

Inventaire des cognitions à risque — Loteries sportives (ICR-LS) : un premier pas dans l'élaboration de mesures spécifiques au type de jeu/The Inventaire des cognitions à risque - Loteries Sportives: A First Step in Developing Game-Specific Measures

Jonathan Mercier,¹ Serge Sévigny,² Christian Jacques,¹ & Isabelle Giroux¹

¹ École de psychologie, CQEPTJ et GRIF-Jeu, Université Laval, Québec, Québec, Canada

² Département des fondements et pratiques en éducation, CQEPTJ et GRIF-Jeu, Université Laval, Québec, Québec, Canada

Résumé

À travers le monde, les paris sportifs représentent la deuxième forme de jeux de hasard et d'argent (JHA) la plus associée aux problèmes de jeu. Les cognitions des parieurs sportifs pourraient contribuer à cette association. Cependant, aucun outil ne semble adapté aux parieurs de loteries sportives, principalement à cause de la composante d'habileté. Cette étude vise (a) à développer l'Inventaire des cognitions à risque — Loteries sportives (ICR-LS) et en déterminer la structure factorielle, (b) à évaluer la validité de convergence de l'ICR-LS avec Gambling Related Cognitions Scale (GRCS), les habitudes de jeu, et la gravité des problèmes de jeu; et (c) à évaluer les liens entre le nombre d'heures mensuelles consacrées à la préparation des paris aux loteries sportives et les habitudes de jeu. Les parieurs sportifs recrutés ($N = 272$) étaient principalement de sexe masculin (86,5 %), dans la vingtaine ($M = 26,7$ ans) et issus de la communauté universitaire (88,3 %). Les analyses en composantes principales indiquent que l'instrument possède deux dimensions (Superstitions et Habiletés), une forte cohérence interne (les coefficients alpha $> ,85$) et une bonne validité convergente. Des associations négligeables, mais statistiquement significatives, ressortent entre l'ICR-LS et le montant annuel dépensé aux loteries, les heures consacrées à la préparation des paris et la gravité des problèmes de jeu. En outre, le temps consacré à la préparation des paris sportifs est modérément corrélé avec le montant dépensé, la fréquence de jeu et la gravité des problèmes de jeu, ce qui incite à y voir, peut-être, un facteur de risque lié aux loteries sportives. Le temps consacré à la préparation des paris sportifs et ses effets sur les différentes sphères de vie mériteraient d'être étudiés davantage, notamment auprès de joueurs problématiques.

Mots-clés/Keywords: chance, cognitions, jeux de hasard, habileté, paris sportifs, loteries sportives, questionnaire/ chance, cognitions, gambling, skill, Sports betting, sports lotteries, questionnaire

Abstract

Around the world, sports betting is the second type of gambling activity most associated with gambling problems. Thus, sports bettors' cognitions play an essential role in this association. However, no instrument is specifically designed to assess sports bettors' cognitions. This study aims (a) to develop the Inventaire des cognitions à risque — Loteries sportives (ICR-LS) and to determine its factor structure, (b) to assess the convergent validity of the ICR-LS with the Gambling Related Cognitions Scale (GRCS), gambling habits, and the severity of gambling problems; and (c) to assess the links between the number of monthly hours spent preparing for sports lottery bets and gambling habits. Participants are sport lottery bettors ($N = 272$) that are mainly men (86.5%) in their twenties ($M = 26.7$ years old), and from a university community (88.3%). Principal component analysis results indicate that the instrument is composed of two factors (Superstitions and Abilities), and shows strong internal consistency (coefficients $\alpha > .85$) and good convergent validity. The scale shows statistically significant but negligible associations with the annual amount spent on lotteries, hours spent on the preparation of bets, and gambling problem severity. In addition, time dedicated to bet preparation is moderately associated with the amount spent, gambling frequency, and gambling problem severity, suggesting that sports bettors bet preparation time could be a risk factor in sports betting. Studies should explore further the amount of time dedicated to bet preparation and its effects on different spheres of life, especially for problem gamblers.

Introduction

Les paris sportifs représentent une forme de jeux de hasard et d'argent (JHA) dont la mise porte sur le résultat d'un ou de plusieurs événements sportifs (Rice, Healy, & Rigway, 2012). Ces JHA, particulièrement populaires auprès des hommes, génèrent près de 15 % des recettes de l'industrie à l'échelle mondiale (Global Betting and Gaming Consultants, 2013). Une recension systématique des études de prévalence des problèmes de jeu réalisées entre 1975 et 2012 à travers le monde révèle que les paris sportifs constituent, après les appareils de loterie vidéo, la deuxième forme de JHA la plus associée aux problèmes de jeu (Williams et al., 2012). De manière générale, les croyances en la possibilité de prédire les résultats ou de contrôler l'issue du jeu pourraient expliquer pourquoi les joueurs de JHA

continuent de jouer malgré l'accumulation de pertes et de conséquences inhérentes au jeu (Ladouceur, 2004).

Comme l'a expliqué Ladouceur (2004), bien que certaines cognitions liées au jeu soient adéquates, c'est-à-dire qu'elles reflètent le principe des JHA, soit que les résultats sont principalement dictés par le hasard, d'autres cognitions constituent des distorsions cognitives et mènent à croire que le résultat au jeu peut être prédit ou contrôlé. Ces distorsions cognitives se définissent comme étant « les mécanismes de pensées visant à supporter certaines croyances ou hypothèses par la généralisation, la suppression ou la modification de stimuli internes ou externes » (Yurica & DiTomasso, 2005, p. 118, traduction libre). Plusieurs terminologies faisant mention de *perceptions erronées*, *irrationnelles* ou *fausses* réfèrent aux distorsions cognitives liées aux JHA (Chrétien et al., 2017), et nombre d'auteurs soutiennent que celles-ci jouent un rôle central dans le développement et le maintien des problèmes de jeu (Fortune & Goodie, 2012; Ladouceur & Walker, 1996; May et al., 2005; Toneatto, 1999; Walker, 1992). Ladouceur et Walker (1996) ont expliqué que ces distorsions pouvaient entraîner les joueurs à user de stratégies ou de comportements superstitieux dans le but de contrôler ou de prédire le résultat du jeu, et ce, en dépit de son caractère aléatoire et incontrôlable. Il est possible de se questionner sur l'influence de la composante d'habiletés dans le développement de distorsions distinctes en fonction du jeu, par exemple aux paris sportifs, où certaines connaissances pourraient influencer le résultat du jeu dans un contexte de JHA.

Bien que plusieurs chercheurs s'entendent sur le fait que la performance des parieurs sportifs est principalement dictée par le hasard (Andersson et al., 2009; Cantinotti et al., 2004; Ladouceur et al., 1998), d'autres suggèrent que les habiletés des joueurs pourraient augmenter leurs chances de gains (d'Astous & Di Gasparo, 2013; Rosecrance, 1988). Les connaissances, l'expérience et la capacité à recueillir ou à analyser l'information nécessaire à la préparation de la mise constituent des exemples d'habiletés que les parieurs sportifs souhaitent développer (d'Astous & Di Gasparo, 2013). Selon la typologie de Toneatto (1999), les pensées superstitieuses, l'amplification des habiletés, le biais interprétatif et les corrélations illusoire pourraient influencer le comportement des parieurs sportifs. L'auteur définit la pensée superstitieuse comme étant la supposition que certains objets, comportements ou pensées peuvent exercer une influence sur l'issue du jeu en dépit de l'absence de liens entre ces événements. Par exemple, un joueur de paris sportifs pourrait croire que porter un gilet de son équipe préférée augmentera ses chances de gagner. L'auteur définit l'amplification des habiletés comme une évaluation exagérée de sa capacité à trouver un stratagème permettant de gagner ou d'augmenter ses probabilités de gagner (p. ex., une stratégie de mise infaillible). Quant au biais interprétatif, l'idée d'un apprentissage par les pertes en offre un exemple : le joueur pense que perdre au jeu entraîne un apprentissage qui sera bénéfique dans le développement d'habiletés et lui permettra de s'améliorer. Ainsi, un joueur pourrait justifier une poursuite des activités de jeu malgré une accumulation de pertes. La corrélation illusoire se définit comme le lien que tisse le joueur entre deux événements

indépendants (p. ex., le joueur remarque qu'il gagne plus souvent le mercredi, et conclut que le mercredi est un jour chanceux). Ces distorsions ne semblent toutefois pas mutuellement exclusives, et leur catégorisation devient parfois difficile, même pour des experts dans le domaine. Une étude réalisée par Toneatto et al. (1997) visant notamment l'identification et la classification de diverses distorsions cognitives provenant d'un échantillon de 38 joueurs – dont la principale activité de jeu était le bingo et les loteries pour 15 d'entre eux (des jeux sans habiletés) ou les cartes et les paris sportifs (loteries sportives ou courses de chevaux) pour les 23 autres (des jeux avec connaissances ou habiletés) – met en évidence la difficulté d'obtenir un accord parfait lors de ce processus. Sur les 218 énoncés évalués, les experts n'en sont arrivés qu'à un accord de classification de 75 %. Ainsi, une fois sur quatre, ces experts ne s'entendaient pas sur la catégorie de distorsion verbalisée. Malgré la difficulté à catégoriser ces distorsions cognitives de façon précise, mieux identifier ce type de pensées, entre autres, à l'aide d'outils appropriés pourrait aider à traiter les comportements problématiques chez les joueurs, dont ceux de paris sportifs.

