besoins-Réceptivité (RBR) est déjà bien reconnu à l'international. L'un de ses principes suggèrent d'évaluer le risque de récidive à l'aide d'un instrument valide et fidèle, dont le plus couramment utilisé auprès des adolescents est le *Youth Level of Service/Case Management Inventory* (YLS/CMI). Bien que celui-ci soit couramment utilisé au Québec, les propriétés psychométriques des versions francophones ont reçu très peu de validation empirique. Cette étude, à l'aide d'un échantillon de 696 jeunes contrevenants, avait comme objectif de comparer la cohérence interne et la validité prédictive des deux versions francophones du YLS/CMI selon le genre et le type de récidive. Une amélioration de la cohérence interne, généralement non statistiquement significative, a été observée pour tous les domaines de l'outil, à l'exception de ceux des infractions précédentes et actuelles et de la situation familiale. Dans l'ensemble, la validité prédictive s'est également améliorée (AUC entre 0,58 et 0,68) et six domaines prédisaient la récidive générale. Les résultats sont comparables à ceux des études réalisées à l'aide des versions anglophones du YLS/CMI, ce qui appuie l'utilisation de cet outil au Québec. Cependant, un échantillon plus important d'adolescentes sera nécessaire afin de confirmer les résultats auprès de ce sous-groupe. Finalement, les propriétés psychométriques plus élevées de la version 2.0 du YLS/CMI suggèrent que l'introduction d'une formation de qualité et la présence d'un manuel d'utilisation augmentent celles-ci.

Mots : YLS/CMI, fidélité, validité, jeunes contrevenants, récidive

Table des matières

| | |
|--|-----------|
| Liste des tableaux..... | iv |
| Liste des abréviations | v |
| Chapitre 1 - Introduction | 1 |
| Chapitre 2 - Recension des écrits..... | 3 |
| Cadre de l'évaluation des jeunes contrevenants au Québec | 3 |
| Évolution de l'évaluation du risque de récidive | 7 |
| Objectifs du mémoire..... | 17 |
| Chapitre 3 - Méthodologie..... | 18 |
| Participants..... | 18 |
| Source des données et mesures | 18 |
| Stratégies analytiques..... | 20 |
| Chapitre 4 - Résultats | 22 |
| Caractéristiques sociodémographiques, taux de récidive et scores au YLS/CMI en fonction de la version..... | 22 |
| Cohérence interne selon la version du YLS/CMI | 24 |
| Validité prédictive selon la version du YLS/CMI | 28 |
| Chapitre 5 – Interprétation des résultats..... | 35 |
| La fidélité du YLS/CMI..... | 37 |
| Validité prédictive du YLS/CMI | 39 |
| Importance de la formation et d'utiliser des outils validés | 41 |
| Recommandation concernant l'utilisation du YLS/CMI au Québec | 42 |
| Forces et limites de ce mémoire..... | 44 |
| Chapitre 6 - Conclusion..... | 46 |
| Références | 47 |
| Annexe A : Certificat éthique du CCSTML..... | 53 |
| Annexe B : Certificat éthique de l'Université du Québec en Outaouais..... | 59 |

Liste des tableaux

| | |
|---|----|
| Tableau 1. <i>Caractéristiques sociodémographiques, taux de récurrence et scores au YLS/CMI en fonction de la version</i> | 22 |
| Tableau 2. <i>Statistiques descriptives du YLS/CMI pour l'échantillon total, les garçons et les filles</i> | 23 |
| Tableau 3. <i>Cohérence interne (alpha de Cronbach) du YLS/CMI</i> | 24 |
| Tableau 4. <i>Analyses de validités prédictives du YLS/CMI pour l'échantillon total</i> | 28 |
| Tableau 5. <i>Analyses de validités prédictives du YLS/CMI pour les garçons</i> | 29 |
| Tableau 6. <i>Analyses de validités prédictives du YLS/CMI pour les filles</i> | 30 |

Liste des abréviations

| | |
|---------|--|
| ASC | Aire sous la courbe |
| DJ | Délégué(s) à la jeunesse |
| DP | Directeur(s) provincial(aux) |
| IRBC | Inventaire des risques et des besoins liés aux facteurs criminogènes |
| JC | Jeunes contrevenants |
| LSJPA | Loi sur le système de justice pénale pour adolescents |
| MIP | Module d'Information Policière |
| OPPQ | Ordre des psychoéducateurs et des psychoéducatrices du Québec |
| PIJ | Projet Intégration Jeunesse |
| RBR | Risque-Besoins-Réceptivité |
| ROC | Receiver Operating Characteristic |
| RPD | Rapport prédécisionnel |
| YLS/CMI | Youth Level Service/Case Management Inventory |

Chapitre 1 - Introduction

Alors que la criminalité chez les adolescents¹ représente un enjeu de société, elle l'est aussi pour les divers professionnels impliqués de près ou de loin auprès de cette clientèle. Selon les données disponibles par l'entremise des rapports des Directeurs provinciaux / de la protection de la jeunesse (DP/DPJ), en 2020-2021 au Québec, 2 713 jeunes contrevenants (JC), dont 22,5 % de filles ($n = 611$), ont été évalués et orientés sous la Loi sur le système de justice pénale pour adolescents (LSJPA). Un nombre semblable a aussi été observé l'année suivante, alors que 2 912 JC, dont 26 % de filles ($n = 756$) ont été évalués et orientés par le DP. Plus récemment, en 2022-2023, une augmentation de près de 30 % est observée alors que c'est 8 554 JC, dont 19,8 % de filles ($n = 1693$), qui ont reçu des services au Québec (CIUSSS-Centre sud de Montréal, 2023). De ce nombre, c'est 4 154 JC pour qui la situation a été référée au directeur provincial (DP) pour des fins d'évaluation et d'orientation, dont la réalisation de 647 rapports prédécisionnels (RPD). Ces données témoignent de l'augmentation année après année du nombre de JC recevant des services, mais aussi qu'il existe des différences entre les garçons et les filles.

Bien que l'objectif principal soit de protéger le public, c'est en mettant de l'avant la réadaptation ainsi que la réinsertion des JC que cette réduction du taux de récidive criminelle pourra s'actualiser et permettre ainsi d'atteindre cet objectif. Selon les DP du Québec, la prise en charge des JC doit débiter par une évaluation différentielle de leur situation. Afin d'y arriver, l'évaluation des JC doit pouvoir s'appuyer sur des outils à la disposition des professionnels impliqués, outils probants et dont les propriétés psychométriques ont été validées. La version 2 d'un de ses outils, le *Youth Level Service/Case Management Inventory* – YLS/CMI (Hoge et

¹ La délinquance est un comportement dont environ 80 % des auteurs sont des garçons. Le masculin a donc été privilégié dans ce mémoire afin de refléter ce constat. À noter que le masculin inclut le féminin et les personnes non binaires.

Andrews, 2010), utilisé au Québec depuis quelques années, n'a toutefois pas encore été évalué en contexte québécois.

Chapitre 2 - Recension des écrits

Ce chapitre débutera par une description du contexte québécois dans lequel s'inscrit l'évaluation des JC, en établissant un parallèle avec le modèle Risque-Besoins-Réceptivité (RBR; Bonta & Andrews, 2016). Ensuite, l'évolution de l'évaluation des JC sera examinée, avec une attention particulière portée au YLS/CMI et à ses propriétés psychométriques. Enfin, la présentation des objectifs de ce mémoire viendra conclure ce chapitre.

Cadre de l'évaluation des jeunes contrevenants au Québec

Bien que balisés minimalement par la Loi sur le système de justice pénale pour adolescents (LSJPA), l'évaluation et l'intervention auprès des JC reconnus coupables d'un crime en vertu de cette loi font l'objet de spécifications propre à chaque province au Canada. Cette loi trace les grandes lignes de l'application du droit criminel pour les JC, comme les mesures à imposer lors de la culpabilité ainsi que les procédures à suivre (Institut canadien d'information juridique, 2002). Au cours des dernières années, cette démarche d'évaluation fut influencée par les changements vécus au niveau de la loi, de son application ainsi que l'évolution des connaissances théoriques et empiriques. Des particularités sur le plan culturel, mais aussi sur le plan de la langue, permettent d'expliquer les différences interprovinciales observées ainsi que les outils utilisés.

Au Québec, les DP, responsables de coordonner l'application de la LSJPA, s'entendent sur un processus clinique dans lequel s'inscrit l'évaluation différentielle qui vise principalement à déterminer pour l'adolescent évalué : le niveau d'engagement face à la délinquance, les facteurs de risque et de protection, le niveau de risque de récidive, les ressources de l'adolescent ainsi que de son milieu (ministère de la Santé et des Services sociaux, 2016). Cependant, malgré

ces balises, les approches et les outils mis de l'avant, tant au niveau de l'évaluation que de l'intervention auprès des JC, demeurent actuellement un choix régional.

En 2009, le Code des professions du Québec, par l'entremise de la loi 21, a fait face à plusieurs modifications. L'une d'elle consiste à baliser l'activité réservée qui consiste à évaluer un adolescent dans le cadre d'une décision du tribunal en application de la LSJPA (ministère du Travail, de l'Emploi et de la Solidarité sociale, 2020). Cette activité, partagée entre quelques professionnels, telles que les criminologues et les psychoéducateurs, balise deux situations spécifiques d'évaluation des JC. La première consiste à éclairer le tribunal, par l'entremise du RPD, dans la prise de décision face aux mesures à imposer et à la réinsertion sociale du JC, alors que la deuxième consiste à l'examen d'un manquement à ces mesures. Par l'entremise de cette évaluation, le tribunal est ainsi davantage éclairé face à la situation de l'adolescent et permet ainsi de mieux choisir les mesures à appliquer. Au Québec, les intervenants responsables de cette activité réservée (pour ceux faisant partis d'un ordre professionnel qui l'autorise) et de la prise en charge plus général des JC portent le titre de délégués à la jeunesse (DJ).

Afin de répondre aux besoins grandissant de ses membres, l'Ordre des psychoéducateurs et des psychoéducatrices du Québec (OPPQ) a proposé des lignes directrices afin de les supporter dans le cadre de l'évaluation et de l'intervention auprès des JC. Ces lignes directrices, publiées en 2014, présentent un rappel des éléments propres à la LSJPA puis abordent les liens avec la psychoéducation. Ces lignes directrices rappellent que l'évaluation est l'une des opérations professionnelles que l'on retrouve dans le modèle psychoéducatif. Dans le contexte de la réalisation du RPD, via la collecte de données et l'analyse qui en découle, le psychoéducateur est en mesure, dans un premier temps, de porter un jugement professionnel face au niveau de risque de récidive que présente le JC et, dans un deuxième temps, de faire des recommandations

en vue d'une peine spécifique (OPPQ, 2014). Bien que sa formation initiale puisse supposer un angle de prise bien à lui, il apparaît utile de préciser que l'évaluation réalisée par le psychoéducateur concorde avec celle exigée dans le cadre de la LSJPA et possède la rigueur requise (Arseneault, 2017). Le sujet, l'environnement et l'interaction entre ceux-ci sont au cœur de l'évaluation psychoéducative, ce qui concorde avec plusieurs des éléments présents dans l'évaluation du risque de récidive, tel que proposé dans le modèle d'intervention RBR de Bonta & Andrews (2016).

Modèle d'intervention Risque-Besoins-Réceptivité (RBR)

Le modèle RBR a vu le jour en réponse au mouvement *Nothing Works* des années 70. Ce mouvement était basé sur les conclusions de certains chercheurs, voir par exemple Martinson (1974), qui ont souligné que les interventions ne fonctionnaient pas auprès des contrevenants, c'est-à-dire qu'elles ne faisaient pas diminuer les taux de récidive. À l'aide d'une méthodologie de recherche plus appropriée, comme les méta-analyses, Andrews et ses collègues ont développé, dans les années 90, une approche basée sur des principes encadrant l'intervention auprès des contrevenants et visant la prévention de la récidive (Bonta & Andrews, 2016). Cette approche, qui prend ses assises dans la psychologie des conduites criminelles, préconise la réadaptation et la réinsertion sociale du contrevenant en misant sur la mise en place d'interventions adaptées au niveau de risque de celui-ci et de ses besoins. Le modèle RBR s'appuie principalement sur trois grands principes desquels il tient son nom, les principes du risque, des besoins et de la réceptivité (Bonta & Andrews, 2016).

Le principe du risque se caractérise par la nécessité d'offrir une intensité d'intervention (modalité, fréquence et durée) adaptée au niveau de risque de récidive que présente le

contrevenant lors de l'évaluation. Plus un contrevenant présente un risque de récidive élevé, plus il devrait recevoir une intensité élevée de services.

Le deuxième principe du modèle RBR, celui des besoins, consiste à cibler en priorité les besoins criminogènes dans le cadre de l'intervention afin de faire diminuer le risque de récidive. Les besoins criminogènes sont des facteurs de risque dynamiques associés à la récidive et qui peuvent être modifiés par l'entremise d'interventions cliniques et qui, lors de changements, modifient le niveau de risque de récidive du contrevenant. Les principaux facteurs de risque dynamiques associés à la récidive sont : les traits de personnalité antisociale, les attitudes procriminelles, l'association à des pairs déviants, les problèmes de consommation, les relations familiales et conjugales problématiques, les difficultés scolaires et professionnelles et les loisirs et activités récréatives oisifs. Les besoins non-criminogènes, pour leur part, sont des facteurs dynamiques plus faiblement associés à la récidive, tel qu'une faible estime de soi, des problèmes de logement ou un diagnostic de trouble anxieux. Cependant, lorsqu'ils sont partie prenante des objectifs travaillés, ils favoriseront la motivation à l'intervention et au changement chez le contrevenant (Bonta & Andrews, 2016).

Finalement, le principe de la réceptivité stipule qu'il faut optimiser la capacité du contrevenant à tirer profit de l'intervention par la mise en place de modalités ainsi que de stratégies d'intervention adaptées. Le principe de la réceptivité se divise en deux : générale et spécifique. Le principe de la réceptivité générale préconise l'utilisation d'approches cognitivo-comportementales et d'apprentissage social dans le cadre de l'intervention avec des contrevenants. Celles-ci proposent les stratégies les plus susceptibles d'avoir des impacts positifs sur le risque de récidive. Ces approches utilisent, entre autres, des moyens tels que le modelage, le renforcement, les jeux de rôle ainsi que la restructuration cognitive (Bonta & Andrews, 2016).

Le principe de réceptivité spécifique précise, pour sa part, la nécessité d'adapter l'intervention proposée aux caractéristiques personnelles de l'individu, tel que le genre, les spécificités culturelles et la motivation au changement.

Selon Bonta et Andrews (2016), le respect de ces trois principes repose d'abord sur une évaluation structurée du contrevenant à l'aide d'un instrument valide et fidèle. Dans les prochaines lignes, l'évaluation du risque de récidive sera décrite, ainsi que son évolution afin de mieux comprendre ce qu'elle implique, mais aussi de mieux saisir les enjeux actuels.

Évolution de l'évaluation du risque de récidive

L'évolution de l'évaluation du risque de récidive s'étend sur quatre (4) générations de méthodes et d'outils. Bien que celles-ci aient le même but, soit d'identifier le niveau de risque que présente un contrevenant afin de déterminer les mesures à mettre en place pour diminuer celui-ci, chacune possède une méthode propre et se distingue par ses forces et ses limites. Présente depuis le milieu du XXe siècle, la première génération d'évaluation du risque de récidive est caractérisée par l'utilisation du jugement professionnel non-structuré. Utilisé alors par différents professionnels œuvrant auprès des contrevenants, celui-ci implique que l'évaluation réalisée est basée uniquement sur la formation académique des professionnels et leur expérience (Bonta & Andrews, 2007). Les informations recueillies à la suite d'entrevues ainsi que les éléments au dossier du contrevenant permettent de statuer sur son niveau de risque. Les conclusions de l'évaluation sont donc à la discrétion du professionnel la réalisant, souvent appuyées sur une intuition, sans être validées de manière empirique (Bonta & Andrews, 2016). Comme il s'agit d'une lecture personnelle réalisée par le professionnel et que celle-ci s'appuie sur une compréhension dynamique du contrevenant, mais aussi sur une multitude d'éléments,

cela occasionne des difficultés au niveau de l'accord entre différents évaluateurs (Guay & Parent, 2014).