Les questionnaires psychométriques sont des outils incontournables dans l'identification des distorsions cognitives des joueurs de JHA. Goodie et Fortune (2013) ont recensé les sept principaux questionnaires actuellement disponibles, soit le Gambling Belief Questionnaire-1 (GBQ-1; Steenbergh et al., 2002) et le Gambling Belief Questionnaire-2 (GBQ-2; Joukhador et al., 2003), l'Information Biases Scale (IBS; Jefferson & Nicki, 2003), le Perceived Personal Luck Scale (PPLS; Wohl et al., 2005), le Gambling Beliefs and Attitudes Survey (GABS; Breen & Zuckerman, 1999), le Gambling Related Cognitions Scale (GRCS; Raylu & Oei, 2004) et le Video Gaming Device Inventory (VGDI; Pike, 2002). Bien que tous ces questionnaires soient validés, certains auteurs critiquent leur utilisation auprès de joueurs de JHA impliquant une composante d'habiletés, tels que le poker ou les paris sportifs (Bjerg, 2010; Lévesque et al., 2017; Mercier et al., 2018). Ils basent leur raisonnement sur le fait qu'il est difficile de tirer une conclusion quant au caractère complètement erroné de certaines cognitions liées à l'habileté. En effet, contrairement aux jeux de hasard purs, c'est-à-dire n'impliquant aucune stratégie, les JHA avec une composante d'habiletés (p. ex., le poker) voient parfois le résultat de la partie être influencé par certaines compétences ou stratégies des joueurs. Ainsi, un joueur qui indiquerait à l'un de ces instruments qu'il peut contrôler en partie l'issue d'une partie de poker pourrait ne pas être dans l'erreur. Cet argumentaire est cohérent pour un JHA tel que le poker, où les appuis empiriques démontrent l'influence de l'habileté sur la performance du joueur (Linnet et al., 2012; Palomäki et al., 2013; Parke et al., 2005; Schiavella et al., 2018). Qu'en est-il des paris sportifs?

Une recension systématique, qui a réuni 31 études portant sur les parieurs sportifs, a révélé que ces joueurs entretenaient des pensées pouvant être problématiques (Mercier et al., 2018). Le tiers de ces études présentait des données sur les cognitions entretenues par les parieurs sportifs (mesurées à l'aide du GRCS, du GBQ, d'entrevues ou de questionnaires maison). La totalité de celles-ci ont révélé que les parieurs sportifs de leurs échantillons minimisaient la part de hasard au profit de

l'habileté. Des pensées telles que *mes connaissances sportives augmenteront mes chances de gagner* ou encore *on peut devenir un bon parieur sportif avec le temps et l'expérience* ont été rapportées. Mercier et al. (2018) définissent ces cognitions relatives aux paris sportifs comme étant des *pensées à risque* et non des *cognitions erronées*. Ils justifient ce choix par la difficulté à statuer sur le caractère erroné de ces pensées en raison de l'ambiguïté qui persiste quant à l'influence de l'habileté sur les performances des parieurs sportifs. Une façon de vérifier si l'habileté joue un rôle dans le résultat aux paris sportifs est d'évaluer si les joueurs les plus habiles remportent le plus d'argent. Quatre études de cette recension présentaient des données concernant l'influence de l'habileté des parieurs sportifs sur le retour monétaire des joueurs (Mercier et al., 2018). Trois de celles-ci ont indiqué que l'habileté des parieurs augmentait leurs probabilités de réaliser des prédictions exactes, mais que cela ne se traduisait pas en gains financiers en raison de la structure du jeu. Une étude a rapporté une association significative positive entre l'expertise des parieurs de loteries sportives en ligne et leur retour sur investissement. Bien que la majorité de ces études ait indiqué que les habiletés des joueurs n'étaient pas liées à des gains monétaires, les résultats disponibles ne permettent pas de statuer clairement quant à l'influence de l'habileté sur la performance des joueurs. En somme, les résultats de cette recension font ressortir, chez les parieurs sportifs, la présence de pensées à risque difficilement évaluables à l'aide des instruments disponibles visant l'identification de distorsions cognitives, mais qui ne sont pas spécifiques aux paris sportifs.

Ces pensées à risque pourraient entraîner les joueurs à adopter des comportements de jeu problématiques, notamment la mise en jeu d'importantes sommes d'argent et une fréquence de jeu élevée, mais également un investissement de temps considérable dans leurs activités de jeu. Certains parieurs de loteries sportives évaluent les résultats des parties antérieures et se basent sur les performances récentes des équipes pour préparer leurs mises (Cantinotti et al., 2004). Cet investissement de temps, notamment dans la recherche d'informations et le développement d'habiletés (p. ex., connaissance des joueurs, des stratégies de mise), pourrait être lié à certaines pensées à risque et potentiellement erronées. Une étude réalisée auprès de 354 hommes turcs misant aux courses ou aux loteries sportives, qui visait l'adaptation et la validation psychométrique d'une version turque du GRCS, s'est intéressée aux liens entre les distorsions cognitives, la fréquence de jeu et le temps consacré à la préparation des mises aux loteries sportives (Arcan & Karanci, 2013). Un joueur sur 10 participant à cette étude était identifié comme joueur pathologique probable selon le South Oaks Gambling Screen (SOGS; Lesieur & Blume, 1987) et jouait près de cinq fois par semaine. Les auteurs ont rapporté une association faible, mais significative, entre le GRCS et la fréquence de jeu ainsi qu'une association modérée et significative entre le GRCS et les heures consacrées à la préparation des paris. Ils ont souligné toutefois certaines limites du GRCS dans leur échantillon, notamment des problèmes avec l'item 3 (*Prier m'aide à gagner*) et l'item 19 (*Il y a des moments où je me sens chanceux[se] et je ne joue qu'à ces moments-là.*), ainsi que de faibles valeurs de cohérence interne pour quatre des cinq sous-échelles. En dépit des limites de l'étude, les associations observées portent à croire que les pensées des joueurs, la fréquence de jeu et le temps consacré à la préparation des paris sont liés.

Hing et al. (2016) ont quant à eux observé, auprès de 639 Australiens ayant misé aux paris sportifs dans les 12 derniers mois, que la fréquence de jeu et les montants dépensés aux paris sportifs corrélaient modérément et significativement avec la gravité des problèmes de jeu (Indice de gravité du jeu compulsif [IGJC]; Ferris & Wynne, 2001). Le temps consacré au visionnement des événements sportifs corrélait faiblement, mais significativement, avec le score de l'IGJC. Évaluer adéquatement les associations entre les perceptions des joueurs et leurs comportements de jeu est primordial, notamment en raison des liens qui existent entre les comportements de jeu des parieurs sportifs et la gravité de leurs problèmes de jeu.

En résumé, en raison de l'influence que pourraient avoir les pensées des joueurs de paris sportifs sur leurs comportements de jeu, il devient essentiel d'identifier ces cognitions. Toutefois, les questionnaires existants ont principalement été développés et validés auprès de joueurs de jeux de hasard purs; ils visent donc l'identification de perceptions erronées et présentent des limites lorsqu'ils sont administrés auprès de joueurs qui s'adonnent à des jeux comprenant une part d'habiletés, car ils incluent peu d'items référant aux cognitions qui se rapportent à cette composante. À ce jour, aucun instrument n'a été développé pour évaluer les pensées à risque typiques des joueurs de paris sportifs. Étant donné que les paris sous forme de loteries sportives représentent un type de paris sportifs populaires, la création d'un outil d'évaluation des cognitions à risque adapté aux parieurs de loteries sportives se veut un premier pas dans le développement de connaissances plus spécifiques à ce type de joueurs, cela en vue de son utilisation éventuelle dans un cadre d'intervention.

Objectifs

Cette étude vise à développer une mesure des pensées à risque adaptée aux parieurs de loteries sportives, soit l'Inventaire des cognitions à risque — Loteries sportives (ICR-LS), et en effectuer la validation psychométrique. Plus spécifiquement, elle cherche à atteindre les objectifs suivants:

- (a) Déterminer la structure factorielle de l'ICR-LS;
- (b) Évaluer la validité convergente de l'ICR-LS avec le Gambling Related Cognitions Scale (GRCS; Raylu & Oei, 2004, version française : Grall-Bronnec et al., 2012), les habitudes de jeu, et la gravité des problèmes de jeu;
- (c) Évaluer les liens entre le nombre d'heures mensuelles consacrées à la préparation des paris aux loteries sportives et les habitudes de jeu.

Méthodologie

La conception de l'ICR-LS implique trois étapes : 1) l'élaboration et la sélection des items de l'ICR-LS; 2) un prétest de compréhension des items auprès de parieurs de loteries sportives; 3) la collecte des données nécessaires à l'atteinte des objectifs.

Étape 1 : Élaboration et sélection d'items

Le premier auteur a élaboré 72 items liés aux pensées chez les parieurs de loteries sportives, en s'inspirant de distorsions cognitives de Toneatto (1999), des résultats de la recension systématique de Mercier et al. (2018), de questionnaires visant l'identification des cognitions erronées (p. ex., GRCS, Raylu & Oei, 2004; GBQ-I; Steenbergh et al., 2002), des rétroactions de parieurs de loteries sportives travaillant dans l'équipe de chercheurs du Centre québécois d'excellence pour la prévention et le traitement du jeu (CQEPTJ) et du contenu retrouvé sur des forums de développement d'habiletés aux paris sportifs. Par la suite, ces items ont été envoyés à trois chercheurs experts des cognitions liées aux JHA comportant une part d'habiletés. Deux d'entre eux sont coauteurs de l'étude et possèdent une expertise en mesure et évaluation, ainsi qu'en JHA. Le troisième expert est un docteur en psychologie (Ph. D.) dont les intérêts de recherche portent sur les caractéristiques spécifiques des joueurs de poker et sur l'utilisation des mesures d'évaluation en contexte de jeux d'habileté. Ces experts devaient identifier les dimensions suggérées par Toneatto (1999) auxquelles les items appartenaient. Toutes les dimensions de Toneatto étaient comprises dans les items, mais les experts consultés ont éprouvé les mêmes difficultés que Toneatto et al. (1997) dans la classification des cognitions, c'est-à-dire qu'ils voyaient également des chevauchements entre les dimensions, qui ne semblent pas mutuellement exclusives. Par la suite, une révision des items basée sur les commentaires des experts a permis de reconnaître puis d'éliminer les items contenant une négation dont le contenu était identique à un item dont la formulation était positive et ceux dont les concepts étaient identiques, mais formulés à l'aide de synonymes (doublons). Cette révision a entraîné le retrait de la moitié des items ($n = 36$). Par la suite, les 36 items restants ont été renvoyés aux mêmes trois experts. Ceux-ci ont évalué la formulation des items et déterminé si ces derniers mesuraient, à leur avis, des cognitions à risque. À la suite de leurs suggestions, 13 items ont été retirés par fusion avec d'autres items similaires ou éliminés en raison de leur manque de spécificité aux loteries sportives ou de leur inaptitude à mesurer le risque aux loteries sportives. Par exemple, l'item *Mes connaissances du fonctionnement de la loterie sportive m'aident* n'a pas été considéré comme véritablement à risque, car il pourrait tout aussi bien constituer un facteur de protection, dans la mesure où il signifierait pour le joueur que la loterie doit être vue comme un jeu de hasard et que cette compréhension l'aide à ne pas trop jouer. Cette version a été renvoyée aux experts, qui ont suggéré quelques modifications de formulation, et un item supplémentaire a été ajouté en réponse à la suggestion d'un de ceux-ci. La version destinée au prétest du questionnaire comprenait 24 items liés aux loteries sportives, où le participant devait indiquer son niveau d'accord sur une échelle Likert à cinq niveaux, de 1 = *totalemment en désaccord* à 5 = *totalemment en accord*. La valeur centrale de l'échelle était 3 = *ni en accord, ni en désaccord*.

Étape 2 : Prétest de la compréhension des items de l'ICR-LS

Participants

Quatre hommes âgés de 28 à 30 ans ($M = 28,5$) ont pris part à cette étape. La moitié avait entendu parler de l'étude sur Facebook et l'autre moitié avait été dirigée par des connaissances du premier auteur. Trois avaient terminé des études universitaires de premier cycle et un avait terminé des études de deuxième cycle.

Procédure

Les annonces de recrutement ont été publiées sur Facebook à la mi-décembre 2017. Les participants ont été contactés par téléphone afin de vérifier leur admissibilité. Ils devaient avoir une bonne compréhension orale et écrite du français, être âgés de 18 ans et plus et avoir misé à au moins une reprise aux loteries sportives lors des 12 derniers mois. Ils ont été informés que l'entrevue durerait environ 30 minutes et qu'ils devaient avoir accès à un ordinateur et à une connexion internet. Après la confirmation de leur admissibilité et l'obtention de leur consentement, un lien Internet vers la plateforme LimeSurvey leur était communiqué par courriel. Les participants devaient remplir l'ICR-LS et nous aviser lorsqu'ils avaient terminé. Par la suite, des questions portant sur la compréhension du sens des items, de la syntaxe et des mots leur étaient posées lors d'une entrevue téléphonique. Les participants pouvaient suggérer des modifications quant à la formulation des items. Trois des quatre participants ont suggéré de préciser la formulation des items 4 et 10 afin de réduire l'ambiguïté. La formulation originale de l'item 4, soit *Aux loteries sportives, plus je joue, plus je deviens habile*, a été modifiée pour : *Aux loteries sportives, plus je joue souvent, plus je deviens habile*. La formulation originale de l'item 10, soit *Aux loteries sportives, perdre fait partie de mon apprentissage*, a été modifiée pour : *Aux loteries sportives, perdre fait partie de mon apprentissage en tant que parieur*. À la fin de l'entrevue, les participants ont été redirigés vers le questionnaire démographique et ont été invités à y laisser leurs coordonnées pour participer au tirage d'une paire de billets pour une partie de la Ligue nationale de hockey (LNH) présentée au Centre Bell en guise de dédommagement pour leur participation à l'étude.

Étape 3 : Cueillette de données

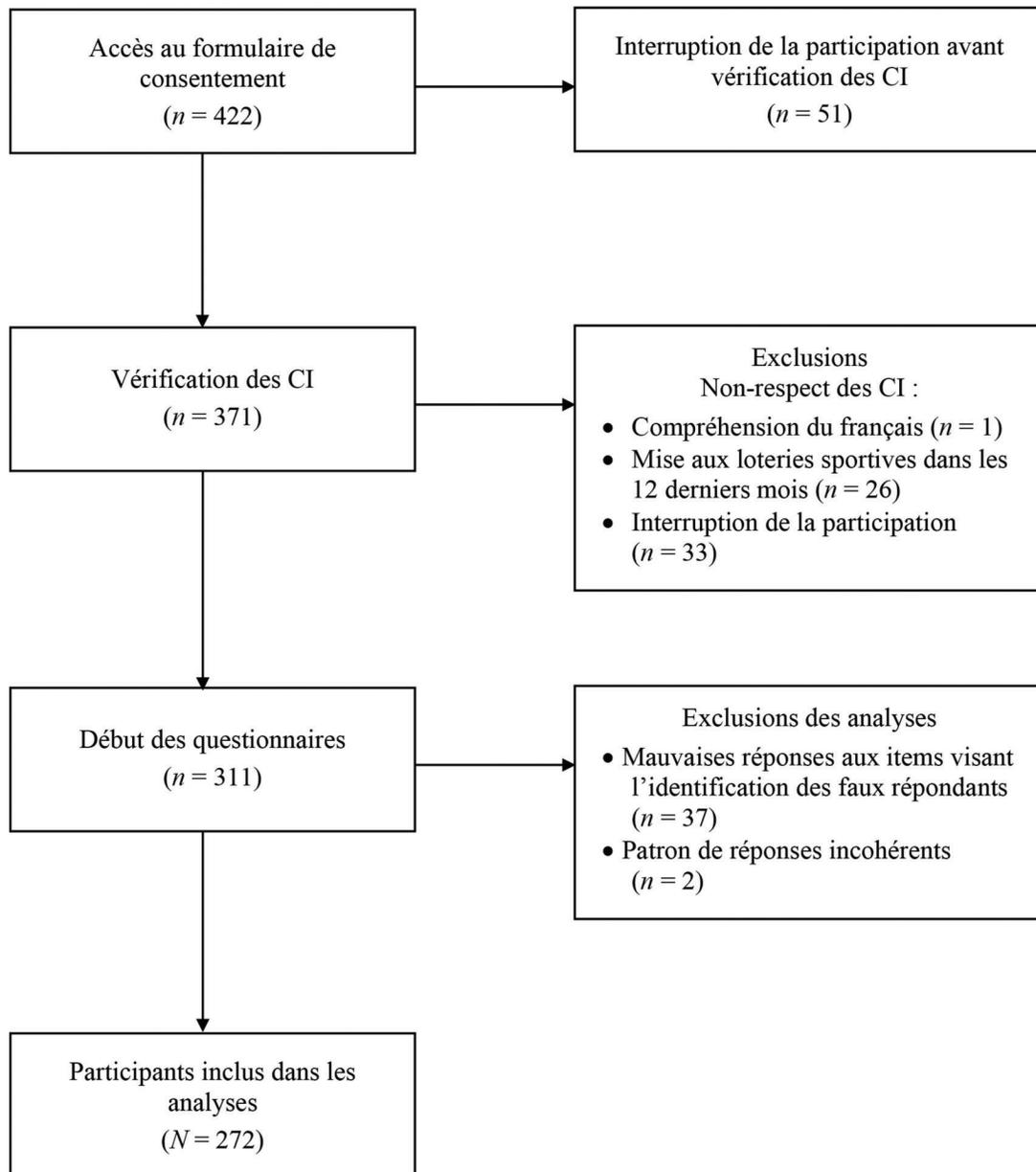
Ce volet visait à recueillir les données nécessaires pour déterminer la structure factorielle de l'ICR-LS et vérifier sa validité de convergence avec le GRCS, ainsi que tester les hypothèses à l'étude et les corrélations entre les variables.

Participants

Comme l'illustre le diagramme de la figure 1, sur 422 individus ayant accédé au formulaire de consentement de l'étude, 272 ont été inclus dans les analyses. Sur ces participants retenus, 21 individus présentaient des données manquantes

Figure 1

Diagramme des participants admissibles à l'étude (CI = Critères d'inclusion).



(p. ex., items du GRCS, montant dépensé aux loteries sportives, données sociodémographiques) ne compromettant pas leur inclusion dans certaines analyses. Les données sociodémographiques sont présentées au tableau 1. Les participants ont majoritairement été recrutés auprès des membres du personnel et des étudiants de la communauté universitaire par l'envoi de publicités aux listes de distribution de l'Université Laval (88,3 %) et par Facebook.