La 2^e génération de méthode d'évaluation est caractérisée par l'arrivée de plusieurs instruments actuariels durant les années 90. Ces instruments sont composés d'items auxquels une valeur est attribuée selon la présence ou non d'un facteur de risque chez le contrevenant. Grâce à une simple addition, ils permettent d'obtenir un score total généralement transposé en niveau de risque par la suite. À titre de forces, Guay & Parent (2014) soulignent la facilité et la rapidité de complétion de ce type d'instrument d'évaluation tout en ne nécessitant pas de formation professionnelle particulière, outre une courte formation spécifique à chaque instrument. De plus, il est souvent possible de compléter l'instrument à la simple lecture du dossier du contrevenant. Plusieurs recherches ont démontré que la prédiction de la récidive obtenue par le biais de l'utilisation d'instruments actuariels est supérieure à celle obtenue lors de l'utilisation du jugement professionnel non-structuré (Viljoen et al., 2024). Ces instruments sont toutefois athéoriques, c'est-à-dire qu'ils ne sont pas basés sur des modèles théoriques, mais simplement sur des facteurs de risque statistiquement liés à la récidive (Bonta & Andrews, 2016). De plus, les facteurs de risque sont statiques, ce qui implique que malgré l'évolution observée chez le contrevenant, le score demeurera le même et cette évolution ne sera pas considérée. Par conséquent, ces instruments fournissent très peu de pistes pour l'intervention et ils ne permettent pas de comprendre la dynamique du contrevenant.

Alors que le système de justice canadien tant à préconiser une réintégration du contrevenant dans la société tout en minimisant les risques pour la société, l'utilisation de facteurs de risque dynamiques, tel que le propose la troisième génération d'instruments, apparaît pertinente. Cette génération d'instruments d'évaluation du risque de récidive allie facteurs de

risque statiques et dynamiques, ce qui la distingue des précédentes. Les antécédents criminels et les autres facteurs personnels, tels que l'âge, continuent d'être des éléments significatifs de l'évaluation du risque de récidive. À ceux-ci se greffent des facteurs associés à la situation actuelle du contrevenant. Ces instruments sont appelés instrument d'évaluation du risque et des besoins (Bonta & Andrews, 2016), car en plus de donner un portrait du risque de récidive, ces instruments permettent d'identifier les besoins criminogènes et d'en mesurer l'évolution à la suite des interventions reçues par le contrevenant.

La quatrième génération d'instrument d'évaluation du risque de récidive est caractérisée par l'arrivée d'instruments d'évaluation systématique et globale, aussi appelée évaluation intégrée. Cette génération est caractérisée par un élargissement du nombre d'éléments considérés dans l'évaluation. Les besoins non-criminogènes sont maintenant pris en considération (en plus des besoins criminogènes), tout comme les caractéristiques personnelles du contrevenant ainsi que sa réceptivité à l'intervention. L'objectif final de l'évaluation est de déterminer le plan d'intervention à mettre de l'avant pour le contrevenant afin de réduire son risque de récidive, mais aussi de favoriser sa réinsertion dans la société. L'Inventaire du niveau de service et de gestion des cas (traduction francophone du *Level Service-Case Management Inventory* – LS/CMI; Andrews et al., 2000) pour les contrevenants adultes et l'Inventaire du niveau de service et de gestion de cas pour les adolescents² (traduction francophone du YLS/CMI; Hoge & Andrews, 2010) pour les contrevenants juvéniles sont deux instruments de quatrième génération mondialement connus.

² Bien qu'il existe une traduction francophone pour le nom du YLS/CMI, celle-ci n'est pas connue au Québec. Les intervenants utilisent le nom et l'acronyme anglophone. Par conséquent, pour éviter toute confusion, il a été décidé d'utiliser le nom et l'acronyme anglophone dans le cadre du mémoire.

L'évolution du YLS/CMI

Le YLS/CMI, dans sa version originale en anglais (ci-après version 1.0), a été développé dans les années 90 (Bonta & Andrews, 2007). Il permet l'évaluation du risque de récidive générale et violente, mais aussi l'identification des cibles d'intervention (principe des besoins) et la détermination du niveau de suivi requis pour le JC (principe du risque). Il s'adresse aux JC de 12 à 18 ans, garçons et filles, et tient compte de certaines particularités culturelles (Hoge & Andrews, 2002). La complétion de l'outil se fait par l'entremise d'entrevues semi-structurées auprès du JC ainsi que de son entourage (ex. parents et professionnels du milieu scolaire), en plus de s'appuyer sur les informations présentes dans le dossier. La cotation de l'instrument nécessite de 30 à 40 minutes.

Cet outil est composé de sept (7) sections : 1- Évaluation du risque et des besoins, 2- Résumé des facteurs de risque et des besoins, 3- Évaluation des autres besoins/considérations spéciales, 4- Évaluation du niveau général de risque/besoins du client, 5- Niveau de contact, 6- Plan de gestion de cas, 7- Révision de la gestion de cas. Les 42 items (ou facteurs de risque) évalués dans la première section se rapportent aux huit grands domaines de risque identifiés par Bonta & Andrews (2010) : infractions précédentes et actuelles, situation familiale, éducation et emploi, pairs, consommation, loisirs, personnalité/comportements, attitudes/tendances. Chacun des items se répond par non (0) ou oui (1). L'addition des 42 items fournit un score total qui est par la suite transposé en niveau de risque : faible, modéré, élevé ou très élevé. La version anglophone du YLS/CMI 1.0 a été fréquemment utilisé dans les différentes provinces au Canada (Hannah-Moffat & Maurutto, 2003).

La version francophone dérivée de la version anglophone du YLS/CMI 1.0, aussi connue sous le nom d'Inventaire des risques et des besoins liés aux facteurs criminogènes (IRBC) au

Québec, a vu le jour de façon non officielle au milieu des années 90. Il s'agit d'une collaboration entre le Québec et l'Ontario afin de créer une traduction dans le but de répondre aux besoins des DJ francophones. Selon l'information disponible, les DJ de ce centre jeunesse auraient été les seuls au Québec qui en firent l'utilisation. Cette version n'offre pas de manuel d'utilisation pour guider le professionnel dans la passation de l'outil alors que la version anglophone en comporte un (St-Louis, 2015).

Après plusieurs années d'utilisation et de recherche sur la version anglophone du YLS/CMI 1.0, Hoge et Andrews (2011) ont procédé à quelques clarifications au niveau de la cotation des items et à l'ajustement des niveaux de risque en fonction du statut (dans la communauté ou en mise sous garde au moment de l'évaluation) et du genre du jeune. La version 2.0 en anglais a ainsi vu le jour au milieu des années 2000, suivi de celle en français. Le manuel d'utilisation a également été traduit en français pour la version 2.0. Cette nouvelle version est toutefois adoptée tardivement par les DJ au Québec, soit autour de 2015 pour la région de Montréal et à partir de 2017 ailleurs en province. Aujourd'hui, c'est presque l'ensemble des régions administratives au Québec qui utilisent le YLS/CMI lors de l'évaluation du risque de récidive des JC (Langlois & Parent, 2020).

Les propriétés psychométriques du YLS/CMI

Lors de l'évaluation du risque de récidive d'un JC, dans le cadre de la rédaction d'un RPD par exemple, il est important que le DJ puisse s'appuyer sur un instrument de mesure dont les propriétés psychométriques ont été évaluées, soit la fidélité et la validité.

La fidélité. La fidélité renvoie à la capacité d'un instrument à produire des mesures précises et constantes (Fortin & Gagnon, 2016). L'instrument de mesure pourra donc être qualifié de fidèle s'il est en mesure de donner des résultats qui, dans des conditions comparables,

sont semblables. Il existe plusieurs mesures associées à la fidélité d'un instrument : la stabilité temporelle (ou test-retest³), l'accord inter-juges et la cohérence interne. Dans le cadre de ce mémoire, seulement la cohérence interne sera considérée compte-tenu de la pertinence et des données disponibles. La mesure de la cohérence interne se définit comme étant le « degré d'homogénéité de tous les énoncés d'un instrument de mesure » (Fortin & Gagnon, 2016, p.296) et est mesurée entre autres par le coefficient alpha de Cronbach (α), ou Kuder-Richardson-20 quand les items sont dichotomiques. Il se veut l'indice de fidélité qui évalue la cohérence interne le plus connu, généralement utilisé avec des variables ordinales (échelle de Likert), mais il est également approprié pour des variables dichotomiques. Le seuil minimal étant considéré comme acceptable pour l'alpha de Cronbach est de 0,70, plus la valeur de l'alpha s'approche de 1, plus l'ensemble d'éléments est homogène (Fortin et Gagnon, 2016). Un alpha de Cronbach sous 0,40 est considéré pauvre, entre 0,41 et 0,59 comme acceptable, entre 0,60 et 0,74 comme bon, et entre 0,75 et 1,00 comme excellent (Cicchetti, 1994).

Quelques études abordent la cohérence interne de la version anglophone du YLS/CMI, dont parmi celles-ci, celle de Schmidh et al. (2005) ainsi que celle de Koh et al. (2020). La première fut retenue, car les résultats concernent la première version de l'outil. L'étude fut réalisée auprès de 107 JC âgés en moyenne de 14,6 ans, avançant une cohérence interne d'acceptable (consommation, $\alpha = 0,56$) à excellente (attitudes/tendances, $\alpha = 0,77$). Quant à elle, la revue systématique sur les propriétés psychométriques de six instruments d'évaluation du risque de récidive, dont le YLS/CMI ($k = 19$), de Koh et al. (2020) a été privilégiée puisqu'elle regroupe un grand nombre d'études, en plus d'avoir été réalisée plus récemment. Les auteurs ont

³ La stabilité temporelle est peu pertinente pour les outils d'évaluation du risque de récidive, car celle-ci est utilisée dans le but de prendre une photo actuelle du risque de récidive que présente le JC, selon le portrait dans le ici et maintenant de celui-ci.

recensé, de façon indifférenciée, les résultats pour les deux versions anglophones du YLS/CMI. De ces 19 études, six études ont évalué la cohérence interne sur le score total du YLS/CMI. Koh et ses collaborateurs soulignent que les études ont rapporté une consistance élevée ($0,75 < \alpha < 1,00$), à l'exception d'une étude qui a rapporté une bonne cohérence interne ($0,60 < \alpha < 0,74$).

En ce qui a trait aux versions francophones, seul le YLS/CMI 1.0 a fait l'objet d'une évaluation de ses propriétés psychométriques. St-Louis (2015) a réalisé une étude auprès de 105 JC de la région de Montréal. La consistance interne du YLS/CMI pour le score total était bonne ($\alpha = 0,72$), soit légèrement inférieure à celle de la version anglophone. La cohérence interne a aussi été évaluée pour chacun des domaines. Les résultats ont démontré une cohérence interne de bonne à excellente que pour les domaines infractions précédentes et actuelles ($\alpha = 0,79$), consommation ($\alpha = 0,72$), pairs ($\alpha = 0,71$), éducation et emploi ($\alpha = 0,60$) et attitudes/tendances ($\alpha = 0,60$). Pour les trois derniers domaines, soit personnalité/comportement ($\alpha = 0,55$), situation familiale ($\alpha = 0,51$) et loisirs ($\alpha = 0,50$), la cohérence interne était considérée comme acceptable.

La validité. Fortin et Gagnon (2016) décrivent la fidélité comme « la capacité d'un instrument à mesurer ce qu'il est censé mesurer » (p. 299). Pour les instruments de mesures, il existe plusieurs types de validité telles que : de contenu, de construit ainsi que liée à un critère. Dans le cadre de ce mémoire, nous nous intéresserons principalement à la validité liée à un critère, particulièrement la validité prédictive en lien avec la récidive, comme la majorité des études portant sur les propriétés psychométriques des outils d'évaluation du risque de récidive.

Selon Fortin et Gagnon (2016), la validité prédictive permet de vérifier si la mesure obtenue par l'instrument permet de prédire un résultat ultérieur (ici, la récidive). Cette vérification se fait généralement par l'entremise de deux types d'analyses : courbes Receiver Operating Characteristic (courbes ROC) et corrélations r de Pearson. Les résultats des analyses

de courbes ROC s'exprimeront par le coefficient d'aire sous la courbe (ASC⁴). Ce coefficient est un ratio entre la sensibilité et la spécificité de l'instrument et varie entre 0,00 et 1,00. Une ASC de 0,556 correspond à une petite taille d'effet⁵, une ASC de 0,639 correspond à une taille d'effet modérée et une ASC de 0,714 correspond à une grande taille d'effet (Rice & Harris, 2005). Le coefficient r de Pearson quant à lui s'exprime entre -1,00 et 1,00. Un r de Pearson (positif ou négatif) entre 0,10 et 0,30 correspond à une petite taille d'effet, entre 0,30 et 0,50 correspond à une taille d'effet modérée et de 0,50 et plus correspond à une grande taille d'effet (Cohen, 1988).

Les données actuellement disponibles sur les propriétés psychométriques du YLS/CMI portent presque exclusivement sur les versions anglophones de l'outil. Ces données sont répertoriées majoritairement dans deux méta-analyses (Schwalbe, 2007; Olver et al., 2009) et une revue systématique (Koh et al., 2020). Ces études se sont appuyées sur des études primaires réalisées principalement sur la première version de l'outil, à l'exception de la dernière, ayant été réalisée dans les dernières années. Deux études plus récentes se sont intéressées à la version anglophone du YLS/CMI 2.0 (Gouveia et al., 2024; Scott et al., 2019).

La première méta-analyse de Schwalbe (2007) a porté sur la validité prédictive de 28 instruments d'évaluation du risque pour les JC. Cette méta-analyse s'est appuyée sur 28 études réalisées auprès de 53 405 jeunes au total, dont 28 % de filles. Sur les 28 études, 11 ont évalué la validité prédictive du YLS/CMI 1.0. Les résultats indiquent que la taille d'effet pour la prédiction de la récidive générale est considérée comme modérée ($ASC = 0,641$).

La méta-analyse d'Olver et al. (2009) a porté sur la validité prédictive de trois outils d'évaluation du risque de récidive. Les auteurs ont recensé 44 études, portant sur 8 746 JC, âgés

⁴ Le coefficient d'aire sous la courbe est la traduction francophone de *area under the curve* (AUC), acronyme utilisé dans les articles anglophones.

⁵ La taille d'effet est un indicateur traduisant la force de la relation entre deux variables ainsi que de la direction de celle-ci (Fortin & Gagnon, 2016).

en moyenne de 15,7 ans, dont 17 % de filles. Vingt-deux études ont évalué plus spécifiquement la validité prédictive du YLS/CMI 1.0. Les résultats ont souligné que le YLS/CMI 1.0 semblait prédire aussi bien la récidive générale ($r = 0,32$), la récidive violente ($r = 0,26$) et la récidive non violente ($r = 0,29$). Dans tous les deux cas, la taille d'effet était modérée.

Des données relatives à la version anglophone du YLS/CMI 2.0 commencent à émerger et viennent appuyer les résultats des études portant sur la version 1.0. La revue systématique de Koh et al. (2020) a porté sur 38 études touchant six outils d'évaluation de la récidive, dont 19 spécifiquement sur le YLS/CMI, et visait spécifiquement la prédiction de la récidive violente. Les ASC se situaient entre 0,57 et 0,76, ce qui correspond à une taille d'effet de petite à grande. Les résultats de l'étude de Scott et al. (2019), basée sur les données de 254 JC (41,7 % de filles), indiquent une ASC de 0,68 pour la récidive générale, ce qui correspond à une taille d'effet modérée-grande. Finalement, Gouveia et al. (2024), dans leur étude réalisée auprès de 608 jeunes (dont 13,8 % de filles), ont observé une ASC de 0,69 pour les JC en détention (taille d'effet modérée-grande) et 0,51 pour les JC suivis en communauté (taille d'effet petite).