Tableau 1*Caractéristiques sociodémographiques des participants (N = 272)*

Caractéristiques	%
Sexe	
Hommes	82,4
Femmes	12,9
Non spécifié	4,8
État civil	
Célibataire	61,8
Divorcé(e)	0,7
Marié(e) ou conjoint(e) de fait	31,7
Séparé(e)	2,6
Non spécifié	4,8
Scolarité	
Primaire (6 ^e année)	0,4
Secondaire (12 ^e année)	4,8
Collégial (13 à 15 ans)	35,3
Certificat universitaire	11,0
Universitaire de 1 ^{er} cycle	33,8
Universitaire de 2 ^e cycle	9,9
Non spécifié	4,8
Statut d'emploi	
Temps plein (35 heures ou plus)	23,2
Temps partiel	7,7
Étudiant à temps plein	58,1
Retraité	0,7
Chômeur	0,4
Bénéficiaire de l'aide sociale	0,4
En invalidité	0,7
Autre	4,0
Non spécifié	4,8
Lieu de naissance	
Au Québec	84,6
Autre province canadienne	0,7
À l'extérieur du Canada	9,2
Non spécifié	5,5
Âge	
M (ET)	26,7 (7,9)
Revenus	
Mdn (ET)	30 000 \$ (68 811,91)

Note. M = Moyenne, Mdn = Médiane, ET = Écart-type.

Dans les 12 mois ayant précédé l'enquête, les participants ont rapporté avoir dépensé en moyenne 918,70 \$ (ET = 4 433,1 \$) aux loteries sportives. En saison de paris, ils avaient réalisé une dizaine de paris par mois (M = 10,6; ET = 20,2) et consacré en moyenne neuf heures par mois à la préparation de leurs paris (ET = 14,8). En plus des loteries sportives, les participants jouaient en moyenne à deux autres JHA (ET = 1,4). En ordre de proportion de participation, les joueurs de loteries sportives

jouaient également aux cagnottes sportives¹ (61,5 %), aux loteries instantanées (54,2 %), au poker (39,3 %), aux jeux de table au casino (25,6 %), aux appareils de loterie vidéo (21,0 %), aux autres jeux au casino (p. ex., machines à sous, keno; 17,9 %), au Bingo ou Kinzo (6,1 %) et aux courses de chevaux (5,3 %).

Les scores à l'IGJC ont révélé que près de la moitié des participants (48,5 %) rencontrait les critères du joueur sans problème, 40,2 % ceux du joueur à faible risque, 3,2 % ceux du joueur à risque modéré et 4,3 % ceux du joueur excessif. Lorsque l'IGJC se rapportait précisément aux loteries sportives, plus de la moitié (57,4 %) rencontrait les critères du joueur sans problème, 31,2 % ceux du joueur à faible risque, 1,9 % ceux du joueur à risque modéré et 3,7 % ceux du joueur excessif. Seize participants n'ont pas terminé l'IGJC.

Instruments de mesure

En plus de l'ICR-LS, le sondage en ligne comprenait les instruments suivants.

Gambling Related Cognitions Scale. (GRCS; Raylu & Oei, 2004, version française : Grall-Bronnec et al., 2012). Le GRCS est un questionnaire autorapporté de 23 questions qui mesure le niveau d'accord par rapport à diverses distorsions cognitives liées aux JHA sur une échelle Likert à sept niveaux, entre *désaccord total* (1) et *accord total* (7). Cet instrument comprend cinq sous-échelles : 1) l'incapacité perçue à arrêter de jouer, 2) les biais interprétatifs, 3) l'illusion de contrôle, 4) les attentes liées au jeu et 5) le contrôle prédictif. Les sous-échelles de la version originale présentent une bonne cohérence interne (alpha de Cronbach), avec des coefficients variant entre ,77 et ,91 et un coefficient de ,93 pour l'échelle globale, et une bonne validité de convergence avec le SOGS. La version française de l'outil possède également de bonnes qualités psychométriques, avec des coefficients compris entre ,75 et ,90 pour les cinq sous-échelles et un coefficient de ,94 pour l'échelle totale, ainsi qu'une bonne validité de convergence avec leurs propres sous-échelles (Grall-Bronnec et al., 2012). Dans le cadre de cette étude, le coefficient alpha de Cronbach de l'échelle totale est de ,89, et ses cinq sous-échelles présentent toutes des coefficients alpha acceptables ($\alpha > ,70$).

Questionnaire sur les habitudes de jeu. Un questionnaire composé de quatre questions spécifiques aux habitudes de jeu des parieurs de loteries sportives a été créé. Ces questions portent sur les montants annuels misés aux loteries sportives (réponse numérique), la fréquence de jeu (réponse numérique/menu déroulant précisant la période : jour, semaine, mois) et le temps (réponse numérique) accordé aux paris dans un mois typique lors de la saison de paris la plus active (p. ex. : *Dans un mois typique, lors de votre saison la plus active aux loteries sportives, à quelle fréquence*

¹Les cagnottes sportives se distinguent des loteries sportives par leur fonctionnement. Elles consistent à sélectionner un certain nombre d'athlètes d'une discipline (p. ex. le hockey) en fonction de contraintes (p. ex. une masse salariale) afin de créer « l'équipe de rêve ». Un montant d'adhésion est requis au départ afin de créer la cagnotte qui sera remportée par le gagnant. Le gagnant est celui ayant cumulé le plus de points à la fin d'une période déterminée, souvent à la fin de la saison sportive.

réalisez-vous des paris sur loteries sportives?). Les fréquences mensuelles et les heures investies mensuellement ont été privilégiées, plutôt que des mesures annuelles, afin de représenter la réalité des parieurs qui ne miseraient qu'à certains moments particuliers de l'année. Par exemple, la saison régulière du football américain débute en septembre et se termine en décembre, alors que la saison de hockey débute en octobre et se termine en avril. Pour un parieur, sa saison la plus active correspondra au moment où le sport professionnel sur lequel il parie est actif. Afin de caractériser l'échantillon, les participants devaient cocher à quels autres des huit JHA (pools sportifs ou cagnottes sportives, courses de chevaux, billets de loterie ou loteries instantanées, poker, bingo, appareils de loterie vidéo, jeux de table au casino, autres jeux au casino (machines à sous, keno, etc.) ils avaient parié de l'argent au cours des 12 derniers mois. Les participants pouvaient également compléter cette liste à l'aide d'une catégorie *autre*.

L'Indice de gravité du jeu compulsif (IGJC, Ferris & Wynne, 2001). Ce questionnaire de dépistage des problèmes de jeu se compose de neuf questions auxquelles les participants doivent répondre sur une échelle de Likert en quatre points, de 1 (*jamais*) à 4 (*presque toujours*). Cet outil classe les joueurs selon le score obtenu : joueur sans problème (score de 0), joueur à faible risque (score de 1 à 4), joueur à risque modéré (score de 5 à 7), joueur excessif (score de 8 et +). L'étude de Ferris et Wynne (2001) réalisée auprès de 3 120 Canadiens révèle que l'IGJC possède de bonnes qualités psychométriques, notamment une bonne cohérence interne (alpha de Cronbach = ,84) et une forte corrélation significative avec les critères diagnostiques du DSM-IV (APA, 1994), et une fidélité test-retest acceptable ($r = ,78$). L'IGJC évalue la gravité des problèmes de jeu par rapport à tous les JHA. Afin d'obtenir un score spécifique aux loteries sportives, lorsqu'un participant endossait un item de l'IGJC, il devait indiquer si cela s'appliquait également aux loteries sportives. Cette stratégie visait à préciser les données recueillies et permettait de savoir si les loteries sportives étaient également problématiques pour le joueur. Cette stratégie s'inspirait de l'étude de Giroux et al. (2012).

Questionnaire sociodémographique. Le questionnaire sociodémographique comprenait six questions sur le sexe, l'état civil [marié(e) ou conjoint(e) de fait, séparé(e), divorcé(e), veuf ou veuve, célibataire (jamais légalement marié ou en union libre)], l'éducation, le statut d'emploi, la nationalité et le revenu annuel des participants.

Procédure

Les annonces de recrutement ont été publiées sur Facebook, notamment sur la page de pools sportifs *marqueur.com*, ainsi qu'à l'aide des listes automatisées de l'Université Laval permettant de s'adresser aux étudiants et aux employés, entre le 1^{er} et le 10 février 2018. Un lien LimeSurvey était inclus dans l'annonce de recrutement, et celles-ci précisait qu'on était à la recherche de parieurs de loteries sportives âgés de 18 ans et plus, ayant misé dans les 12 derniers mois et ayant une bonne compréhension du français écrit. Les participants savaient que la participation durerait environ 15 minutes et qu'ils étaient admissibles au tirage d'une paire de

billets pour une partie de la LNH présentée à Montréal en guise de dédommagement. Lorsque les participants cliquaient sur le lien LimeSurvey, ils étaient redirigés vers le formulaire de consentement puis, lorsqu'ils consentaient, vers les questions d'admissibilité. Les participants non admissibles ou ceux qui ne consentaient pas à participer à l'étude étaient remerciés de leur intérêt, et le numéro de la ligne *Jeu : Aide et référence* leur était communiqué. Les participants qui remplissaient les critères d'inclusion et consentaient à participer accédaient au sondage en ligne.

À la fin du sondage, les participants étaient invités à laisser leurs coordonnées pour être admissibles au tirage. À la suite du tirage, les données ont été extraites de LimeSurvey, dénominalisées et analysées à l'aide de la 25e version du logiciel SPSS. Cette étude a été approuvée par le Comité d'éthique de la recherche en psychologie et en sciences de l'éducation : 2016-083 A-1/29-01-2018.

Résultats

Analyse en composantes principales

Afin d'établir la structure factorielle ainsi que le nombre de facteurs constituants de l'ICR-LS, une analyse en composantes principales avec rotation Varimax a été réalisée sur la version originale de l'ICR-LS à 24 items. Cette approche a été utilisée en raison de l'absence d'hypothèse initiale sur la structure du questionnaire. Les analyses ont été réalisées sur les réponses d'un échantillon final de 266 participants (suppression par liste), ce qui est supérieur aux 240 participants (minimum de 10 par item) recommandés par Hair et al. (1998).

La matrice de corrélation a indiqué que les items étaient liés entre eux, l'indice Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) de 0,90 était excellent et le résultat du test de sphéricité de Bartlett était significatif ($p < ,001$). Ces indicateurs ont révélé un respect des postulats de base de l'analyse en composantes principales. Bien que le portrait de la variance totale expliquée suggérait la présence de cinq facteurs, la rupture du coude de Cattell du graphique des valeurs propres (*scree plot*) a montré l'existence de deux facteurs après rotation.

Comme le point de rupture du coude de Cattell constitue un critère plus rigoureux (Tabachnick & Fidell, 2011), les analyses ont été répétées en forçant l'extraction de deux facteurs. Les résultats de ces analyses avec rotation Varimax ont soulevé un problème avec les items 23 et 24. Pour l'item 23 (*Aux loteries sportives, j'ai plus de chances de gagner si je joue en ligne*), la saturation factorielle (,30) n'atteignait pas le degré de saturation de ,4 suggéré par Tabachnick et Fidell (2011). Quant à l'item 24 (*Aux loteries sportives, avoir pratiqué le sport sur lequel je mise augmente mes chances de gagner*), la saturation était similaire pour le premier (,44) et le second facteur (,33). Ces items ont été retirés et les analyses ont été refaites sur les 22 items restants.

Le tableau 2 présente les résultats détaillés de l'analyse en composantes principales après rotation Varimax. Les deux facteurs du modèle expliquent 43,97 % de la

Tableau 2

Facteurs, valeurs propres, coefficients alpha et communalités de l'analyse en composantes principales sur 22 items après rotation Varimax et extraction de deux facteurs

Items	F1	F2	Communalités
Aux loteries sportives,			
19 : Visualiser un gain augmente mes chances de gagner.	,79		,65
11 : Croire que je vais gagner augmente mes chances de gagner.	,78		,65
1 : M'imaginer gagner me porte chance.	,72		,53
17 : Certains comportements me portent chance lorsque la partie sur laquelle j'ai misé est en cours.	,71		,50
6 : Une attitude positive augmente mes chances de gagner.	,68		,53
18 : Lorsque j'ai un bon pressentiment, j'ai plus de chance de gagner.	,65		,49
15 : Je peux augmenter mes chances de gagner grâce à un objet spécial, un rite ou une routine.	,63		,40
5 : Miser sur mon équipe préférée me porte chance.	,63		,39
3 : Certaines journées me portent plus chance que d'autres.	,55		,31
9 : Mon intuition m'aide à gagner.	,48	,29	,31
12 : Mes connaissances augmentent mes chances de gagner.		,77	,60
20 : Mes gains sont dus à mes connaissances.		,77	,61
7 : Bien préparer mes mises augmente mes chances de gagner.		,71	,51
16 : La part d'habileté est plus grande que la part de hasard.		,69	,52
14 : Mes mises rapporteront plus d'argent qu'une mise faite au hasard.		,69	,47
13 : Plus je gagne d'argent, plus je suis habile.		,66	,52
22 : Miser au hasard, c'est gaspiller son argent.		,60	,36
4 : Plus je joue souvent, plus je deviens habile.		,54	,36
21 : Me fier aux experts augmente mes chances de gagner.		,50	,27
8 : Je souhaite devenir meilleur que les autres parieurs.	,27	,45	,28
2 : Mes pertes m'indiquent mon manque d'habileté.		,42	,19
10 : Perdre fait partie de mon apprentissage en tant que parieur.	,23	,41	,23
α	,87	,85	,88
Valeur propre initiale	6,67	3,00	
% variance	30,33	13,63	Total : 43,97

Note. F1 = Facteur Superstitions, F2 = Facteur Habilitéés, α = alpha de Cronbach. Les valeurs de saturation factorielle dont la différence était inférieure à ,20 entre les deux facteurs ont été intégrées au tableau.

variance, le premier facteur en expliquant 30,33 % et le second, 13,63 %. Le premier facteur semble regrouper les items liés aux superstitions (p. ex., *Aux loteries sportives, certains comportements me portent chance lorsque la partie sur laquelle j'ai misé est en cours*), alors que le second facteur rassemblerait les items liés aux habiletés (p. ex., *Aux loteries sportives, mes connaissances augmentent mes chances de gagner*). Les deux sous-échelles découlant des deux facteurs (Superstitions : ,87; Habilitéés : ,85) présentent d'excellents coefficients alpha de Cronbach, tout comme celui de l'échelle globale (,88). La version finale de l'ICR-LS comprend donc 22 items dont le score total peut atteindre un maximum de 110. La sous-échelle Superstitions pour sa part comprend 10 items pour un score maximal de 50 et la sous-échelle Habilitéés 12 items pour un score maximal de 60.

Validité de convergence

Des analyses corrélationnelles de Spearman ont été réalisées afin de vérifier les associations entre le score moyen à l'échelle globale de l'ICR-LS et les différentes variables à l'étude, soit le score moyen au GRCS, le montant annuel dépensé aux loteries sportives, la fréquence mensuelle de jeu en saison de paris sur loteries sportives, le nombre d'heures mensuellement consacrées à la préparation des paris sur loteries sportives, le score à l'IGCJ et le score à l'IGCJ-loterie sportive. Les corrélations de Spearman sont adaptées aux données en raison de l'absence de normalité des données liées aux habitudes de jeu et de la nature ordinale des questionnaires utilisés. Selon Mukaka (2012), une corrélation de moins de ,30 est considérée comme négligeable, tandis qu'elle sera faible entre ,30 et ,50, modérée entre ,50 et ,70, élevée de ,70 à ,90 et très élevée si elle dépasse ,90.

Comme le montre le tableau 3, le score moyen à l'ICR-LS corrélait significativement avec le GRCS ($r_s = ,68, p < ,01$) et le montant dépensé aux loteries sportives dans les 12 derniers mois ($r_s = ,11, p = ,046$). Des liens négligeables mais statistiquement significatifs ont ressorti entre l'ICR-LS et les heures mensuelles consacrées à la préparation des paris ($r_s = ,21, p < ,01$), le score global à l'IGCJ ($r_s = ,18, p < ,01$) et le score à l'IGCJ-loterie sportive ($r_s = ,21, p < ,01$). Par contre, les résultats n'ont pas indiqué de lien statistiquement significatif entre le score à l'ICR-LS et la fréquence mensuelle des paris aux loteries sportives lors de la saison active de paris ($r_s = ,10, p = ,06$).

Respectivement, les analyses ont indiqué que l'IGCJ et l'IGCJ-loterie sportive étaient corrélés faiblement mais significativement au montant annuel dépensé aux loteries sportives ($r_s = ,42, p < ,01$; $r_s = ,48, p < ,01$), à la fréquence mensuelle de jeu aux loteries sportives ($r_s = ,38, p < ,01$; $r_s = ,46, p < ,01$) et au nombre d'heures mensuelles consacrées à la préparation des paris ($r_s = ,34, p < ,01$; $r_s = ,41, p < ,01$).

Les heures mensuelles consacrées à la préparation des paris étaient corrélées significativement au montant annuel dépensé aux loteries sportives ($r_s = ,47, p < ,01$) ainsi qu'à la fréquence mensuelle des paris aux loteries sportives ($r_s = ,48, p < ,01$).

Relations entre les sous-échelles de l'ICR-LS et les variables à l'étude

Des analyses complémentaires ont été réalisées afin de préciser les liens entre les deux sous-échelles de l'ICR-LS et les variables à l'étude.

Comme le rapporte le tableau 3, le score moyen à la sous-échelle Superstitions était significativement corrélé à la sous-échelle Habiletés ($r_s = ,39, p < ,01$) et au score du GRCS ($r_s = ,59, p < ,01$). Le score à la sous-échelle Superstitions n'était pas significativement corrélé au montant dépensé aux loteries sportives par année, à la fréquence de jeu mensuelle ou aux heures mensuellement consacrées à la préparation des paris aux loteries sportives. Cette sous-échelle était toutefois significativement

Tableau 3
Corrélations de Spearman bivariées entre les variables à l'étude, moyennes, écarts-types et nombres

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. ICR-LS									
2. ICR-LS-Superstitutions	,83***								
3. ICR-LS-Habiletés	,82***	,39***							
4. GRCS	,68**	,59***	,56***						
5. Montant dépensé/12 mois	,11*	-,00	,18**	,28***					
6. Fréquence de paris/mois	,10	,01	,15**	,24***	,62***				
7. Heures préparation/mois	,21**	,05	,31***	,26***	,47***	,48***			
8. IGJC	,18**	,14*	,16**	,42***	,42***	,38***	,34***		
9. IGJC-Loteries sportives	,21***	,17**	,20**	,40***	,48***	,46***	,41***	,83***	
<i>M</i>	2,75	2,05	3,31	2,28	918,65 \$	10,59	9,01	1,48	1,07
<i>ET</i>	0,61	0,75	0,70	0,83	4 433,12 \$	20,22	14,79	2,48	2,16
<i>n</i>	270	270	268	257	263	260	258	256	256

Note. 1 = Score moyen (sur 5) à l'Inventaire des cognitions à risque ICR — LS Loteries sportives (ICR-LS); 2 = Score moyen (sur 5) à la sous-échelle Superstitutions de l'ICR-LS; 3 = Score moyen (sur 5) à la sous-échelle habiletés de l'ICR-LS; 4 = Score moyen (sur 7) au Gambling Related Cognition Scale; 5 = Montant dépensé aux loteries sportives dans les 12 derniers mois; 6 = Fréquence de paris mensuelle en saison active aux loteries sportives; 7 = Heures mensuelles consacrées à la préparation des paris aux loteries sportives; 8 = Score à l'Indice de gravité du jeu compulsif; 9 = Score à l'IGJC lorsque précisé pour les loteries sportives. *ET* = Écart-type.
 * $p < ,05$; ** $p < ,01$; *** $p < ,001$.

corrélée au score de l'IGJC ($r_s = ,14, p = ,02$) et au score de l'IGJC-loterie sportive ($r_s = ,17, p < ,01$).