Finalement, dans son étude sur la version francophone du YLS/CMI 1.0, St-Louis (2015) rapporte une ASC de 0,69 pour la prédiction de la récidive générale, ce qui est considéré comme une taille d'effet modérée à grande. Des analyses de courbes ROC ont aussi été réalisées pour chacun des domaines de l'instrument. Les résultats indiquent des ASC avec des tailles d'effet de faible (situation familiale = 0,58, toxicomanie = 0,58 et loisirs = 0,57) à modérées (personnalité/comportements = 0,66, infractions précédentes et actuelles = 0,64, pairs = 0,64, attitudes/tendances = 0,63 et éducation et emploi = 0,61). En ce qui a trait à la version francophone du YLS/CMI 2.0, il est impossible de présenter des données sur sa validité prédictive, puisqu'aucune étude n'a été publiée à ce jour.

Comparaison entre garçons et filles. Flores et al. (2003), dans une étude auprès de 1 679 JC, dont 21,3 % étaient des filles, ont rapporté que les filles avaient obtenu un score total plus élevé que les garçons au YLS/CMI. Cette différence était expliquée par des scores plus élevés pour les filles pour les domaines situation familiale, personnalité/comportements, attitudes/tendances, alors que des scores plus faibles sont rapportés au domaine Infractions précédentes et actuelles.

Trois méta-analyses ont porté sur la validité prédictive du YLS/CMI en fonction du genre. La méta-analyse de Schwalbe (2008) a porté sur la validité prédictive de huit instruments d'évaluation du risque pour les JC selon le genre. Cette méta-analyse s'appuie sur 19 études réalisées auprès de 57 938 jeunes au total, dont 31 % de filles. Sur les 19 études, quatre ont évalué la validité prédictive du YLS/CMI 1.0 en fonction du genre. Les résultats indiquent qu'il n'y pas de différence significative entre les tailles d'effet moyennes pour les filles et les garçons (respectivement $r = 0,32$ et $r = 0,40$) en ce qui a trait à la prédiction de la récidive générale avec le YLS/CMI. Les tailles d'effet sont considérées comme étant modérée pour chacun des genres.

Dans la méta-analyse d'Olver et al. (2009) décrite plus haut, les résultats ont souligné que le YLS/CMI 1.0 semblait prédire aussi bien la récidive générale (garçons $r = 0,33$; filles $r = 0,36$) et violente (garçons $r = 0,23$; filles $r = 0,24$) et ce, de façon similaire pour les garçons et les filles. Les tailles d'effet étaient modérées.

La dernière méta-analyse, soit celle de Pusch et Holtfreter (2018), vient appuyer ces résultats. Cette étude ne concerne que le YLS/CMI (version 1.0 et 2.0), s'appuyait sur 42 études et intégrait les résultats de la méta-analyse d'Olver et al. (2009). Selon les résultats, le YLS/CMI permet de prédire significativement la récidive générale, violente et non violente, autant pour les filles que les garçons. Les tailles d'effet sont considérées comme modérées, pour les garçons et

pour les filles pour la récidive générale (respectivement $r = 0,28$ et $r = 0,25$) et la récidive violente (respectivement $r = 0,29$ et $r = 0,28$). Pour la récidive non-violente, la taille d'effet est considérée comme modérée pour les garçons ($r = 0,35$) et faible pour les filles ($r = 0,17$).

Objectifs du mémoire

Les études portant sur les deux versions anglophones du YLS/CMI sont nombreuses. Les résultats témoignent de propriétés psychométriques de bonnes à excellentes pour les deux versions anglophones du YLS/CMI et ce, autant pour les garçons que pour les filles. De plus, la validité prédictive s'est légèrement améliorée en passant d'une taille d'effet modérée à modérée-élevée. Du côté des versions francophones, seule la version 1.0 de l'outil a fait l'objet d'une étude (St-Louis, 2015) et avec un échantillon limité ($n = 104$). L'absence de données pour la version francophone du YLS/CMI 2.0 ne permet pas de comparer ses propriétés psychométriques avec celles de la version 1. Cette situation représente une occasion de réaliser, dans le cadre de ce mémoire, une étude comparative sur les propriétés psychométriques des versions francophones 1.0 et 2.0 du YLS/CMI, telles qu'utilisées au Québec. Il sera ainsi possible de statuer si celles-ci sont comparables à la version anglophone et s'il y a eu une amélioration entre les versions.

Ce mémoire a donc pour principal objectif d'évaluer les propriétés psychométriques de la version francophone, telle qu'utilisée au Québec, du YLS/CMI 1.0 et du YLS/CMI 2.0. Trois objectifs spécifiques découlent de celui-ci : 1) comparer la cohérence interne des deux versions du YLS/CMI pour chaque domaine de risque et pour le score total, 2) comparer la validité prédictive des deux versions du YLS/CMI pour la récidive générale, violente et non violente et 3) valider les propriétés psychométriques des deux versions du YLS/CMI en fonction du genre des JC.

Chapitre 3 - Méthodologie

Les données qui ont été utilisées dans le cadre de ce mémoire proviennent d'un projet de recherche de plus grande envergure de la professeure Geneviève Parent : Entre pratique probante et pratique quotidienne : étude de la mise en œuvre des données de recherche par les intervenants responsables du suivi des peines des jeunes contrevenants (Conseil de recherches en sciences humaines 2017-2019). Ce mémoire a reçu l'approbation du comité d'éthique de la recherche Jeunes en difficulté du CCSTML (voir Annexe A) ainsi que de celui de l'Université du Québec en Outaouais (voir Annexe B).

Participants

La base de données initiale était composée de tous les JC pour lesquels un dossier a été fermé entre le 1^{er} janvier 2014 et le 31 décembre 2016 au Centre Intégré Universitaire de Santé et de Services Sociaux Centre-Sud-de-l'Île-de-Montréal ($n = 2042$). Toutefois, seulement 696 dossiers correspondaient aux critères de sélection pour la réalisation de ce mémoire. Les deux critères de sélection étaient la présence d'au moins un YLS/CMI (version 1.0 ou 2.0) complété au dossier ainsi que la disponibilité des informations sur la récidive. L'échantillon de ce mémoire était composé de 14,4 % filles ($n = 100$). Au moment de la complétion des outils, les JC étaient âgés entre 12,2 et 20,0 ans et l'âge moyen était de 17,2 ans. Près de la moitié des JC étaient des personnes d'origine européenne (43,2 %; $n = 301$), alors qu'environ le tiers (30,4 %, $n = 214$) étaient des personnes noires (voir Tableau 1 pour la description des caractéristiques de l'échantillon).

Source des données et mesures

Les données ont été recueillies dans les dossiers archivés des JC ainsi que dans le système informatique Projet Intégration Jeunesse (PIJ), le système utilisé dans l'ensemble du Québec par

les organisations responsables de faire le suivi des sentences des JC, et le Module d'Information Policière (MIP), le système informatique utilisé par les policiers qui contient les informations sur toutes les infractions et les interventions policières qui ont lieu au Québec. Dans le cadre du projet initial, la collecte des données des YLS/CMI dans les dossiers archivés a été réalisée par une équipe de recherche entre février et juillet 2017. Les données sociodémographiques (âge et genre) ainsi que la mesure de la récidive avant l'âge de 18 ans des JC ont été extraites directement de PIJ en août 2017. De plus, les données relatives à la récidive des jeunes ayant atteint l'âge de 18 ans durant la période de suivi ont été colligées par l'entremise du MIP en mars 2018.

YLS/CMI

Afin de réaliser cette recherche, les données comptabilisées dans le premier YLS/CMI au dossier de chaque JC ont été utilisées. La cotation à chacun des 42 items (oui/non), les scores de chacun des huit domaines de risque (infractions précédentes et actuelles [0-5], situation familiale [0-6], éducation/emploi [0-7], pairs [(0-4], toxicomanie [0-5], loisirs [0-3], personnalité/comportement [0-7], attitudes/tendances [0-5]) et le score total [0 à 42] ont été utilisés pour la réalisation des analyses. Une variable dichotomique (version 1 / version 2) indiquant la version de l'outil a également été créée.

Récidive

La récidive a été défini comme toute nouvelle condamnation pour un crime sur une période d'un an. Trois types de récidive ont été mesurés : la récidive générale (tout nouveau crime), violente, incluant les crimes sexuels (p. ex., homicide, tentative de meurtre, agression armée, agression sexuelle, vol qualifié) ainsi que non violente (p. ex., vol de véhicule motorisé, vol,

fraude). Le taux de récidive générale était de 28,3 % ($n = 197$), de 21,3 % ($n = 148$) pour la récidive violente et de 11,1 % ($n = 77$) pour la récidive non-violente.

Stratégies analytiques

Les analyses effectuées dans le cadre de ce mémoire ont été réalisées à l'aide du logiciel *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS), version 29 (IBM Corporation. Released, 2022). Des analyses descriptives (moyenne, médiane, écart-type) ont d'abord été réalisées afin d'avoir le portrait des participants ainsi que des différentes variables à l'étude. Celles-ci ont été réalisées pour l'échantillon total, puis de manière distincte pour les JC avec la version 1.0 et la version 2.0 du YLS/CMI à leur dossier. Par la suite, les moyennes des groupes ont été comparées par l'entremise d'analyses de t de Student et les proportions par l'entremise d'analyses de chi-carré afin de déterminer si des différences significatives sont observées entre les groupes. Traditionnellement, un d de Cohen autour de 0,2 est décrit comme une taille d'effet petite autour de 0,5 comme une taille d'effet modérée et autour de 0,8 comme une taille d'effet grande (Cohen, 1992).

Le premier objectif spécifique était de comparer la cohérence interne des deux versions du YLS/CMI pour chaque domaine de risque et pour le score total. Dans un premier temps, le coefficient alpha de Cronbach (α) a été utilisé pour évaluer la consistance interne de chaque domaine de risque ainsi que pour le score total pour les deux versions de l'outil. Par la suite, des analyses de chi-carré ont été réalisées à l'aide de l'interface web cocron (Diedenhofen et Musch, 2016) afin de comparer les alphas de Cronbach entre les deux versions. Un alpha de Cronbach sous 0,40 est considéré pauvre, entre 0,41 et 0,59 comme acceptable, entre 0,60 et 0,74 comme bon, et entre 0,75 et 1,00 comme excellent (Cicchetti, 1994). Les items potentiellement problématiques à l'intérieur de chaque domaine ont été identifiés à partir de la corrélation item-

score total de chaque domaine, où une corrélation de 0,30 et moins indique un item avec une faible corrélation avec le score de ce domaine (Ferketich, 1991).

Le deuxième objectif spécifique consistait à comparer la validité prédictive des deux versions du YLS/CMI pour la récidive générale, violente et non violente. Dans un premier temps, les scores aux différents domaines et le score total ont été mis en relation avec la récidive générale, violente et non violente par l'entremise d'analyses de courbes ROC. Cette analyse a été priorisée puisqu'elle fournit un ratio entre la sensibilité et la spécificité de l'instrument par l'entremise du coefficient d'ASC. Ce coefficient varie entre 0,00 et 1,00 et peut s'interpréter comme la probabilité qu'un récidiviste ait un score plus élevé qu'un non-récidiviste. Une ASC de 0,556 correspond à une petite taille d'effet, une ASC de 0,639 correspond à une taille d'effet modérée et une ASC de 0,714 correspond à une grande taille d'effet (Rice & Harris, 2005). Afin de comparer les ASC des versions 1 et 2, la méthode d'Hanley et Mcneil (1982) fut utilisée et réalisée à l'aide de SPSS. Celle-ci est utilisée en présence d'échantillons indépendants, permettant d'obtenir la différence entre deux ASC et la qualifiée statistiquement. Cette différence s'exprime par le coefficient z .

Finalement, le troisième objectif spécifique était de valider les propriétés psychométriques des deux versions du YLS/CMI en fonction du genre des JC. Ainsi, les analyses précédentes ont été reprises, tant au niveau de la fidélité que de la validité, séparément pour les garçons puis pour les filles.

Chapitre 4 - Résultats

Caractéristiques sociodémographiques, taux de récidive et scores au YLS/CMI en fonction de la version

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives de l'échantillon et des taux de récidive (générale, violente, non-violente). L'âge moyen des participants diffère entre la version 1.0 et la version 2.0 du YLS/CMI, $t(n = 694) = -2,85, p = 0,004$. La taille d'effet est grande (d de Cohen = 1,31). Les JC évalué à l'aide de la version 2.0 avaient un âge moyen plus élevé au moment de leur évaluation ($M = 17,5, ET = 1,4$) que les JC ayant été évalués à l'aide de la version 1.0 ($M = 17,1, ET = 1,3$). Le pourcentage de filles pour chacune des versions est similaire ($\chi^2(1, n = 696) = 0,80, p = 0,505$), tout comme les proportions des différentes origines ethniques ($\chi^2(5, n = 696) = 7,08, p = 0,215$). Il n'y avait pas de différence significative entre les deux groupes, tant au niveau de la récidive générale ($\chi^2(1, n = 696) = 0,40, p = 0,528$), violente ($\chi^2(1, n = 696) = 0,84, p = 0,360$) et non-violente ($\chi^2(1, n = 695) = 0,07, p = 0,799$).

Tableau 1

Description de l'échantillon

| | Total | | | | Version 1.0 du YLS/CMI | | | | Version 2.0 du YLS/CMI | | | | Différence Test de t / χ^2 |
|---|-------|----------|----------|-----------|------------------------|----------|----------|-----------|------------------------|----------|----------|-----------|------------------------------------|
| | % | <i>n</i> | <i>M</i> | <i>ET</i> | % | <i>n</i> | <i>M</i> | <i>ET</i> | % | <i>n</i> | <i>M</i> | <i>ET</i> | |
| Caractéristiques sociodémographiques | | | | | | | | | | | | | |
| Âge | - | - | 17,2 | 1,3 | - | - | 17,1 | 1,3 | - | - | 17,5 | 1,4 | -2,85** |
| Fille | 14,4 | 100 | - | - | 15,1 | 75 | - | - | 12,5 | 25 | - | - | 0,80 |
| Origine ethnique | | | | | | | | | | | | | 7,08 |
| Européenne | 43,2 | 301 | - | - | 42,5 | 211 | - | - | 45,0 | 90 | - | - | - |
| Noire | 30,7 | 214 | - | - | 29,6 | 147 | - | - | 33,5 | 67 | - | - | - |
| Latinos | 6,9 | 48 | - | - | 6,7 | 33 | - | - | 7,5 | 15 | - | - | - |
| Arabe | 12,5 | 87 | - | - | 13,1 | 65 | - | - | 11,0 | 22 | - | - | - |
| Asiatique | 4,3 | 30 | - | - | 5,2 | 26 | - | - | 2,0 | 4 | - | - | - |
| Autres | 2,3 | 16 | - | - | 2,8 | 14 | - | - | 1,0 | 2 | - | - | - |
| Récidive (1 an) | | | | | | | | | | | | | |
| Générale | 28,3 | 197 | - | - | 27,6 | 137 | - | - | 30,0 | 60 | - | - | 0,40 |
| Violente | 21,3 | 148 | - | - | 20,4 | 101 | - | - | 23,5 | 47 | - | - | 0,84 |
| Non-violente | 11,1 | 77 | - | - | 10,9 | 54 | - | - | 11,5 | 23 | - | - | 0,07 |

Note. M = moyenne; ET = écart-type.

** = $p < 0,01$

Les analyses descriptives en lien avec les scores moyens aux différents domaines du YLS/CMI et pour le score total sont présentées dans le tableau 2. De façon générale, autant pour l'échantillon total que les garçons, une tendance à la baisse des scores moyens a été observée dans les différents domaines entre les versions 1.0 et 2.0 du YLS/CMI, sauf pour les domaines pairs, loisirs et attitudes/tendances où les résultats sont similaires. Cependant, seulement quelques différences étaient statistiquement significatives.

Tableau 2

Statistiques descriptives du YLS/CMI pour l'échantillon total, les garçons et les filles

| Domaines de risques du YLS/CMI | Échantillon total | | | Garçons | | | Filles | | |
|--------------------------------------|--------------------|--------------------|-----------|--------------------|--------------------|-----------|-------------------|-------------------|-----------|
| | V 1.0 (n = 496) | V 2.0 (n = 200) | Diff. | V 1.0 (n = 421) | V 2.0 (n = 175) | Diff. | V 1.0 (n = 75) | V 2.0 (n = 25) | Diff. |
| | M (ET) | M (ET) | Test de t | M (ET) | M (ET) | Test de t | M (ET) | M (ET) | Test de t |
| Infractions précédentes et actuelles | 1,6 (1,7) | 1,4 (1,6) | 1,95 | 1,8 (1,7) | 1,4 (1,7) | 2,25* | 1,0 (1,4) | 1,0 (1,4) | -0,17 |
| Situation familiale | 2,0 (1,6) | 1,8 (1,4) | 2,19* | 2,0 (1,6) | 1,7 (1,5) | 2,45* | 1,8 (1,5) | 1,9 (1,5) | -0,27 |
| Éducation/emploi | 2,2 (1,6) | 1,9 (1,7) | 2,05* | 2,1 (1,6) | 1,9 (1,7) | 1,64 | 2,4 (1,6) | 1,9 (1,8) | 1,31 |
| Pairs | 1,9 (1,3) | 1,9 (1,4) | 0,42 | 2,0 (1,3) | 1,9 (1,4) | 0,55 | 1,6 (1,2) | 1,7 (1,3) | -0,14 |
| Toxicomanie | 1,8 (1,6) | 1,5 (1,6) | 1,74 | 1,8 (1,6) | 1,6 (1,6) | 1,47 | 1,7 (1,7) | 1,3 (1,2) | 1,32 |
| Loisirs | 1,4 (1,0) | 1,4 (1,0) | -0,62 | 1,4 (1,0) | 1,4 (1,1) | -0,54 | 1,4 (0,9) | 1,5 (0,9) | -0,37 |
| Personnalité/comportements | 2,4 (1,8) | 2,2 (1,9) | 1,05 | 2,3 (1,8) | 2,2 (1,9) | 0,63 | 2,8 (1,8) | 2,3 (1,9) | 1,08 |
| Attitude/tendances | 1,3 (1,3) | 1,3 (1,5) | -0,37 | 1,3 (1,4) | 1,3 (1,5) | -0,12 | 1,0 (1,2) | 1,2 (1,2) | 0,63 |
| Score total | 14,5 (8,0) | 13,3 (8,5) | 1,74 | 14,6 (8,2) | 13,4 (8,6) | 1,68 | 13,7 (7,0) | 12,7 (8,1) | 0,55 |

Note. V 1.0 = version 1.0 du YLS/CMI; V 2.0 = version 2.0 du YLS/CMI; Diff. = différence; M = moyenne; ET = écart-type.

* = $p < 0,05$.

Pour l'échantillon total, il y a une différence statistiquement significative entre les scores moyens de la version 1.0 et la version 2.0 du YLS/CMI aux domaines situation familiale ($t(696) = 2,19$, $p = 0,029$, d de Cohen = 0,18) et éducation/emploi ($t(696) = 2,05$, $p = 0,041$, d de Cohen 0,17). Dans les deux cas, les jeunes ayant été évalués à l'aide de la version 1.0 du YLS/CMI ont une moyenne plus élevée (respectivement $M = 2,0$, $ET = 1,6$ et $M = 2,2$, $ET = 1,6$) que les jeunes ayant été évalué à l'aide de la version 2.0 (respectivement $M = 1,8$, $ET = 1,4$ et $M = 1,9$, $ET = 1,7$). À noter que, dans les deux cas, les tailles d'effet sont considérées comme faibles.

Pour les garçons, il y a une différence statistiquement significative entre les scores moyens de la version 1.0 et la version 2.0 du YLS/CMI aux domaines infractions précédentes et actuelles ($t(594) = 2,25, p = 0,025, d$ de Cohen = 0,20) et situation familiale ($t(594) = 2,45, p = 0,014, d$ de Cohen = 0,22). Les garçons ayant été évalués à l'aide de la version 1.0 du YLS/CMI ont une moyenne plus élevée (respectivement $M = 1,8, ET = 1,7$ et $M = 2,0, ET = 1,6$) que les garçons ayant été évalué à l'aide de la version 2.0 (respectivement $M = 1,4, ET = 1,7$ et $M = 1,7, ET = 1,5$). À noter que, dans les deux cas, les tailles d'effet sont considérées comme faibles.

Une tendance à la hausse des scores moyens a été observée chez les filles entre la version 1.0 et 2.0 du YLS/CMI aux domaines situation familiale, pairs, loisirs et attitude/tendances, alors qu'une tendance à la baisse pour les domaines éducation/emploi, toxicomanie et personnalité/comportements a été observée. Cependant, aucune de ces différences n'était statistiquement significative.

Cohérence interne selon la version du YLS/CMI

Le premier objectif spécifique était de comparer la consistance interne des deux versions du YLS/CMI pour chaque domaine de risque ainsi que pour le score total. Afin de répondre à cet objectif, l'alpha de Cronbach (α) pour chaque domaine, ainsi que pour le score total, a été mesuré pour l'échantillon total, puis distinctivement pour les garçons et les filles. Les alphas de Cronbach ont ensuite été comparés entre les versions 1.0 et 2.0 du YLS/CMI (voir tableau 3). De manière générale, une amélioration (généralement non statistiquement significative) de la cohérence interne est observée pour l'ensemble des domaines du YLS/CMI, à l'exception des domaines infractions précédentes et actuelles et situation familiale.

Pour le domaine 1 (infractions précédentes et actuelles), aussi bien pour l'échantillon total ($\chi^2(1, n = 696) = 0,00, p = 1,000$), les garçons ($\chi^2(1, n = 594) = 0,10, p = 0,756$) et les filles (χ^2

(1, $n = 98$) = 0,10, $p = 0,758$), il n'y a pas eu d'amélioration entre la version 1.0 et la version 2.0 du YLS/CMI. La cohérence interne est toutefois excellente pour la version 1.0 et 2.0 et ce pour l'échantillon total, les garçons et les filles. Il y a un seul item sur cinq dont la corrélation item-score total du domaine était sous 0,30, et ce seulement pour les filles évaluées à l'aide de la version 2.0.

Tableau 3

Cohérence interne (alpha de Cronbach) du YLS/CMI

| | Échantillon total ($n = 696$) | | | Garçons ($n = 596$) | | | Filles ($n = 100$) | | |
|--|------------------------------------|------------------------|-------------|--------------------------|------------------------|-------------|-------------------------|-----------------------|-------------|
| | V 1.0 ($n = 496$) | V 2.0 ($n = 200$) | Diff. | V 1.0 ($n = 421$) | V 2.0 ($n = 175$) | Diff. | V 1.0 ($n = 75$) | V 2.0 ($n = 25$) | Diff. |
| Domaines de risques du YLS/CMI | α | α | χ^2 | α | α | χ^2 | α | α | χ^2 |
| Infractions précédentes et actuelles (5) | 0,79 | 0,79 | 0,00 | 0,79 | 0,80 | 0,10 | 0,75 | 0,78(1) | 0,10 |
| Situation familiale (6) | 0,61(2) | 0,54(2) | 1,41 | 0,62(2) | 0,55(2) | 1,28 | 0,57(1) | 0,53 | 0,05 |
| Éducation/emploi (7) | 0,58(2) | 0,67(1) | 2,98 | 0,57(2) | 0,67(1) | 3,10 | 0,62(1) | 0,69(2) | 0,27 |
| Pairs (4) | 0,68 | 0,75 | 2,49 | 0,68 | 0,75 | 2,16 | 0,65 | 0,72 | 0,25 |
| Toxicomanie (5) | 0,76 | 0,79 | 0,83 | 0,76 | 0,80 | 1,32 | 0,77 | 0,67 | 0,82 |
| Loisirs (3) | 0,58 | 0,65 | 1,43 | 0,59 | 0,66 | 1,04 | 0,51(1) | 0,62 | 0,27 |
| Personnalité- comportements (7) | 0,68(3) | 0,70(2) | 0,22 | 0,68(3) | 0,70(3) | 0,19 | 0,67(3) | 0,75(2) | 0,49 |
| Attitude-tendances (5) | 0,61(1) | 0,71 | 3,96* | 0,61(1) | 0,73 | 5,20* | 0,57(2) | 0,58(1) | 0,00 |
| Score total (42) | 0,89 | 0,91 | 2,61 | 0,90 | 0,91 | 0,64 | 0,87 | 0,91 | 1,01 |

Note. Le nombre d'items sous 0,30 se retrouvent entre parenthèse; V 1.0 = version 1.0 du YLS/CMI; V 2.0 = version 2.0 du YLS/CMI; Diff. = différence; M = moyenne; ET = écart-type; α = alpha de Cronbach, χ^2 = khi-carré. * = $p < 0,05$

Les résultats au domaine situation familiale démontraient une diminution non statistiquement significative de la cohérence interne entre la version 1.0 et la version 2.0 du YLS/CMI, autant pour l'échantillon total (χ^2 (1, $n = 696$) = 1,41, $p = 0,235$) que pour les garçons (χ^2 (1, $n = 596$) = 1,28, $p = 0,258$) et les filles (χ^2 (1, $n = 100$) = 0,05, $p = 0,821$). La cohérence interne passe de acceptable/bonne pour la version 1.0 à acceptable pour la version 2.0. En ce qui concerne le nombre d'items dans ce domaine qui présentait une corrélation item-score total du

domaine sous 0,30, le nombre est similaire (deux) pour la version 1.0 et 2.0 pour l'échantillon total et les garçons et on passe d'un seul à aucun pour les filles.

Au niveau du domaine éducation/emploi, il est possible de constater, aussi bien pour l'échantillon total ($\chi^2(1, n = 696) = 2,98, p = 0,084$), les garçons ($\chi^2(1, n = 596) = 3,10, p = 0,079$) et les filles ($\chi^2(1, n = 100) = 0,27, p = 0,604$), une amélioration non statistiquement significative (quoique marginalement significatif, $p < 0,10$, pour l'échantillon total et les garçons) pour la cohérence interne entre la version 1.0 et la version 2.0 du YLS/CMI. La consistance interne passe généralement d'acceptable à bonne. Une diminution de deux à un item, entre la version 1.0 et 2.0 du YLS/CMI, avec une corrélation item-score total du domaine sous 0,30 été observée pour l'échantillon total et les garçons, mais augmente d'un à deux items problématiques pour les filles.

Pour le domaine des pairs, aussi bien pour l'échantillon total ($\chi^2(1, n = 696) = 2,49, p = 0,114$), les garçons ($\chi^2(1, n = 596) = 2,16, p = 0,141$) et les filles ($\chi^2(1, n = 100) = 0,25, p = 0,614$), l'amélioration dans la cohérence interne n'est pas statistiquement significative. Pour ce domaine, la cohérence interne est passée de bonne à excellente (sauf pour les filles où elle est demeurée bonne). Il n'y a aucun item sur les quatre composant ce domaine qui présentait une corrélation item-score total du domaine sous 0,30.

Au niveau du domaine toxicomanie, aussi bien pour l'échantillon total ($\chi^2(1, n = 696) = 0,83, p = 0,363$), les garçons ($\chi^2(1, n = 596) = 1,32, p = 0,250$) et les filles ($\chi^2(1, n = 100) = 0,82, p = 0,365$), les différences dans la cohérence interne ne sont pas statistiquement significatives. La cohérence interne est demeurée excellente pour la version 1.0 et 2.0 du YLS/CMI pour l'échantillon total et les garçons, alors qu'une diminution est observée pour les

filles, passant d'excellente à bonne. Il n'y a aucun item sur les cinq composant ce domaine qui présentait une corrélation item-score total du domaine sous 0,30.

Pour le domaine des loisirs, il est possible de constater, aussi bien pour l'échantillon total ($\chi^2(1, n = 696) = 1,43, p = 0,285$), les garçons ($\chi^2(1, n = 596) = 1,04, p = 0,307$) et les filles ($\chi^2(1, n = 100) = 0,27, p = 0,603$), que l'amélioration de la cohérence interne n'est pas statistiquement significative. Avec le domaine de la famille, le domaine des loisirs présente une cohérence interne plus faible que les autres domaines. La cohérence interne est tout de même passée d'acceptable à bonne, autant pour l'échantillon total, les garçons et les filles. Un seul item sur les trois composant le domaine loisirs présentait une corrélation item-score total sous 0,30, et cela, seulement chez les filles pour la version 1.0.

Au niveau du domaine de la personnalité/comportements, aussi bien pour l'échantillon total ($\chi^2(1, n = 696) = 0,22, p = 0,640$), les garçons ($\chi^2(1, n = 596) = 0,19, p = 0,663$) et les filles ($\chi^2(1, n = 100) = 0,49, p = 0,482$), l'amélioration dans la cohérence interne n'est pas statistiquement significative. La cohérence interne est demeurée bonne entre la version 1.0 et 2.0 pour l'échantillon total et les garçons et est passé à excellente pour les filles. Une diminution de trois à deux items avec une corrélation item-score total du domaine sous 0,30 été observée entre la version 1 et 2 pour l'échantillon total et les filles, mais est restée stable à trois items problématiques pour les garçons.

Le seul domaine où une amélioration statistiquement significative de la cohérence interne entre la version 1 et la version 2 du YLS/CMI a été observé est le domaine des attitude/tendances, mais seulement pour l'échantillon total ($\chi^2(1, n = 696) = 3,96, p = 0,047$) et les garçons ($\chi^2(1, n = 596) = 5,2, p = 0,022$). La cohérence interne demeure toutefois dans les limites pour être qualifiée de bonne pour l'échantillon total et les garçons et d'acceptable pour

les filles. Dans ce domaine, il y a une diminution, entre la version 1.0 et 2.0, d'un item dont la corrélation item-score total du domaine était sous 0,30 et ce autant pour l'échantillon total et les garçons (un item vers aucun) que pour les filles (deux items vers un seul).

Finalement, au niveau du score total, l'amélioration de la cohérence interne n'est pas statistiquement significative, autant pour l'échantillon total ($\chi^2(1, n = 696) = 2,61, p = 0,106$), les garçons ($\chi^2(1, n = 596) = 0,64, p = 0,425$) et les filles ($\chi^2(1, n = 100) = 1,01, p = 0,314$). La cohérence interne est excellente pour les deux versions du YLS/CMI et cela pour l'échantillon total, les garçons et les filles.

Validité prédictive selon la version du YLS/CMI

Le deuxième objectif consistait à comparer la validité prédictive des deux versions du YLS/CMI selon la récidive générale, violente et non violente. Afin de répondre à cet objectif, des analyses de courbes ROC ont été réalisées pour ensuite comparer les ASC selon la version du YLS/CMI. Les résultats concernant l'échantillon total sont présentés au Tableau 4, ceux pour les garçons au tableau 5 et ceux pour les filles au Tableau 6.

Échantillon total

Globalement, pour la récidive générale, une amélioration de la validité prédictive est observée pour l'ensemble des domaines du YLS/CMI et le score total. Cette amélioration est toutefois statistiquement significative que pour le domaine pairs ($z(n = 696) = 2,75, p = 0,006$). En plus du score total, deux domaines permettaient de prédire statistiquement la récidive générale avec la version 1.0 du YLS/CMI, alors que c'était six avec la version 2.0. Les ASC pour l'ensemble des domaines allaient de 0,539 à 0,587 pour la version 1.0, ce qui est considéré comme faible, et de 0,584 à 0,677 pour la version 2.0, ce qui est considéré comme faible à modéré. La taille d'effet de l'ASC pour le score total est passée de faible à modérée.