Le score à l'échelle Habiletés était pour sa part significativement corrélé avec le score au GRCS ($r_s = ,56, p < ,01$), au montant dépensé au cours des 12 derniers mois aux loteries sportives ($r_s = ,18, p < ,01$), à la fréquence mensuelle des paris aux loteries sportives ($r_s = ,15, p = ,01$), aux heures mensuellement consacrées à la préparation des paris ($r_s = ,31, p < ,01$), au score de l'IGJC ($r_s = ,16, p = ,01$) et au score de l'IGJC-loterie sportive ($r_s = ,20, p < ,01$).

Corrélation des items du GRCS

Étant donné les faibles corrélations retrouvées entre les items de l'ICR-LS, le score moyen à l'ICR-LS ainsi qu'à ses sous-échelles et les variables à l'étude, comparativement au GRCS (voir tableau 3), nous avons réalisé des analyses corrélationnelles entre les items du GRCS et les variables à l'étude afin de mieux comprendre ces différences dans les forces d'associations. Comme le rapporte le tableau 4, deux items du GRCS étaient corrélés modérément et significativement au score de l'IGJC soit l'item 7 ($r_s = ,51, p < ,01$) et l'item 12 ($r_s = ,52, p < ,01$). Ces items réfèrent à la sous-échelle Incapacité d'arrêter de jouer du GRCS. Six items corrélaient faiblement et significativement au score de l'IGJC. Parmi ceux-ci, un provient de la sous-échelle Incapacité d'arrêter de jouer ($r_s = ,39, p < ,01$; item 17), deux de la sous-échelle Attentes face au jeu, soit les items 1 ($r_s = ,31, p = ,00$) et 11 ($r_s = ,37, p < ,01$) et trois de la sous-échelle Biais interprétatif, soit les items 0 ($r_s = ,41, p < ,01$), 15 ($r_s = ,32, p < ,01$) et 20 ($r_s = ,33, p < ,01$). Les autres corrélations retrouvées étaient négligeables.

Discussion

Le principal objectif de cette étude, qui était de développer et de valider une mesure autorapportée des pensées à risque spécifique aux loteries sportives (ICR-LS), a été atteint. L'instrument se compose de 22 items évaluant le degré d'accord sur une échelle de type Likert à cinq niveaux. Ces items composent deux sous-échelles, les Superstitions et les croyances liées aux Habiletés.

La sous-échelle Superstitions rassemble les items similaires à la typologie de Toneatto (1999), soit les items liés aux superstitions talismaniques (p. ex., item 15 : *Aux loteries sportives, je peux augmenter mes chances de gagner grâce à un objet spécial, un rite ou une routine*), comportementales (p. ex., item 17 : *Aux loteries sportives, certains comportements me portent chance lorsque la partie sur laquelle j'ai misé est en cours*) et cognitives (p. ex., item 19 : *Aux loteries sportives, visualiser un gain augmente mes chances de gagner*). Les items de cette sous-échelle ne réfèrent à aucune habileté spécifique et, théoriquement, ne peuvent pas influencer les probabilités objectives de gains.

Tableau 4

Corrélations de Spearman bivariées entre les items du GRCS et la gravité des problèmes de jeu

Items	IGJC	IGJC-LS
1. Jouer me rend plus heureux.	,31*	,25*
2. Je ne peux fonctionner sans jouer.	,20**	,13*
3. Prier m'aide à gagner.	,10	,12*
4. Les pertes au jeu doivent être suivies par une série de gains.	,26**	,26**
5. Relier mes gains à mon adresse et mes capacités me fait continuer à jouer.	,21**	,24**
6. Jouer améliore l'apparence des choses.	,24**	,22**
7. Il m'est difficile d'arrêter de jouer étant donné que je perds le contrôle.	,51**	,44**
8. Des nombres ou des couleurs particulières peuvent aider à augmenter mes chances de gagner.	,14*	,13*
9. Une série de pertes me procurera un apprentissage qui m'aidera à gagner par la suite.	,12*	,13*
10. Relier mes pertes à de la malchance ou de mauvaises circonstances me fait continuer à jouer.	,41**	,37**
11. Jouer rend l'avenir plus prometteur.	,37**	,38**
12. Mon désir de jouer est tellement plus fort que moi.	,52**	,48**
13. Je collectionne des objets particuliers qui aident à augmenter mes chances de gagner.	,11*	,07
14. Lorsque je gagne une fois, je gagnerai sûrement encore.	,20**	,22**
15. Relier mes pertes aux probabilités me fait continuer à jouer.	,32**	,29**
16. Être en train de jouer aide à réduire la tension et le stress.	,20**	,15**
17. Je ne suis pas suffisamment fort pour arrêter de jouer.	,39**	,31**
18. J'ai des rituels et des comportements particuliers qui augmentent mes chances de gagner.	,10	,11*
19. Il y a des moments où je me sens chanceux(se) et je ne joue qu'à ces moments-là.	,13*	,16**
20. Me souvenir de la somme que j'ai gagnée la dernière fois me fait continuer à jouer.	,33**	,35**
21. Je ne serai jamais capable d'arrêter de jouer.	,28**	,24**
22. Je possède une certaine capacité à prédire mes gains au jeu.	,13*	,22**
23. Si je change tout le temps mes numéros, j'ai moins de chance de gagner que si je conserve les mêmes numéros à chaque fois.	-,02	,00

Note. GRCS : Gambling Related Cognitions Scale; IGJC : Indice de gravité du jeu compulsif; IGJC-LS : IGJC lorsque précisé pour les loteries sportives.

* $p < ,05$; ** $p < ,01$.

La sous-échelle Habilités rassemble pour sa part les items liés au développement d'habiletés et à leur influence sur la performance (p. ex., item 16 : *Aux loteries sportives, la part d'habiletés est plus grande que la part de hasard*), la justification des pertes par le développement d'habiletés (p. ex., item 10 : *Aux loteries sportives, perdre fait partie de mon apprentissage en tant que parieur*) ou expliquées par le manque d'habileté (p. ex., item 2 : *Aux loteries sportives, mes pertes m'indiquent mon manque d'habileté*). Certains de ces items correspondent aux concepts d'amplification des habiletés et d'apprentissage par les pertes définis par Toneatto (1999). D'autres

représentent des cognitions rapportées dans la recension de Mercier et al. (2018) ou s'inspirent de commentaires de parieurs sportifs provenant de forums en ligne ou de discussions avec des parieurs sportifs.

L'ICR-LS dans son ensemble et ses deux sous-échelles présentent une forte cohérence interne ainsi qu'une validité de convergence modérée avec le GRCS, seul instrument de mesure des perceptions erronées associées au jeu ayant, à ce jour, été validé auprès de joueurs francophones (Grall-Bronnec et al., 2012). Cette corrélation modérée pourrait s'expliquer en partie par la nature même de l'ICR-LS – un outil qui mesure le risque de manière spécifique à une seule activité de jeu alors que le GRCS couvre l'ensemble des JHA sans attention particulière aux jeux avec une part d'habiletés. Comme le soulignent Lévesque et al. (2017), nous considérons que l'interprétation des items du GRCS par les joueurs de jeux d'habileté peut induire certains biais. Des entrevues focalisées auprès de parieurs de loteries sportives permettraient d'approfondir les connaissances qualitatives sur les cognitions de ces joueurs et pourraient contribuer à bonifier l'ICR-LS avant de procéder à une nouvelle validation.

L'un des objectifs de cette étude était de vérifier l'association entre l'ICR-LS, les habitudes de jeu, les heures consacrées à la préparation des paris et la gravité des problèmes de jeu, en raison du lien entre les cognitions des joueurs et la gravité des problèmes de jeu (Blaszynski & Nower, 2002; Cunningham et al., 2014; Goodies & Fortune, 2013). Le score moyen de l'ICR-LS est de façon négligeable, mais statistiquement significative, associé au montant annuel dépensé aux loteries sportives, aux heures mensuelles consacrées à la préparation des paris et à la gravité des problèmes de jeu. Ces associations, bien que cohérentes avec la littérature qui lie les perceptions des joueurs à la gravité des problèmes de jeu (Fortune & Goodie, 2012; Goodies & Fortune, 2013; Ladouceur & Walker, 1996; May et al., 2005), demeurent minimes. De plus, le score moyen à l'ICR-LS n'est que faiblement et non statistiquement associé à la fréquence mensuelle des paris aux loteries sportives lors de la saison la plus active. Ces faibles associations pourraient s'expliquer par la quasi-absence de contribution de la sous-échelle Superstitions par rapport à la sous-échelle Habiletés. Il apparaît que les deux sous-échelles de l'ICR-LS, faiblement associées, mesurent des éléments qui se distinguent et dont les contributions aux forces d'association entre le score moyen de l'ICR-LS et les variables à l'étude ne sont pas équivalentes. La sous-échelle Habiletés à elle seule contribuerait en majeure partie aux associations entre l'ICR-LS, et l'ajout du score de la sous-échelle Superstitions diluerait la force d'association entre l'ICR-LS et la fréquence mensuelle de jeu.