De manière générale, pour la récidive violente, une amélioration de la validité prédictive est observée pour l'ensemble des domaines du YLS/CMI et le score total. Cette amélioration est toutefois statistiquement significative que pour le domaine pairs ($z (n = 696) = 2,541, p = 0,011$). En plus du score total, un seul domaine permettait de prédire statistiquement la récidive violente avec la version 1.0 du YLS/CMI, alors que c'était cinq avec la version 2.0. Les ASC pour l'ensemble des domaines allaient de 0,527 à 0,619 pour la version 1.0, ce qui est considéré comme faible à modéré, et de 0,579 à 0,680 pour la version 2.0, ce qui est considéré comme faible à grande.

Enfin, pour la récidive non-violente, pour l'ensemble des domaines du YLS/CMI, une amélioration (non statistiquement significative) de la validité prédictive est observée, à l'exception des domaines situation familiale et toxicomanie où une diminution (non statistiquement significative) est observée. En plus du score total, trois domaines permettaient de prédire statistiquement la récidive non-violente autant avec la version 1.0 que la version 2.0 du YLS/CMI. Les ASC de la version 1.0 allaient de 0,522 à 0,621, ce qui est considéré de faible à modéré, alors que les ASC allaient de 0,556 à 0,704 pour la version 2.0, ce qui est considéré de faible à grande.

Tableau 4

Analyses de validités prédictives du YLS/CMI pour l'échantillon total

| Domaines de risques du YLS/CMI | Récidive générale | | | Récidive violente | | | Récidive non violente | | |
|--------------------------------|------------------------|-------------------------|--------|-------------------------|-------------------------|-------|------------------------|------------------------|-------|
| | Version 1 (n = 496) | Version 2 (n = 200) | Diff. | Version 1 (n = 496) | Version 2 (n = 200) | Diff. | Version 1 (n = 496) | Version 2 (n = 200) | Diff. |
| | ASC [IC 95 %] | ASC [IC 95 %] | z | ASC [IC 95 %] | ASC [IC 95 %] | z | ASC [IC 95 %] | ASC [IC 95 %] | z |
| Infrac. préc. et act. | 0,587** [.530-.644] | 0,639** [.552-.726] | 0,98 | 0,562 [.498-.625] | 0,658** [.566-.750] | 1,70 | 0,621** [.541-.701] | 0,638* [.506-.771] | 0,22 |
| Situation familiale | 0,544 [.487-.600] | 0,584 [.498-.669] | 0,77 | 0,542 [.479-604] | 0,582 [.491-.673] | 0,71 | 0,605* [.526-.684] | 0,556 [.436-676] | 0,67 |
| Éducation/emploi | 0,539 [.481-.598] | 0,588 [.502-.673] | 0,91 | 0,558 [.492-.623] | 0,585 [.494-.677] | 0,48 | 0,522 [.442-603] | 0,568 [.441-.695] | 0,59 |
| Pairs | 0,538 [.481-.598] | 0,677*** [.595-.758] | 2,75** | 0,527 [.464-.590] | 0,666** [.579-.753] | 2,54* | 0,586* [.506-.666] | 0,704** [.590-.817] | 1,67 |
| Toxicomanie | 0,555 [.496-.613] | 0,605* [.519-.691] | 0,95 | 0,576* [.511-.641] | 0,608* [.517-.699] | 0,56 | 0,558 [.475-.642] | 0,542 [.412-.673] | 0,20 |
| Loisirs | 0,545 [.488-.601] | 0,602* [.520-.685] | 1,13 | 0,549 [.487-611] | 0,579 [.490-.667] | 0,54 | 0,536 [.454-.618] | 0,596 [.475-.717] | 0,80 |
| Personnalité/comportements | 0,574* [.517-.631] | 0,635*** [.550-.720] | 1,16 | 0,619*** [.557-.682] | 0,644** [.552-.735] | 0,43 | 0,531 [.448-.614] | 0,580 [.458-.703] | 0,66 |
| Attitude/tendances | 0,551 [.494-.608] | 0,618** [.531-.704] | 1,26 | 0,549 [.485-.612] | 0,616* [.523-.710] | 1,17 | 0,553 [.468-.638] | 0,677** [.562-.792] | 1,71 |
| Score total | 0,585** [.530-.641] | 0,677*** [.596-.757] | 1,84 | 0,594** [.532-.655] | 0,680*** [.596-.764] | 1,63 | 0,597* [.517-.677] | 0,648* [.529-767] | 0,70 |

Note. Diff. = différence; ASC = aire sous la courbe; IC = intervalle de confiance; Infrac. préc. et act. = Infractions précédentes et actuelles.

* = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Pour les garçons

Pour les trois types de récidive, une amélioration de la validité prédictive est observée pour l'ensemble des domaines du YLS/CMI et le score total. Cette amélioration était toutefois statistiquement significative que pour le domaine des pairs et le score total et ce pour la récidive générale (respectivement $z(n = 596) = 3,401, p = 0,001$ et $z(n = 596) = 2,638, p = 0,008$) et violente ($z(n = 596) = 2,808, p = 0,005$ et $z(n = 596) = 2,015, p = 0,044$).

Il y a seulement deux domaines de la version 1.0 du YLS/CMI, qui étaient en mesure de prédire la récidive générale, tout comme le score total. L'ensemble des domaines dans la version 2.0 prédisaient statistiquement la récidive générale. Les ASC pour l'ensemble des domaines allaient de 0,525 à 0,596 pour la version 1.0, ce qui est considéré comme faible, et de 0,605 à 0,713 pour la version 2.0, ce qui est considéré comme faible à grande.

Pour ce qui est de la récidive violente, au niveau de la version 1.0 du YLS/CMI, trois domaines ainsi que pour le score total prédisaient de manière significative celle-ci. Pour la version 2.0, cinq domaines étaient en mesure de prédire statiquement la récidive violente ainsi que le score total. L'étendue des ASC pour la version 1.0 était de 0,523 à 0,629, ce qui est considéré de faible à modéré, alors que pour la version 2.0 du YLS/CMI, les ASC allaient de 0,591 à 0,706, ce qui est considéré comme faible à grande.

Enfin pour la récidive non-violente, au niveau de la version 1.0, un seul seulement domaine était en mesure de prédire la récidive non-violente de manière significative. Du côté de la version 2.0, trois domaines ainsi que le score total prédisaient significativement la récidive non-violente. Les ASC de la version 1.0 allaient de 0,507 à 0,604, ce qui est considéré de faible à modéré, alors que les ASC allaient de 0,558 à 0,729 pour la version 2.0, ce qui est considéré comme faible à grande.

Tableau 5

Analyses de validités prédictives du YLS/CMI pour les garçons

| Domaines de risques du YLS/CMI | Récidive générale | | | Récidive violente | | | Récidive non violente | | |
|--------------------------------|------------------------|--------------------------|--------|-------------------------|-------------------------|--------|------------------------|------------------------|-------|
| | Version 1 (n = 421) | Version 2 (n = 175) | Diff. | Version 1 (n = 421) | Version 2 (n = 175) | Diff. | Version 1 (n = 421) | Version 2 (n = 175) | Diff. |
| | ASC [IC] | ASC [IC] | z | ASC [IC] | ASC [IC] | z | ASC [IC] | ASC [IC] | z |
| Infrac. préc. et act. | 0,596** [.536-.656] | 0,666*** [0.576-757] | 1,27 | 0,581* [.514-.648] | 0,687*** [.592-.782] | 1,78 | 0,604* [.520-.688] | 0,650* [.516-.783] | 0,70 |
| Situation familiale | 0,534 [.473-.595] | 0,605* [.515-.694] | 1,28 | 0,537 [.469-605] | 0,591 [.494-.689] | 0,89 | 0,584 [.502-.666] | 0,585 [.466-.704] | 0,47 |
| Éducation/emploi | 0,525 [.463-587] | 0,613* [.522-.704] | 1,57 | 0,543 [.472-.614] | 0,601 [.503-.700] | 0,94 | 0,507 [.425-.589] | 0,590 [.463-.717] | -0,02 |
| Pairs | 0,528 [.467-.588] | 0,707*** [.623-0.791] | 3,40** | 0,523 [.455-.592] | 0,688*** [.596-.779] | 2,81** | 0,569 [.485-.653] | 0,729** [.622-.835] | -1,77 |
| Toxicomanie | 0,540 [.477-.603] | 0,605* [.515-.696] | 1,16 | 0,568* [.497-.640] | 0,599 [.502-.696] | 0,49 | 0,533 [.447-.618] | 0,558 [.428-.687] | 0,22 |
| Loisirs | 0,548 [.487-.609] | 0,632** [.546-718] | 1,56 | 0,556 [.488-.623] | 0,604* [.512-.697] | 0,84 | 0,528 [.443-.613] | 0,608 [.485-.732] | -1,21 |
| Personnalité/comportements | 0,576* [.515-.638] | 0,664** [.576-753] | 1,60 | 0,629*** [.561-.696] | 0,665** [.568-.761] | 0,60 | 0,525 [.439-.611] | 0,608 [.485-.730] | 0,15 |
| Attitude/tendances | 0,549 [.488-.610] | 0,648** [.558-.737] | 1,79 | 0,556 [.488-.624] | 0,641** [.543-.738] | 1,39 | 0,537 [.450-.624] | 0,699** [.588-.811] | -1,05 |
| Score total | 0,577* [.518-.636] | 0,713*** [.631-.794] | 2,64** | 0,593** [.527-.660] | 0,706*** [.619-.793] | 2,02* | 0,574 [.493-.655] | 0,678** [.566-.789] | -0,10 |

Note. Diff. = différence; ASC = aire sous la courbe; IC = intervalle de confiance; Infrac. préc. et act. = Infractions précédentes et actuelles.

* = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Pour les filles

Chez les filles, de manière générale, pour les trois types de récidives, une diminution de la validité prédictive a été observée entre la version 1.0 et 2.0 du YLS/CMI, à l'exception des domaines infractions précédentes et actuelles et toxicomanie pour la récidive violente pour lequel une légère amélioration (non significative) est notée. Les diminutions observées pour la récidive non-violente étaient significatives, à l'exception du domaine infractions précédentes et actuelles ainsi que pour le score total.

Au niveau de la récidive générale, pour la version 1.0 du YLS/CMI, un seul domaine était en mesure de la prédire de manière significative. Pour ce qui est de la version 2.0, aucun domaine ne présentait une validité prédictive significative. Les ASC de la version 1.0 se situent entre 0,463 et 0,667, ce qui est considéré de faible à modéré, alors que les ASC se situent entre 0,357 et 0,567 pour la version 2.0, ce qui est considéré comme faible.

Du côté de la récidive violente, aucun domaine, et ce pour les deux versions du YLS/CMI, ne présentait une validité prédictive significative. Les ASC de la version 1.0 vont de 0,427 à 0,650, ce qui est considéré de faible à modéré, alors que les ASC vont de 0,386 à 0,658 pour la version 2.0, ce qui est considéré comme faible à modéré.

Finalement, trois domaines de la version 1.0 du YLS/CMI prédisaient statistiquement la récidive non-violente. Pour ce qui est de la version 2.0, aucun domaine ne prédisait de manière significative cette récidive. Les ASC de la version 1.0 se situaient entre 0,662 et 0,914 pour la version 1.0 du YLS/CMI, ce qui est considéré comme modéré à grande, alors que les ASC se situent entre 0,042 et 0,313 pour la version 2.0, ce qui est considéré comme faible.

Tableau 6

Analyses de validités prédictives du YLS/CMI pour les filles

| Domaines de risques du YLS/CMI | Récidive générale | | | Récidive violente | | | Récidive non violente | | |
|--------------------------------|-----------------------|----------------------|-------|----------------------|----------------------|-------|------------------------|----------------------|----------|
| | Version 1 (n=75) | Version 2 (n=25) | Diff. | Version 1 (n=75) | Version 2 (n=25) | Diff. | Version 1 (n=75) | Version 2 (n=25) | Diff. |
| | ASC [IC] | ASC [IC] | z | ASC [IC] | ASC [IC] | z | ASC [IC] | ASC [IC] | z |
| Infrac. préc. et act. | 0,463 [.302-.625] | 0,437 [.192-.681] | 0,18 | 0,427 [.268-.587] | 0,469 [.209-.729] | 0,27 | 0,662 [.327-.997] | 0,313 [.000-.705] | 1,33 |
| Situation familiale | 0,611 [.460-.762] | 0,433 [.172-.693] | 1,16 | 0,575 [.424-.726] | 0,522 [.262-.782] | 0,35 | 0,889* [.767-1.010] | 0,042 [.000-.134] | 10,88*** |
| Éducation/emploi | 0,667* [.510-.824] | 0,405 [.171-.638] | 1,83 | 0,650 [.486-.814] | 0,478 [.240-.716] | 1,17 | 0,856* [.755-.958] | 0,104 [.000-.272] | 7,51*** |
| Pairs | 0,584 [.428-.741] | 0,452 [.206-.698] | 0,89 | 0,549 [.393-.706] | 0,531 [.284-.777] | 0,12 | 0,736 [.524-.948] | 0,104 [.000-.272] | 4,58*** |
| Toxicomanie | 0,657 [.503-.811] | 0,567 [.280-.854] | 0,54 | 0,625 [.468-.782] | 0,658 [.378-.938] | 0,20 | 0,914* [.839-.989] | 0,104 [.000-.272] | 8,63*** |
| Loisirs | 0,524 [.378-.671] | 0,357 [.120-.594] | 1,18 | 0,508 [.357-.658] | 0,386 [.126-.646] | 0,79 | 0,676 [.382-.970] | 0,292 [.088-.496] | 2,11* |
| Personnalité/comportements | 0,601 [.442-.760] | 0,433 [.180-.685] | 1,11 | 0,575 [.412-.738] | 0,500 [.238-.762] | 0,48 | 0,759 [.629-.889] | 0,146 [.000-.360] | 4,79*** |
| Attitude/tendances | 0,544 [.375-.712] | 0,385 [.131-.639] | 1,02 | 0,503 [.337-.669] | 0,439 [.166-.711] | 0,40 | 0,678 [.285-1,072] | 0,188 [.000-.447] | 2,04* |
| Score total | 0,636 [.475-.796] | 0,385 [.138-.632] | 1,67 | 0,600 [.438-.761] | 0,478 [.232-.724] | 0,81 | 0,910* [.787-1.033] | 0,000 [.000-.000] | 14,50 |

Note. Diff. = différence; ASC = aire sous la courbe; IC = intervalle de confiance; Infrac. préc. et act. = Infractions précédentes et actuelles.

* = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Chapitre 5 – Interprétation des résultats

À ce jour, les DJ du Québec, dans le cadre de l'évaluation du risque de récidive criminelle chez les JC, ont très peu accès à des outils dont les propriétés psychométriques ont été évalués auprès de la population québécoise. En effet, la version francophone du YLC/CMI 2.0 n'a pas fait l'objet d'une évaluation de ses propriétés psychométriques, ni de comparaison avec son équivalent anglophone. Déjà plusieurs méta-analyses et revues systématiques ont été réalisées à partir des versions anglophones (1.0 et 2.0), permettant de mettre de l'avant les bonnes à excellentes propriétés psychométriques du YLS/CMI (Schwalbe, 2007; 2008; Koh et al., 2020; Olver et al., 2009; Pusch & Holtfreter, 2018). Ainsi, l'objectif principal de ce mémoire était d'évaluer les propriétés psychométriques de la version francophone utilisée au Québec du YLS/CMI 1.0 et du YLS/CMI 2.0. Plus spécifiquement, il a été question de comparer les deux versions du YLS/CMI quant à la cohérence interne pour chaque domaine de risque et pour le score total et à la validité prédictive pour la récidive générale, violente et non violente, le tout en fonction du genre des JC.

Afin de comparer les résultats de ce mémoire, cinq études comparables sur le plan méthodologique ont été ciblées : celle de Saint-Louis (2015) portant sur la version francophone du YLS/CMI 1.0, celles de Schmidt et al. (2005) et de Schwalbe (2008) portant sur la version anglophone du YLS/CMI 1.0 et celles de Gouveia et al. (2024) et de Scott et al. (2019) portant sur la version anglophone du YLS/CMI 2.0. Les résultats de la revue systématique de Koh et al. (2020) sur, entre autres, le YLS/CMI seront également utilisés à titre comparatif.

La taille de l'échantillon pour ce mémoire ($n = 696$) était près de sept fois plus important que celui de St-Louis (2015; $n = 104$), la seule autre étude sur une version francophone du YLS/CMI utilisée au Québec, et de celui de Schmidt et al. (2005; $n = 107$). L'échantillon était

aussi près de trois fois plus important que celui de Scott et al. (2019; $n = 254$), mais similaire à celui de Gouveia et al. (2024; $n = 608$) De plus, cet échantillon est près du triple de la médiane de la taille des échantillons (médiane = 234,6; $n = 74-1138$) des études de la recension systématique Koh et al. (2020). Pour la méta-analyse de Schwalbe (2008), seul le nombre total de JC est disponible ($n = 57\ 938$), ce qui se veut fort plus nombreux que l'étude actuelle.

L'âge moyen des JC de ce mémoire (17,2 ans) est similaire à celui de St-Louis (2015; 17,1 ans) et celui de Scott et al. (2019; 17,6 ans pour les garçons et 17,1 pour les filles) et bien au-dessus de celui de Schmidt et al. (2005; 14,6 ans) et de Gouveia et al. (2024; 14,6 ans). Le pourcentage de filles dans la composition des échantillons variait d'une étude à l'autre, 13,8 % pour Gouveia et al. (2024), 31% pour Schwalbe (2008), 37,4 % pour Schmidt et al. (2005) et 42 % pour Scott et al. (2019) alors que 14,4 % de filles constituaient notre échantillon. Du côté de l'étude de St-Louis (2015), l'échantillon était composé entièrement de garçons.

Le taux de récurrence générale pour ce mémoire était de 28,3 % pour l'échantillon total pour une période de suivi d'une année. En comparaison, dans l'étude de St-Louis (2015), le taux était de 48,1 % pour une période de suivi de deux ans, de 57,5 % dans l'étude de Scott et al. (2019) pour la même période de suivi, de 46,3 % pour l'étude de Schmidt et al. (2005) pour une période de trois ans et de 12,0 % Gouveia et al. (2024) pour une période de suivi non-spécifiée. Le taux de récurrence variait entre 6,0 % et 61,3 % dans la revue systématique de Koh et al. (2020), avec des périodes de suivi variant entre 3 mois et 8 ans. Ces variations dans les taux de récurrence en fonction de la longueur de la période de suivi sont normales compte tenu que sur une plus longue période de suivi, davantage de JC auront eu l'opportunité de récidiver.

La fidélité du YLS/CMI

La fidélité d'un outil, plus spécifiquement sa cohérence interne, permet d'évaluer si les items mesurent de manière homogène le construit. À la lumière des analyses effectuées, une excellente cohérence interne pour le score total des deux versions du YLS/CMI a été observée (version 1 : $\alpha = 0,89$; version 2 : $\alpha = 0,91$). Les résultats de ce mémoire sont semblables à ceux de la revue systématique de Koh et ses collaborateurs (2020) qui avaient rapporté une cohérence interne généralement excellente. Il est également possible de constater une légère amélioration, non statistiquement significative, entre la version 1.0 et la version 2.0 du YLS/CMI au niveau de la cohérence interne du score total de l'outil. L'amélioration des résultats entre la version 1.0 et 2.0 du YLS/CMI s'observent aussi lorsque les résultats sont comparés à ceux de St-Louis (2015) alors que la cohérence interne du score total était bonne ($\alpha = 0,72$) pour le YLS/CMI 1.0.

Bien que certains domaines, tels que celui de la situation familiale, puissent présenter une cohérence interne plus faible, il n'en demeure pas moins que globalement, la cohérence interne pour les différents domaines du YLS/CMI 1.0 et YLS/CMI 2.0 peut être considérée d'acceptable à bonne. Entre la version 1.0 et 2.0 du YLS/CMI, une augmentation de la cohérence interne a été observée pour chaque domaine de risque, à l'exception du domaine situation familiale où une diminution de l'alpha de Cronbach est observée. Toutefois, le domaine des attitudes/tendances est le seul où l'amélioration est statistiquement significative entre les deux versions. Ces résultats sont similaires à ceux de Schmidt et al., (2005) où la cohérence interne variait de faible à excellente selon les domaines de risque du YLS/CMI 1.0. Nos résultats sont légèrement au-dessus de ceux de St-Louis (2015) pour la version 1.0 du YLS/CMI. Les domaines ayant les plus grands écarts sont ceux de la situation familiale (augmentation de 0,11) et de la personnalité/comportements (augmentation de 0,07).

En plus de l'alpha de Cronbach, la corrélation item-score total au domaine a aussi été évaluée et nous permet de constater d'autres améliorations entre la version 1.0 et 2.0 du YLS/CMI. Au total, c'est huit (8) items sur 42 qui présentent une corrélation item-score sous 0,30 pour la version 1.0 et seulement cinq (5) items pour la version 2.0. Deux (2) des cinq (5) items se trouvent dans le domaine de la situation familiale, soit « pauvreté de la relation père-jeune » et « pauvreté de la relation mère-jeune ». Compte-tenu de ces résultats, il est possible de croire que deux facettes différentes sont mesurées dans le domaine situation familiale. Les deux items problématiques mesurent le lien avec les parents, alors que les quatre autres mesurent la qualité de l'encadrement et la surveillance offerts par ceux-ci. Tel qu'aborder par Mucchielli (2000), les relations familiales font état de l'atmosphère générale du milieu, l'attachement avec les parents et la communication alors que l'encadrement fait davantage référence à la surveillance parentale et la discipline à la maison. L'un ne va pas automatiquement de pair avec l'autre, un jeune pourrait avoir une très bonne relation avec ses parents, mais évoluer dans un contexte inadéquat.

Les résultats des méta-analyses d'Hoeve et al. (2009, 2012) soulignent toutefois que tous ces aspects sont statistiquement associés aux comportements délinquants. En effet, une pauvre relation d'attachement avec les parents, l'absence de supervision parentale et une discipline incohérente sont associées à la présence de plus de comportements délinquants. Ainsi, bien que deux concepts distincts relatifs à la situation familiale semblent être mesurés dans ce domaine, affectant ainsi la cohérence interne, ils sont tous les deux pertinents à considérer en lien avec la délinquance.

Deux autres items présentant des corrélations item-score total au domaine sous 0,30 dans la version francophone du YLS/CMI 2.0 se trouvent dans le domaine de la

personnalité/comportements (2 sur 7 pour les filles, 3 sur 7 pour les garçons). Ces items sont en lien avec le modèle de personnalité antisociale (estime de soi démesuré et sentiment de culpabilité insuffisant) ou une caractéristique neuropsychologique (capacité d'attention limitée) alors que les items avec une corrélations item-score de 0,30 ou plus mesurent plutôt la régulation émotionnelle (p. ex. crise de colère et faible tolérance à la frustration).

Andrews et Bonta (2017) expliquent que ce domaine de risque mesure les concepts de tempérament et de maîtrise de soi, caractérisés par l'impulsivité, la recherche de plaisir, l'agressivité incessante, le mépris des autres et l'émotivité négative (comme l'irritabilité). L'impulsivité peut être caractérisée, entre autres, par une capacité d'attention limitée. Le mépris des autres, quant à lui, peut se manifester par une estime de soi démesuré et un sentiment de culpabilité insuffisant. Ainsi, bien que ce domaine soit l'un des meilleurs prédicteurs des comportements délinquants, la présence de plusieurs concepts au sein de celui-ci peut expliquer que certains items corrélaient moins fortement avec les autres. C'est donc dans l'unification de ces caractéristiques mesurées que se retrouvent la force de ce domaine.

Bien que les résultats semblent plutôt faibles à certains niveaux, c'est sans rappeler que dans le contexte d'un outil d'évaluation du risque de récidive, les alphas de Cronbach sont de plus faible importance. Ils sont ici davantage des indicateurs de risque dans un domaine relié à la récidive plutôt que la mesure d'un construit psychologique. Afin de mesurer de manière plus pertinente la fidélité, l'accord interjuge doit être priorisé, cependant, les données disponibles ne permettaient pas de réaliser cette démarche dans le cadre de ce mémoire.

Validité prédictive du YLS/CMI

Au niveau de la validité prédictive du YLS/CMI pour l'échantillon total, les résultats suggèrent une amélioration, entre la version 1.0 et la version 2.0, pour la majorité des domaines

ainsi que pour le score total et ce pour les trois types de récidive (générale, violente et non violente). Cependant, cette amélioration n'est statistiquement significative que pour le domaine des pairs pour la récidive générale et violente. Les ASC sont statistiquement significatives pour plusieurs domaines et le score total de la version 2.0 du YLS/CMI, validant ainsi que l'outil et ses différents domaines sont en mesure de prédire la récidive générale, violente et non-violente. Les résultats de ce mémoire pour l'échantillon total (ASC de 0,65 à 0,68 selon la récidive) sont comparables à ceux de l'étude de Scott (2019) et de Saint-Louis (2015) pour la récidive générale (ASC de 0,68 et de 0,69 respectivement), alors qu'ils sont supérieurs à ceux de Gouveia et al. (2024) pour la récidive générale ($ASC = 0,51$).

Les conclusions sont toutefois différentes en fonction du genre. Les résultats chez les garçons suggèrent une amélioration de la validité prédictive entre les versions 1.0 et 2.0 du YLS/CMI, tant pour le score total que pour l'ensemble des domaines, et ce, pour les trois types de récidive (générale, violente et non violente). En revanche, chez les filles, on observe plutôt une diminution de la validité prédictive du score total et de la majorité des domaines, également pour les trois types de récidive. Pour le YLS/CMI 1.0, les résultats de Schwalbe (2008) sont légèrement supérieurs aux nôtres. En effet, les ASC de ce mémoire pour la récidive générale étaient de 0,58 pour les garçons (taille d'effet petite) et de 0,64 pour les filles (taille d'effet modérée) alors que pour Schwalbe (2008), les tailles d'effet étaient modérées pour les deux genres (garçons, $r = 0,30$, filles, $r = 0,40$).

Pour le YLS/CMI 2.0, nos résultats, pour les garçons, étaient similaires à ceux de Scott et al. (2019; ce mémoire : $ASC = 0,71$, taille d'effet élevée; Scott et al. : $ASC = 0,68$, taille d'effet modérée), alors que nos résultats sont clairement inférieurs pour les filles (ce mémoire : $ASC = 0,39$, taille d'effet petite; Scott et al. : $ASC = 0,68$, taille d'effet modérée). Il est possible de se

questionner sur les impacts de la composition de l'échantillon sur les résultats obtenus, surtout en ce qui a trait aux filles. La très petite taille de l'échantillon pour la version francophone du YLS/CMI 2.0 ($n = 25$) n'a pas permis d'obtenir des résultats concluants pour cette population. Les utilisateurs doivent donc demeurer prudent quant à l'utilisation de la version francophone du YLS/CMI 2.0 auprès des filles au Québec.

En résumé, nos résultats confirment globalement la validité modérée observée à l'international, tout en montrant une amélioration importante par rapport à l'étude francophone disponible. Plusieurs éléments peuvent influencer les résultats obtenus dans ce mémoire, tel que le processus de traduction et la formation offerte aux DJ.

Importance de la formation et d'utiliser des outils validés

La version francophone du YLS/CMI 1.0 utilisé au Québec est une traduction libre et n'était utilisée que dans une seule région administrative au Québec, soit la région de Montréal. Tel que le propose Guay (2016), la rétro-traduction devrait faire partie du processus lors de la traduction d'un outil. La rétro-traduction implique qu'une traduction vers le français est réalisée par une première personne puis une traduction vers l'anglais, à partir de la version traduite en français par la première personne, est réalisée par une seconde personne. Par la suite, la version originale en anglais et celle traduite par la seconde personne sont comparées. Cela permet d'augmenter la qualité de la traduction, mais aussi identifier les erreurs et les enjeux de traduction. Quant à elle, la version francophone du YLS/CMI 2.0 est une version reconnue par les auteurs du YLS/CMI et utilisée à ce jour sur presque l'ensemble du territoire de la province de Québec. Cette différence dans le processus de traduction pourrait être responsable, en partie, des qualités psychométriques supérieures de la version 2.0 du YLS/CMI, la double traduction ayant permis une transcription identique à l'outil original en anglais.

L'ajout d'un guide standardisé pour l'administration de l'outil ainsi que d'une formation officielle obligatoire pour les DJ peuvent aussi avoir eu un impact sur l'amélioration des propriétés psychométriques de la version francophone du YLS/CMI 2.0. Par cette formation, à la fois théorique et pratique, l'interprétation des items et leur cotation est davantage standardisée (les règles de cotation se retrouvant également dans le guide), et donc moins influencée par le jugement individuel de chaque professionnel. Ce mémoire ne mesure pas directement l'impact de la formation et l'accompagnement offert au DJ, faute de données disponibles. Cependant, Miller et al. (2021) mettent de l'avant les enjeux dans l'implantation du YLS/CMI en soulevant l'importance des politiques nationales ainsi que de l'accompagnement reçu par les intervenants. Ces éléments influencent positivement la fréquence de complétion de l'outil, ainsi que la qualité de son interprétation. En prenant en considération les différences entourant la passation du YLS/CMI entre la version 1.0 et 2.0 (qualité de la traduction, formation, manuel de l'utilisateur, déploiement à grande échelle au Québec) et les éléments soulevés par Miller et al. (2021), il est possible d'avancer que cela peut contribuer à expliquer, en partie, l'amélioration des propriétés psychométriques entre les deux versions de l'outil.

Recommandation concernant l'utilisation du YLS/CMI au Québec

L'évaluation d'un adolescent dans le cadre d'un RPD ou de l'examen d'un manquement en vertu de la LSJPA est un acte réservé selon la loi 21. L'OPPQ, dans ses lignes directrices, clarifie que l'évaluation du JC dans le cadre d'une décision en vertu de la LSJPA doit s'appuyer sur la collecte de données et l'analyse des facteurs de risque que présentent le JC. Ces facteurs, qui se retrouvent dans les huit (8) domaines évalués par le YLS/CMI, doivent être pris en considération en complémentarité avec les connaissances du psychoéducateur quant au développement de l'adolescent, les compétences parentales et les autres théories expliquant le

passage à l'acte délinquant. Afin de réaliser cette démarche, le psychoéducateur doit être en mesure de s'appuyer sur des outils dont les propriétés psychométriques ont été validés, ce que nous pouvons avancer maintenant pour le YLS/CMI 2.0.

Au regard des résultats présentés dans ce mémoire, il est possible de constater une amélioration de la version francophone du YLS/CMI 2.0 sur la version la version francophone du YLS/CMI 1.0 et que les résultats sont semblables à ceux rapportés pour les versions anglophones. Cela permet d'avancer que les propriétés psychométriques de la version francophone du YLS/CMI 2.0 utilisée au Québec, tant au niveau de la fidélité (cohérence interne) que de la validité prédictive sur 1 an, sont bonnes, voir même excellentes, et que l'outil peut être utilisé par les DJ du Québec. Malgré ces résultats, les utilisateurs doivent demeurer vigilants dans l'utilisation de la version francophone du YLS/CMI 2.0 auprès des filles, les résultats n'étant pas aussi concluants que pour les garçons.

L'intervention réalisée par le psychoéducateur (ou tout autre professionnel reconnu) dans le contexte de la LSJPA ne se limite pas à la réalisation du RPD. L'outil permet de mettre de l'avant les cibles à prioriser et ainsi guider la réalisation du plan d'intervention dans la cadre d'un suivi. En misant sur les besoins criminogènes identifiés comme problématiques par l'entremise de l'outil, le professionnel verra son intervention mieux ciblée et avec de meilleures chances d'avoir un impact positif sur la récidive. En connaissant les limites actuelles de l'outil en regard de la clientèle féminine, la vigilance du professionnel s'en verra sollicitée. Les besoins non-criminogènes seront à quant à eux des éléments à titre de leviers dans l'intervention et la mobilisation du JC.