Ces différences quant aux forces d'association pourraient indiquer que les parieurs sportifs entretiennent des perceptions spécifiques (voir la recension de Mercier et al., 2018) qui les distingueraient des joueurs préférant les jeux de hasard purs. Les pensées liées aux superstitions ainsi que les habitudes de jeu des parieurs (montant, fréquence et préparation des paris) se révèlent pratiquement indépendantes. En effet, même si un joueur de loteries sportives présente un score élevé à la sous-échelle

Superstitions, ce score n'est pas associé uniquement à des montants élevés, à une fréquence de paris élevée aux loteries sportives ou à un nombre d'heures élevé dans la préparation de ses paris. Il peut être associé à des comportements inverses. Ces résultats laissent croire que les pensées superstitieuses des parieurs de loteries sportives pourraient ne pas avoir le même effet sur le comportement que celles des joueurs de jeux de hasard purs, chez qui le recours à des superstitions distingue les joueurs problématiques des joueurs non problématiques (Joukhador et al., 2003; Ladouceur & Walker, 1992; Toneatto et al., 1997). Ces résultats amènent également à se questionner quant à l'utilité de conserver la sous-échelle Superstitions dans l'administration de l'ICR-LS auprès des joueurs de loteries sportives, puisqu'elle ne se distingue pas particulièrement par ses items des autres questionnaires de mesure des cognitions erronées disponibles actuellement (p. ex., GBQ-I; Steenbergh et al., 2002 et GRCS; Raylu & Oei, 2004). Des cognitions autres que les superstitions pourraient être davantage associées aux comportements de jeu des parieurs de loteries sportives.

La sous-échelle Habilités, qui comprend des items développés en prenant en compte des spécificités de la loterie sportive, semble pertinente auprès de ces parieurs, si l'on considère son association aux variables à l'étude. La sous-échelle Habilités apparaît responsable des deux corrélations statistiquement significatives entre les comportements de jeu (montant dépensé et heures de préparation) et le score total à l'ICR-LS. Néanmoins, outre le lien entre le score total à la sous-échelle Habilité et le GRCS, et dans une moindre mesure les heures de préparation, les autres corrélations sont relativement faibles.

Comparativement à l'ICR-LS, le GRCS est plus fortement associé à la gravité des problèmes de jeu, et cette force d'association est cohérente avec ce que l'on retrouve dans la littérature (Barrault & Varescon, 2013; Michalczuk et al., 2011; Tang & Wu, 2011). La force de ce lien pourrait en partie s'expliquer par le fait que le GRCS mesure des pensées, incluant la perception de problèmes de jeu, liées à l'ensemble des JHA, tout comme l'IGJC, qui évalue la gravité des problèmes de jeu pour l'ensemble des JHA. En contrepartie, l'ICR-LS ne mesure pas la perception d'un problème de jeu, mais bien les pensées à risque – ce qui diminue automatiquement la force du lien avec un outil comme l'IGJC, dont l'objectif est d'évaluer la présence de problèmes de jeu.

Les analyses corrélationnelles complémentaires permettent de mieux comprendre ces différences. Ainsi, les plus fortes associations retrouvées entre le GRCS et le score global à l'IGJC proviennent d'items liés à l'incapacité d'arrêter de jouer : l'item 7 (*Il m'est difficile d'arrêter de jouer étant donné que je perds le contrôle*), l'item 12 (*Mon désir de jouer est tellement plus fort que moi*), l'item 17 (*Je ne suis pas suffisamment fort pour arrêter de jouer*) ou à la persistance à jouer : item 10 (*Relier mes pertes à de la malchance ou de mauvaises circonstances me fait continuer à jouer*). Cela constitue en quelque sorte une forme de redondance conceptuelle entre les deux instruments. Une telle redondance n'existe pas pour l'ICR-LS, car aucun de ses items ne réfère à la perte de contrôle, ce qui pourrait expliquer les plus faibles associations observées.

La faiblesse de la corrélation peut aussi provenir de la spécificité de l'ICR-LS, soit les pensées liées aux loteries sportives, et plus particulièrement tous les items de la sous-échelle Habilités qui évaluent un construit spécifique à cette activité de jeu comportant une part d'habiletés. La faiblesse du lien peut mettre en doute l'influence des perceptions à risque liées aux loteries sportives sur la gravité des problèmes de jeu, mais la poursuite de l'analyse auprès d'un échantillon comptant plus de joueurs avec des problèmes de jeu pourrait éclairer cette question. De manière contre-intuitive, il se pourrait que les pensées à risque liées aux loteries sportives soient davantage partagées par l'ensemble des joueurs, indépendamment de leur score à l'IGJC. Une telle absence de lien concorderait avec les résultats de Hing et al. (2018), qui révèlent que certains facteurs traditionnellement associés au risque (p. ex. le genre masculin, l'impulsivité et l'exposition à la publicité) sont partagés par l'ensemble des parieurs sportifs, peu importe la gravité de leur problème de jeu. D'autres études s'avéreront nécessaires pour clarifier ces questions.

L'ICR-LS, dans sa forme actuelle, n'est pas en mesure de reconnaître toutes les cognitions potentiellement problématiques et liées à la gravité des problèmes de jeu. Toutefois, les résultats indiquent que les comportements des parieurs de loteries sportives de cet échantillon sont associés à la gravité des problèmes de jeu. Nous avons observé des associations faibles entre la gravité des problèmes de jeu et les montants dépensés, la fréquence de jeu en saison de paris et le temps consacré à la préparation des paris. Ces résultats appuient ceux d'autres études qui soulignent le lien entre le montant dépensé aux paris sportifs, la fréquence de jeu et la gravité des problèmes de jeu (Hing et al., 2016; LaBrie & Shaffer 2011; LaPlante et al., 2014), ainsi que l'hypothèse d'un lien entre l'implication de temps dans la préparation des paris sportifs et la gravité des problèmes de jeu (Arcan & Karanci, 2013).

Le temps consacré à la préparation des paris sportifs n'a que récemment obtenu de l'attention quant à son influence sur la gravité des problèmes de jeu. Ce comportement semble pourtant bien présent chez des parieurs sportifs. En effet, les joueurs de l'échantillon y consacrent en moyenne près de 10 heures par mois, et certains joueurs atteignent 100 heures par mois. La quantité de temps est associée à la gravité des problèmes de jeu. Cet investissement de temps est d'ailleurs modérément associé à la sous-échelle Habilités. Les participants qui expriment un accord avec les items liés aux habiletés pourraient être portés à consacrer plus de temps dans la préparation des paris sportifs afin de s'assurer de maximiser leurs chances de gains. Selon la recension de Mercier et al. (2018) et ce que tendent à soutenir les appuis empiriques, les habiletés des parieurs sportifs ne leur permettent pas d'augmenter leurs probabilités de gains monétaires. De ce point de vue, les sommes d'argent dépensées, la fréquence de jeu et le temps investis dans la préparation des paris représenteraient des comportements problématiques, dans la mesure où ces joueurs dirigent des ressources vers un but théoriquement inatteignable, c.-à-d., être un parieur sportif professionnel. Dans un échantillon où la gravité des problèmes de jeu est plus importante (Arcan & Karanci, 2013), composé de 354 parieurs sportifs jouant près de 5 fois semaine et parmi lesquels 1 joueur sur 10 se classe comme joueur pathologique probable, les joueurs indiquent

également consacrer près de 10 heures par semaine à la préparation des paris sportifs. L'association entre le temps consacré à la préparation des paris sportifs et la gravité des problèmes de jeu nécessiterait davantage d'attention dans l'avenir, d'autant plus que cette variable est aussi modérément associée au score à la sous-échelle Habilitéés, ce qui indique un lien entre le temps consacré à la préparation des paris sur loteries sportives et la présence de pensées à risque liées au développement ou à l'importance de l'habileté. Les études à venir devraient accorder un intérêt plus important aux marqueurs comportementaux spécifiques aux jeux d'habileté, en tenant compte des caractéristiques structurelles de ces jeux. En effet, il est possible que d'autres variables comportementales, par exemple le nombre de ressources consultées (Splevins et al., 2010), la perte de productivité au travail (Downs & Woolrych, 2010) et la lecture d'ouvrages pour développer des habiletés (Hopley & Nicki, 2010) soient également associées aux problèmes de jeu.

Forces et limites

Une des forces de cette étude vient de son caractère novateur dans l'évaluation des pensées des joueurs de loteries sportives. En effet, l'ICR-LS se distingue des principaux outils développés pour mesurer les distorsions cognitives des joueurs de JHA (p. ex., GBQ-I; Steenbergh et al., 2002; IBS; Jefferson & Nicki, 2003; PPLS; Wohl et al., 2005; GABS; Breen & Zuckerman, 1999, GRCS; Raylu & Oei, 2004) par le fait qu'il a été spécifiquement conçu pour être administré à des parieurs de loteries sportives. Le développement de mesures spécifiques aux jeux d'habileté répond aux critiques exprimées à l'égard des questionnaires existants, qui ne seraient pas adaptés aux caractéristiques spécifiques de ces jeux (Barrault & Varescon, 2012; Bjerg, 2010; Brochu et al., 2015; Devynck et al., 2012).