Forces et limites de ce mémoire

Il est important de mettre de l'avant qu'il s'agit de la première étude réalisée sur la version francophone du YLS/CMI 2.0, mais aussi la première qui compare les deux versions de l'instrument. De plus, peu d'études présentent des résultats aussi détaillés, surtout au regard de la fidélité et de la validité prédictive en fonction du genre des JC et du type de récidive.

Ce mémoire présente toutefois certaines limites. Premièrement, l'un des principaux enjeux dans la présente étude se situe au niveau de la petite taille de l'échantillon des filles (version 1.0 : $n = 75$; version 2.0 : $n = 25$), ce qui peut expliquer que les propriétés psychométriques soient moins bonnes pour cette population. Des études supplémentaires sont donc nécessaires afin de confirmer les résultats de ce mémoire auprès de cette population. Deuxièmement, les données de ce mémoire tiennent compte uniquement de la récidive officielle, à l'instar de l'ensemble des études recensées. L'accès à la récidive auto-rapportée pourrait permettre d'avoir un regard plus juste ou différent, mais représente un défi colossal, voire impossible, en termes de collecte de données (traçabilité de l'échantillon et véracité du dévoilement). Troisièmement, les données proviennent seulement de la région de Montréal au Québec. Les résultats pourraient ne pas être représentatifs des autres régions du Québec qui vivent des réalités différentes.

Finalement, selon les informations disponibles lors de la cueillette de données, il aurait pu être intéressant d'aborder une facette supplémentaire, soit celle de l'origine ethnique. En effet, les analyses concernant la validité prédictive de l'outil n'ont pas été réalisées selon l'origine ethnique des JC. Tardif-Grenier (2016) aborde le contexte de la surreprésentation de la population immigrante au sein des populations contrevenantes. Celle-ci pourrait être tributaire de facteurs spécifiques, tels que qu'une plus grande pauvreté économique chez les personnes

immigrantes et le profilage racial par les différents acteurs du système de justice. Par conséquent, les adolescents sont donc plus susceptibles d'être exposés à des enjeux, tels que la délinquance ou des difficultés sociales, et même d'être arrêtés.

À titre comparatif, une étude de Takahashi et al. (2013) ont rapporté une très bonne validité prédictive pour les JC japonais ($ASC = 0,77$), alors que les résultats de ce mémoire sont inférieurs à ceux des études réalisées en Amérique du Nord ($ASC = 0,65-0,68$). Toujours dans le même ordre d'idée, Villanueva et al. (2019) ont présenté des résultats similaires pour des JC espagnols d'ascendance arabe ($ASC = 0,73$) et non arabe ($ASC = 0,76$). En 2022, la même équipe de recherche ont publié une étude semblable réalisée auprès de JC espagnols vivant à Rome (Gomis-Pomares et al., 2022). Une baisse de la validité prédictive a été observée auprès des JC romains ($ASC = 0,69$) alors que pour les non-romains, les valeurs concordaient avec celles préalablement observées ($ASC = 0,76$). Chu et al. (2015) avec leur étude ont corroboré la tendance d'une diminution de la validité prédictive lorsque le YLS/CMI est utilisé auprès de population non-caucasienne. Cette dernière étude a été réalisée auprès de jeunes non-occidentaux et les résultats se retrouvent sous ceux déjà observés dans les études citées précédemment ($ASC = 0,64$). Bien que certaines données tendent à démontrer une diminution des qualités psychométriques de l'outil, l'étude de Perreault et al. (2017) concluent que même prise comme facteur, la race du JC n'influence pas les résultats obtenus. Dans ce contexte, des études supplémentaires sont donc nécessaires afin d'évaluer les propriétés psychométriques de la version francophone du YLS/CMI 2.0 sur les JC de la diversité culturelle.

Chapitre 6 - Conclusion

L'objectif principal de ce mémoire était d'évaluer les propriétés psychométriques de la version francophone utilisée au Québec du YLS/CMI 1.0 et du YLS/CMI 2.0. La cohérence interne ainsi que la validité prédictive du YLS/CMI se sont améliorés entre la version 1.0 et la version 2.0. Le YLS/CMI 2.0, dans sa version francophone actuelle présente des caractéristiques psychométriques satisfaisantes et permet ainsi aux DJ de s'appuyer sur un outil d'évaluation du risque de récidive adapté à la population des JC du Québec. Des études supplémentaires sont toutefois nécessaires. En effet, de nouvelles études avec un échantillon de plus grande taille, provenant de l'ensemble de la province du Québec, permettraient une meilleure représentativité des filles et de réaliser les mêmes analyses en fonction de l'origine ethnique des JC. La représentativité des jeunes noirs, mais aussi autochtones au sein de la population québécoise représente une belle opportunité de comparaison. De plus, des études sur l'impact de la qualité de la formation au YLS/CMI 2.0 ainsi que de l'accompagnement clinique offert aux DJ dans le cadre de leurs évaluations du risque de récidive avec le YLS/CMI pourraient permettre de mieux comprendre les résultats observés.

Références

- Ægisdóttir, S., White, M. J., Spengler, P. M., Maugherman, A. S., Anderson, L. A., Cook, R. S., & Rush, J. D. (2006). The meta-analysis of clinical judgment project: Fifty-six years of accumulated research on clinical versus statistical prediction. *The Counseling Psychologist, 34*(3), 341-382.
- Andrews, D. A., Bonta, J., & Wormith, S. J. (2000). Level of service/case management inventory: *LS/CMI. Multi-Health Systems*.
- Bonta, J., & Andrews, D. A. (2007). *Modèle d'évaluation et de réadaptation des délinquants fondé sur les principes du risque, des besoins et de la réceptivité*. Ottawa: Sécurité publique Canada.
- Bonta, J., & Andrews, D.A. (2016). *The Psychology of Criminal Conduct (6th ed.)*. Routledge.
<https://doi.org/10.4324/9781315677187>
- Chu, C. M., Goh, M. L., & Chong, D. (2016). The Predictive Validity of Savry Ratings for Assessing Youth Offenders in Singapore: A Comparison With YLS/CMI Ratings. *Criminal Justice and Behavior, 43*(6), 793-810.
<https://doi.org/10.1177/0093854815616842>
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment, 6*(4), 284–290. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.284>
- CIUSSS-Centre sud de Montréal, (2023), Bilan des DPJ. https://ciuss-centresudmtl.gouv.qc.ca/sites/ciusscsmtl/files/media/document/2022_2023_BilanDPJ.pdf ([gouv.qc.ca](https://ciuss-centresudmtl.gouv.qc.ca/sites/ciusscsmtl/files/media/document/2022_2023_BilanDPJ.pdf))

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the Behavioral sciences* (2^e édition). Hillsdale, New Jersey : Lawrence Erlbaum Associates.
- Diedenhofen, B., & Musch, J. (2016). Cocron: A web interface and R package for the statistical comparison of Cronbach's alpha coefficients. *International Journal of Internet Science*
- Ferketich, S. (1991). Focus on psychometrics: Aspects of item analysis. *Research in Nursing & Health*, 14, 165–168.
- Flores, A. W., Travis, L. F., & Latessa, E. J. (2003). Case classification for juvenile corrections: An assessment of the Youth Level of Service/Case Management Inventory. *Cincinnati, OH: Division of Criminal Justice*.
- Fortin, M. F., & Gagnon, J. (2016). *Fondements et étapes du processus de recherche: méthodes quantitatives et qualitatives*. Chenelière éducation.
- Gomis-Pomares, A., Villanueva, L., & Adrián, J. E. (2022). The prediction of youth recidivism in a Spanish Roma population by the Youth Level of Service/Case Management Inventory (YLS/CMI). *International journal of offender therapy and comparative criminology*, 66(8), 791-806.
- Gouveia, C., Fernandes, D., Pratas, M., Macedo, M., Córias, J., Pral, C., Pinto, R., Bastos, M., Bento, A., Lagoa, T., Abrunhosa Gonçalves, R., & Caridade, S. (2024). Predictive Validity of the YLS/CMI in a Sample of Portuguese Young Offenders. *Crime & Delinquency*, 0(0). <https://doi.org/10.1177/00111287241249732>
- Guay, J. P. (2016). L'évaluation du risque et des besoins criminogènes à la lumière des données probantes: Une étude de validation de la version française de l'inventaire de niveau de service et de gestion des cas–LS/CMI. *European Review of Applied Psychology*, 66(4), 199-210.

- Guay, J. P., & Parent, G. (2014). Les échelles actuarielles. *L'aide-mémoire de l'expertise pénale psychologique et psychiatrique*, 109-125. Dunod Paris.
- Hanley, J. A., McNeil, B. J. (1982). The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) curve. *Radiology. Apr;143(1):29-36*. doi: 10.1148/radiology.143.1.7063747. PMID: 7063747.
- Hannah-Moffat, K., & Maurutto, P. (2003). Évaluation du risque et des besoins chez les jeunes contrevenants: un aperçu. *Politique en matière de justice applicable aux jeunes*.
- Hoeve, M., Dubas, J. S., Eichelsheim, V. I., Van der Laan, P. H., Smeenk, W., & Gerris, J. R. (2009). The relationship between parenting and delinquency: A meta-analysis. *Journal of abnormal child psychology*, 37, 749-775. <https://doi.org/10.1007/s10802-009-9310-8>
- Hoeve, M., Stams, G. J., Van der Put, C. E., Dubas, J. S., Van der Laan, P. H., Gerris, J.R. (2012). A meta-analysis of attachment to parents and delinquency. *J Abnorm Child Psychol.* Jul;40(5), 771-85. doi: 10.1007/s10802-011-9608-1.)
- Hoge, R. D., & Andrews, D. A. (2002). Youth Level of Service/Case Management Inventory (YLS/CMI) user's manual. *Multi-Health Systems*.
- Hoge, R. D., & Andrews, D. A. (2010). Youth Level of Service/Case Management Inventory 2.0 (YLS/CMI 2.0), *Multi-Health Systems*.
- IBM Corp. Released. 2020. *IBM SPSS Statistics for Windows, Version 29.0*. Armonk, NY: IBM Corp. <https://www.ibm.com/spss>
- Institut canadien d'information juridique, *Loi sur le système de justice pénale pour les adolescents, LC 2002, c 1*, Gouvernement du Canada, <https://canlii.ca/t/6c5q4>> consulté le 2021-05-31

- Langlois, V., & Parent, G. (2020). *Portrait et réflexions sur les pratiques liées à la diminution du risque de récidive. Rapport d'évaluation des besoins*. Boscoville (54 pages)
- Koh, L. L., Day, A., Klettke, B., Daffern, M., & Chu, C. M. (2020). The predictive validity of youth violence risk assessment tools: a systematic review. *Psychology crime & law*, 26(8). <https://doi.org/10.1080/1068316X.2020.1734200>
- Martinson, R. (1974). What works? -Questions and answers about prison reform. *The public interest*, 35, 22.
- Miller, J., Maloney, C., Harding, C. S., Palmer, K., Brey, J., & Sandoval, J. R. (2021). Assessing youth Level of Service/Case Management Inventory implementation outcomes: Lessons from five diverse Pennsylvania counties. *The Prison Journal*, 101(2), 210-233.
- Ministère de la Santé et des Services Sociaux. (2019, 26 août). *L'application de la Loi sur le système de justice pénale pour les adolescents – Manuel de référence Cadre de référence*. <https://publications.msss.gouv.qc.ca/msss/document-001008/>
- Ministère du Travail, de l'Emploi et de la solidarité sociale (2020, 11 décembre), *Art 37 Code des professions (QC C prof*. <http://legisquebec.gouv.qc.ca/fr/showdoc/cs/C-26?langCont=fr#se:37>
- Mucchielli, L. (2000). Le contrôle parental du risque de délinquance juvénile: un bilan des recherches. *Les cahiers de la sécurité intérieure*, 42, 127-146.
- Olver M. E., Stockdale K. C., Wormith J. S. (2009). Risk Assessment with young offenders: A Meta-analysis of three assessment measures. *Criminal Justice and Behavior*; 36(4):329-353. doi:10.1177/0093854809331457

- Ordre des psychoéducateurs et psychoéducatrices du Québec. (2014). *Évaluer un adolescent dans le cadre d'une décision du tribunal en application de la Loi sur le système de justice pénale pour les adolescents. Lignes directrices.*
- Perrault, R. T., Vincent, G. M. & Guy L.S. (2017). Are risk assessments racially biased?: Field study of the SAVRY and YLS/CMI in probation. *Psychol Assess.* 2017 Jun;29(6):664-678. doi: 10.1037/pas0000445. PMID: 28594210.
- Pusch, N., & Holtfreter, K. (2018). Gender and risk assessment in juvenile offenders: A meta-analysis. *Criminal Justice and Behavior*, 45(1), 56-81.
- Rice, M. E., & Harris, G. T. (2005). Comparing effect sizes in follow-up studies: ROC area, Cohen's d, and r. *Law and Human Behavior*, 29(5), 615-620.
- Schmidt, F., Hoge, R. D., & Gomes, L. (2005). Reliability and validity analyses of the Youth Level of Service/Case Management Inventory. *Criminal Justice and Behavior*, 32(3), 329-344. <https://doi.org/10.1177/0093854804274373>
- Schwalbe, C. S. (2007). Risk assessment for juvenile justice: A meta-analysis. *Law and Human Behavior*, 31(5), 449-462. <https://doi-org.proxybiblio.uqo.ca/10.1007/s10979-006-9071-7>
- Schwalbe, C. S. (2008). A Meta-Analysis of Juvenile Justice Risk Assessment Instruments: Predictive Validity by Gender. *Criminal Justice and Behavior*. 2008;35(11):1367-1381. doi:10.1177/0093854808324377
- Scott, T., Brown, S. L., & Skilling, T. A. (2019). Predictive and convergent validity of the Youth Assessment and Screening Instrument in a sample of male and female justice-involved youth. *Criminal Justice and Behavior*, 46(6), 811-831.

- St-Louis, S. (2015). *L'Inventaire des risques et des besoins liés aux facteurs criminogènes (IRBC) : Évaluation des propriétés psychométriques de l'instrument* [mémoire de maîtrise, Université de Montréal].
https://papyrus.bib.umontreal.ca/xmlui/bitstream/handle/1866/13770/St-Louis_Sophie_2015_memoire.pdf?sequence=2&isAllowed=y
- Tardif Grenier, K., Lavergne, C. & Sarmiento, J. (2016). Violence agie ou subie par les jeunes issus de la diversité culturelle : bilan de la recherche québécoise. *Alterstice*, 6(2), 41–58.
<https://doi.org/10.7202/1040631ar>
- Takahashi, M., Mori, T., & Kroner, D. G. (2013). A cross-validation of the Youth Level of Service/Case Management Inventory (YLS/CMI) among Japanese juvenile offenders. *Law and Human Behavior*, 37(6), 389–400. <https://doi-org.proxybiblio.uqo.ca/10.1037/lhb0000029>
- Viljoen, J. L., Goossens, I., Monjazebe, S., Cochrane, D., Vargen, L., Jonsson, M., Blanchard, A., Li, S., & Jackson, J. (2024). Are risk assessment tools more accurate than unstructured judgments in predicting violent, any, and sexual offending? A meta-analysis of direct comparison studies. *Behavioral Sciences & the Law*. <https://doi.org/10.1002/bsl.2698>
- Villanueva, L., Gomis-Pomares, A., & Adrián, J. E. (2019). Predictive validity of the YLS/CMI in a sample of Spanish young offenders of Arab descent. *International journal of offender therapy and comparative criminology*, 63(10), 1914-1930.

-
4. **Est-ce le chercheur principal qui sera en charge des communications pour la triple évaluation du projet de recherche ainsi que pour son suivi ?**

Non

Veillez indiquer le nom de la personne contact de l'équipe de recherche qui sera en charge des communications avec les instances impliquées dans la triple évaluation :

Bilodeau, Mireille

Courriel de la personne contact :

██████████

Numéro de téléphone de la personne contact :

██████████

-
5. **Y a-t-il des co-chercheurs qui collaborent au projet de recherche?**

Au CCSMTL, le co-chercheur doit être une personne répondant aux conditions d'octroi des privilèges de recherche selon la procédure à cet effet (Ph.D. ou membres du CMDP).

Non

-
6. **Présentez brièvement le projet de recherche, en des termes aussi peu techniques que possible et sans faire de renvoi au protocole.**

Au total : 250 à 500 mots suggérés.

Mise en contexte / Problématique :

Dans le cadre de l'évaluation du risque de récidive criminelle chez les jeunes contrevenants dans le cadre de la Loi sur le système de justice pénale pour adolescent (LSJPA), peu d'outils validés en français sont disponibles. Plus spécifiquement, les délégués à la jeunesse utilisent actuellement des outils, dont le Youth Level Service- Case Management Inventory (YLS-CMI) qui se veut une traduction francophone d'un outil en anglais dont les propriétés psychométriques ont été principalement évaluées dans sa version originale. Le YLS-CMI se veut un outil d'évaluation du risque de récidive criminelle chez les adolescents qui permet de cibler le niveau du risque récidive et de déterminer l'intensité de l'intervention à proposer en fonction de ce risque. Bien qu'il soit recommandé d'utiliser des outils validés et standardisés, cela demeure un défi au Québec. Par le passé, une recherche a été réalisée dans le cadre d'un mémoire à la maîtrise en criminologie avec un échantillon restreint (n:), ce qui compromet la signification des résultats. De plus, depuis ce temps, le CIUSSS est passé à la version 2 de l'instrument, qui elle n'a pas fait l'objet d'une évaluation.

Objectifs / Hypothèses / Questions de recherche :

- 1-Évaluer les propriétés psychométriques du YLS-CMI francophone (version 1 et 2) en contexte québécois. (validité prédictive, fidélité)
- 2-Bonifier les performances du YLS-CMI.

Méthodologie :

Participants : 750 jeunes contrevenants suivis en vertu de la Loi sur le système de justice pénale pour adolescents (LSJPA). Ces données ont été compilées entre 2016 et 2018. Bien que la base de données initiale fut plus volumineuse, soit un plus de 2000 JC, seulement les dossiers comportant la présence d'un IRBC ou d'un YLS-CMI complété ont été retenus. De plus, au moment de la complétion des outils, les jeunes contrevenants étaient âgés entre 12,7 et 28,9 ans.

Les données sociodémographiques des JC proviennent de PIJ afin de réaliser les analyses statistiques. Quant à elles, les données brutes des YLS-CMI ainsi que leurs résultats proviennent des outils présents dans les dossiers physiques. De plus, les données relatives à la récidive ont aussi été colligées par l'entremise de PIJ.

Résultats anticipés / Retombées :

Objectif 1: les deux versions présentent une bonne validité prédictive et une bonne fidélité, semblables à la version anglophone et les résultats sont meilleurs pour la 2e version.

Objectif 2: certains items peuvent être retranchés et la validité prédictive n'est pas diminuée.

Les intervenants pourront appuyer leurs évaluations sur un outil francophone dont les propriétés psychométriques sont confirmées.

L'utilisation du YLS-CMI se veut simplifiée par une version abrégée.

-
7. **Indiquez le statut actuel du projet de recherche**

Analyse de données

-
8. **Décrivez en quelques lignes à quelle étape est rendu le projet de recherche**

Le premier dépôt de mon mémoire a été fait et corrigé par le jury. Des correctifs mineurs ont été demandés. Le dépôt final doit se faire avant le 8 août 2025.

9. **Est-ce que ce projet de recherche est multicentrique au Québec ?**

[Cadre de référence des établissements publics du RSSS pour l'autorisation d'une recherche menée dans plus d'un établissement](#)

Pour les projets du CRIR qui se réalisent dans au moins un autre site que le CCSMTL OU qui se réalisent dans un seul établissement qui n'est PAS le CCSMTL, veuillez répondre "Oui".

Non

Projet de recherche monocentrique

1. **Indiquez la date de l'approbation ÉTHIQUE FINALE du projet de recherche octroyée par le CÉR évaluateur du CCSMTL :**

2022-06-03

2. **Date à laquelle le projet de recherche a commencé :**

2022-06-03

3. **Indiquez la date prévue de la fin du projet de recherche :**

2023-12-16

Est-ce que l'échéance de cette date est toujours actuelle?

Non

Indiquez la nouvelle date prévue de la fin du projet de recherche :

2025-08-31

4. **Cocher la situation ou les situations qui s'applique(nt) à votre projet :**

- Projet impliquant le recrutement de participants
 Étude sur dossiers ou utilisation secondaire de données
 Recherche impliquant uniquement des ressources humaines, matérielles ou financières (sans recrutement ou étude sur dossiers)

Projet de recherche monocentrique sur dossiers

1. Pour les recherches sur dossiers (ex. cliniques / médicaux / de réadaptation, administratifs) qui se déroulent qu'au CCSMTL, donnez les informations suivantes :

Nombre de dossiers à consulter initialement :

0

Nombre de dossiers qui ont effectivement été consultés :

0

Avez-vous obtenu l'ensemble des données dont vous aviez besoin pour la réalisation de votre projet tel que décrit dans le protocole?

Oui

Veillez utiliser cet espace si vous avez des informations ou des précisions à ajouter :

Données provenaient d'un autre projet de recherche de Geneviève Parent.

Type de projet - Essai clinique

1. Est-ce que la présente étude est un essai clinique relevant de Santé Canada ?

Non

Suivi éthique continu

1. En fonction de ce que vous êtes responsable de déclarer, au cours de la dernière année et par rapport à la situation au moment du dernier renouvellement (ou approbation initiale) du CÉR :

Y a-t-il eu des modifications non rapportées au CÉR touchant les documents d'étude?

Non

Y a-t-il eu un nouveau renseignement susceptible d'affecter l'éthicité du projet ou encore d'influer sur la décision d'un participant quant à sa participation au projet n'ayant pas été rapporté au CÉR ?

Non

Y a-t-il eu un accident ou un incident concernant le projet n'ayant pas été rapporté au CÉR ?

Non

Y a-t-il eu des problèmes n'ayant pas été rapportés au CÉR et qui auraient été constaté par un tiers au cours d'une activité de surveillance ou de vérification, interne ou externe, lesquels problèmes seraient susceptibles de remettre en question soit l'éthicité du projet, soit la décision du CÉR ?

Non

Les résultats du projet ont-ils été soumis pour publication, présentés ou publiés?

Oui

Veillez préciser:

Poster scientifique, présenté dans le cadre de l'ASC (American Society of Criminology), congrès annuel

Le CÉR doit-il être avisé d'une situation de conflit d'intérêts (de toute nature) et touchant un ou plusieurs membres de l'équipe de recherche, qu'il ne connaissait pas au moment de sa dernière approbation du projet?

Non

Y a-t-il eu une allégation de manquement à la conduite responsable en recherche (ex: plainte d'un participant, non-respect des règles relatives à l'éthique ou à l'intégrité) concernant un ou plusieurs chercheurs?

Non

Signature

1. J'atteste que les renseignements fournis dans le présent formulaire sont exacts.

Signature de la personne qui a complété le formulaire.

Madame Mireille Bilodeau
2025-06-24 13:32

2. Le chercheur principal atteste avoir pris connaissance du présent formulaire et des documents qui y sont joints (si applicable).

Signature du chercheur principal

Madame Geneviève Parent, Ph. D.
2025-06-26 08:19

Annexe B : Certificat éthique de l'Université du Québec en Outaouais



Formulaire de demande de renouvellement de l'approbation éthique

Titre du protocole : **Validation des propriétés psychométriques de la version francophone et québécoise du YLS/CMI**

Numéro(s) de projet : **2024-2744**

Formulaire : **F9-16359**

Identifiant Nagano : **Évaluation propriétés psychométriques YLS/CMI**

Date de dépôt initial du formulaire : **2025-06-30**

Chercheur principal (au CER Éval) : **Mireille Bilodeau**

Date de dépôt final du formulaire : **2025-06-30**

Date d'approbation du projet par le CER : **2023-06-12**

Statut du formulaire : **Formulaire approuvé**

Suivi du BCER

1.

OBJET: RENOUELEMENT DE L'APPROBATION ÉTHIQUE

2.

Statut de la demande:

Demande approuvée

À la suite du dépôt de votre formulaire de renouvellement, le comité d'éthique de la recherche de l'UQO constate le bon déroulement du projet et vous autorise à poursuivre vos activités de recherche pour une période d'un an.

Le renouvellement de votre approbation éthique est valide jusqu'au:

2026-06-12

RENOUVELLEMENT ANNUEL: Pour maintenir la validité de votre approbation éthique, vous devez obtenir le renouvellement de votre approbation éthique à l'aide du formulaire F9, et ce avant la date d'échéance. Un rappel automatique vous sera envoyé par courriel quelques semaines avant l'échéance de votre approbation éthique.

MODIFICATION: Si des modifications sont apportées à votre projet de recherche, vous devez soumettre les modifications au CER, et ce, AVANT la mise en œuvre de ces modifications en complétant le formulaire F8 - Demande de modification au projet de recherche.

FIN DE PROJET: Vous devez remplir le formulaire F10-Rapport final afin d'informer le CER de la fin de votre projet de recherche.

3.

La demande a été traitée par :

Caroline Tardif

date de traitement:

2025-07-02

Section A: Identification

1. **Veillez indiquer le titre complet du projet de recherche.**

Quel est le titre du projet?

Validation des propriétés psychométriques de la version francophone et québécoise du YLS/CMi

2. **Veillez indiquer le nom du (de la) chercheur(e) responsable du projet à l'UQO. (L'article 3.1 de la Politique d'éthique de la recherche avec des êtres humains précise qu'un(e) « chercheur(e) » inclut, aux fins des présentes, les professeur(e)s, les étudiant(e)s aux cycles supérieurs ou au premier cycle, ou toute personne impliquée dans les activités de recherche couvertes par la présente Politique.)**

Qui est le (la) chercheur(e) principal(e) de ce projet à l'UQO?

Bilodeau, Mireille

3. *En plus du (de la) chercheur(e) principal(e), y a-t-il d'autres personnes dans votre équipe de recherche?*

Oui

| Détails cochercheur(e)s | Type de cochercheur |
|-------------------------|--|
| Parent, Geneviève | Cochercheur(e) - UQO Département Psychoéducation et psychologie |

4. **Veillez sélectionner le type de chercheur(e) qui correspond à la situation du (de la) chercheur(e) principal(e).**

Le (la) chercheur(e) principal(e) est :

Étudiant(e) de 2e cycle

Validation fin de projet

1. **Est-ce que votre projet de recherche est terminé?**

Non

Section B: Directeur[s]

1. **Veillez indiquer le nom de votre directeur(trice) de recherche ou des codirecteur(e)s de votre projet. Si un(e) codirecteur(trice) n'est pas professeur(e) de l'UQO, veuillez seulement indiquer son nom ici en l'ajoutant comme contact. Seuls les professeur(e)s de l'UQO peuvent être ajoutés comme utilisateur(trice)s à un projet.**

Saisir les premières lettres du nom d'abord

Parent, Geneviève

Section C: Déroulement des travaux

1. **Veillez préciser le statut actuel de la collecte de données en indiquant votre choix ci-dessous.**

Quel est le statut actuel de la collecte de données?

- Débutera dans les 12 prochains mois
 Débutera dans plus d'une année
 Est en cours
 Est terminée
 Le projet n'implique pas de collecte de données, mais plutôt l'utilisation de bases de données impliquant des sujets humains.

2. **Veillez indiquer si des participant(e)s se sont retirés du projet ou si vous avez dû retirer des participant(e)s du projet? Si oui, indiquez pour quelles raisons.**

Est-ce que des participant(e)s se sont retirés du projet ou avez-vous dû retirer des participant(e)s du projet?

Non

3. **Veillez indiquer si des participant(e)s ont subi des effets indésirables ou des inconvénients? Si oui, veuillez les décrire et nous indiquer comment il vous a été possible d'y remédier.**

Est-ce que des participant(e)s ont subi des effets indésirables ou des inconvénients?

Non

4. **Veillez indiquer si vous avez rencontré des situations où la confidentialité a été compromise? Si oui, dans quelles circonstances et qu'avez-vous pu y faire?**

Avez-vous rencontré des situations où la confidentialité a été compromise?

Non

5. **Veillez indiquer si vous avez rencontré d'autres difficultés. Si oui, précisez lesquelles.**

Avez-vous rencontré d'autres difficultés?

Non

Section D: Financement

1. **Veillez indiquer la ou les sources de financement du projet**

- Aucun financement
- FRQNT
- FRQSC
- FRQS
- MITACS
- CRSH
- CRSNG
- IRSC
- Chaire institutionnelle
- Démarrage de projet
- Dépannage
- Contribution institutionnelle (regroupement)
- Équipes
- Fonds de recherche (cours en appoint)
- Fonds de recherche (DFCP)
- Centre de recherche
- Autre ministère ou organisme fédéral
- Autre ministère ou organisme provincial
- Autre

2. **Veillez fournir l'unité budgétaire (si disponible).**

Si votre projet est financé, veuillez indiquer votre unité budgétaire.

0

Section E: Modifications au projet

1. **Est-ce que votre projet de recherche s'est déroulé comme prévu lors de l'approbation éthique initiale ou en fonction des modifications préalablement apportées et approuvées par le CER?**

Oui

2. **Veillez indiquer si vous envisagez apporter des modifications à votre projet de recherche.**

Avez-vous l'intention d'apporter des modifications à votre projet de recherche?

Non

Section F: Projet sous la responsabilité d'un autre CÉR

1. **Si votre projet de recherche a fait l'objet d'une évaluation par un autre comité d'éthique que celui de l'UQO. Veuillez déposer le document qui démontre que le certificat d'éthique a été renouvelé par l'autre établissement (ex. autres universités, CISSS, etc).**

Si le projet a été approuvé par un autre CER, veuillez joindre le document attestant du renouvellement du certificat éthique.

[Formulaire2023-1376-9 - CCSMTL\(13131\).pdf](#)

Section H: signature du directeur/ codirecteur(s)

1. **Seuls le (la) directeur(trice) ou les codirecteurs(trices) peuvent signer à cet endroit. LE FORMULAIRE NE DOIT PAS ÊTRE DÉPOSÉ TANT QUE LE (LA) DIRECTEUR(TRICE) DE RECHERCHE N'A PAS SIGNÉ. N'oubliez pas de déposer le formulaire une fois complété.**

IMPORTANT : Avant de signer et déposer ce formulaire, veuillez vous assurer de bien lire les réponses de l'étudiant(e), car vous partagez la responsabilité du projet avec l'étudiant(e).

AVIS AUX ÉTUDIANT(E)S : LE FORMULAIRE NE DOIT PAS ÊTRE DÉPOSÉ TANT QUE LE (LA) DIRECTEUR(TRICE) OU CODIRECTEUR(TRICE) DE RECHERCHE N'A PAS SIGNÉ LE FORMULAIRE. Seul le (la) directeur(trice) ou codirecteur(trice) peut remplir cette section. Si vous signez à la place de votre directeur(trice) OU QUE VOUS DÉPOSÉ LE FORMULAIRE SANS LA SIGNATURE DU (DE LA) DIRECTEUR(TRICE) OU CODIRECTEUR(TRICE) DE RECHERCHE, vous ne ferez que retarder le traitement de votre dossier.

Signature électronique du (de la) directeur(trice) ou du (de la) codirecteur(trice) :

Professeur(e) :
Geneviève Parent
2025-06-30 09:57