Cette étude comprend également certaines limites. Premièrement, en raison du caractère transversal du sondage en ligne, il est impossible de statuer sur la fidélité temporelle de l'ICR-LS et de ses sous-échelles. Des études devront être menées ultérieurement pour vérifier la stabilité des scores dans le temps, mais également leur sensibilité au changement, par exemple, à la suite d'une psychoéducation sur la notion de hasard aux paris sportifs, en fonction des données existantes (Mercier et al., 2018). Deuxièmement, puisque les participants à l'étude provenaient majoritairement de la communauté universitaire, avec un niveau d'éducation supérieur à ce qu'on retrouve habituellement dans la littérature portant sur les joueurs de paris sportifs, il y a lieu de limiter la généralisation des résultats aux individus qui présenteraient un niveau d'éducation moins élevé. Troisièmement, en rapport aussi avec la composition de l'échantillon, la faible proportion de participants présentant des problèmes de jeu pourrait avoir nui à l'évaluation des qualités psychométriques de l'instrument.

Conclusion

Les loteries sportives se distinguent des jeux de hasard purs en raison de la possible influence de l'habileté sur les performances des joueurs, et les mesures des cognitions

actuelles ne semblent pas adaptées à ces joueurs. Cette étude est un premier pas dans le développement d'outils spécifiques mesurant les pensées à risque des parieurs de loteries sportives. Bien que l'ICR-LS apparaissait comme un outil prometteur dans l'identification de ces pensées, principalement par l'apport de la sous-échelle Hâbleries, cet outil semble incomplet dans sa forme actuelle, et les scores obtenus ne permettent pas d'identifier clairement les joueurs qui pourraient présenter des risques associés aux loteries sportives. Les résultats de cette étude indiquent que les parieurs de loteries sportives de cet échantillon sont peu superstitieux et que, même lorsqu'ils présentent un score plus élevé en ce qui a trait aux superstitions, ce score n'est pas associé à leurs comportements ni à la gravité de leurs problèmes. D'ailleurs, bien que les pensées à risque liées aux habiletés aux loteries sportives soient associées à la gravité des problèmes de jeu, ces associations sont négligeables, ce qui pourrait s'expliquer par le fait que ces pensées sont présentes chez tous les parieurs sportifs, indépendamment de leur niveau de risque. Ces pensées sont toutefois associées à l'investissement des joueurs dans la préparation des paris sportifs, variable plus fortement associée à la gravité des problèmes de jeu, ce qui donne à penser que l'investissement de temps dans la préparation des paris pourrait être l'une des variables d'intérêt à investiguer dans les recherches à venir.

Références/References

- Andersson, P., Memmert, D., & Popowicz, E. (2009). Forecasting outcomes of the World Cup 2006 in football: Performance and confidence of bettors and laypeople. *Psychology of Sport and Exercise, 10*(1), 116–123. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2008.07.008>
- Arcan, K., & Karanci, A. N. (2013). Adaptation study of the Turkish version of the Gambling-Related Cognitions Scale (GRCS-T). *Journal of Gambling Studies, 31*, 211–224. <https://doi.org/10.1007/s10899-013-9414-5>
- Barrault, S., & Varescon, I. (2012). Distorsions cognitives et pratique de jeu de hasard et d'argent : état de la question. [Cognitive distortions and gambling behaviours: State of the question.]. *Psychologie Française, 57*(1), 17–29. <https://doi.org/10.1016/j.psfr.2012.01.002>
- Barrault, S., & Varescon, I. (2013). Cognitive distortions, anxiety, and depression among regular and pathological gambling online poker players. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking, 16*(3), 183–188. <https://doi.org/10.1089/cyber.2012.0150>
- Bjerg, O. (2010). Problem gambling in poker: Money, rationality and control in a skill-based social game. *International Gambling Studies, 10*(3), 239–254. <https://doi.org/10.1080/14459795.2010.520330>

- Blaszczynski, A., & Nower, L. (2002). A pathways model of problem and pathological gambling. *Addiction*, *97*(5), 487–499. <https://doi.org/10.1046/j.1360-0443.2002.00015.x>
- Breen, R. B., & Zuckerman, M. (1999). ‘Chasing’ in gambling behavior: Personality and cognitive determinants. *Personality and Individual Differences*, *27*(6), 1097–1111. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(99\)00052-5](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00052-5)
- Brochu, P., Sévigny, S., & Giroux, I. (2015). Raisons de jouer, émotions et perceptions relatives au hasard et à l’habileté de joueurs pratiquant le poker Texas Hold’em en ligne. *Journal of Gambling Issues*, *31*, 77–110. <https://doi.org/10.4309/jgi.2015.31.7>
- Cantinotti, M., Ladouceur, R., & Jacques, C. (2004). Sports betting: Can gamblers beat randomness? *Psychology of Addictive Behaviors*, *18*(2), 143–147. <https://doi.org/10.1037/0893-164x.18.2.143>
- Chrétien, M., Giroux, I., Goulet, A., Jacques, C., & Bouchard, S. (2017). Cognitive restructuring of gambling-related thoughts: A systematic review. *Addictive Behaviors*, *75*, 108–121. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2017.07.001>
- Cunningham, J., Hodgins, D., & Toneatto, T. (2014). Relating severity of gambling to cognitive distortions in a representative sample of problem gamblers. *Journal of Gambling Issues*, *29*, 1–6. <https://doi.org/10.4309/jgi.2014.29.2>
- D’Astous, A., & Di Gaspero, M. (2013). Explaining the performance of online sports bettors. *International Gambling Studies*, *13*(3), 371–387. <https://doi.org/10.1080/14459795.2013.826709>
- Devynck, F., Giroux, I., & Jacques, C. (2012). Les distorsions cognitives. Dans M. Grall-Bronnec (dir.) *Le jeu pathologique : Comprendre, prévenir, traiter* (p. 75–80). Elsevier Masson.
- Downs, C., & Woolrych, R. (2010). Gambling and debt: The hidden impacts on family and work life. *Community, Work and Family*, *13*(3), 311–328. <https://doi.org/10.1080/13668803.2010.488096> ?
- Ferris, J., & Wynne, H. (2001). *The Canadian Problem Gambling Index: Final report*. Canadian Centre on Substance Abuse. <http://www.jogoremoto.pt/docs/extra/TECb6h.pdf>
- Fortune, E. E., & Goodie, A. S. (2012). Cognitive distortions as a component and treatment focus of pathological gambling: A review. *Psychology of Addictive Behaviors*, *26*, 298–310. <https://doi.org/10.1037/a0026422>

Giroux, I., Jacques, C., Ladouceur, R., Leclerc, M., & Brochu, P. (2012). Prévalence des habitudes de jeu en Gaspésie et aux Îles-de-la-Madeleine en 2009. *The Canadian Journal of Psychiatry/La Revue canadienne de psychiatrie*, *57*, 192–199. <https://doi.org/10.1177/070674371205700309>

Global Betting and Gaming Consultants (2013). *Global sports betting: The state of play*. <http://www.gbgc.com/global-sports-betting-the-state-of-play/>

Goodie, A. S., & Fortune, E. E. (2013). Measuring cognitive distortions in pathological gambling: Review and meta-analyses. *Psychology of Addictive Behaviors*, *27*(3), 730–743. <https://doi.org/10.1037/a0031892>

Grall-Bronnec, M., Bouju, G., Sébille-Rivain, V., Gorwood, P., Boutin, C., Vénisse, J.-L., & Hardouin, J.-B. (2012). A French adaptation of the Gambling-Related Cognitions Scale (GRCS): A useful tool for assessment of irrational thoughts among gamblers. *Journal of Gambling Issues*, *27*, 1–21. <https://doi.org/10.4309/jgi.2012.27.9>

Hair, J. F., Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black W. C. (1998). *Multivariate data analysis with readings* (5^e éd.). Prentice Hall.

Hing, N., Russell, A. M. T., Vitartas, P., & Lamont, M. (2016). Demographic, behavioural and normative risk factors for gambling problems amongst sports bettors. *Journal of Gambling Studies*, *32*, 625–641. <https://doi.org/10.1007/s10899-015-9571-9>

Hing, N., Russell, A. M. T., Li, E., & Vitartas, P. (2018). Does the uptake of wagering inducements predict impulse betting on sport? *Journal of Behavioral Addiction*, *7*(1), 146–157. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.17>

Hopley, A. A., & Nicki, R. M. (2010). Predictive factors of excessive online poker playing. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, *13*(4), 379–385. <https://doi.org/10.1089/cyber.2009.0223>

Jefferson, S., & Nicki, R. (2003). A new instrument to measure cognitive distortions in video lottery terminal users: The Informational Biases Scale (IBS). *Journal of Gambling Studies*, *19*, 387–403. <https://doi.org/10.1023/A:1026327926024>

Joukhador, J., MacCallum, F., & Blaszczynski, A. (2003). Differences in cognitive distortions between problem and social gamblers. *Psychological Reports*, *92*, 1203–1214. <https://doi.org/10.2466/pr0.2003.92.3c.1203>

LaBrie, R., & Shaffer, H. J. (2011). Identifying behavioral markers of disordered internet sports gambling. *Addiction Research and Theory*, *19*(1), 56–65. <https://doi.org/10.3109/16066359.2010.512106>

- Ladouceur, R. (2004). Gambling: The hidden addiction. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 49(8), 501–503. <https://doi.org/10.1177/070674370404900801>
- Ladouceur, R., Giroux, I., & Jacques, C. (1998). Winning on the horses: How much strategy and knowledge are needed? *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 132(2), 133–142. <https://doi.org/10.1080/00223989809599154>
- Ladouceur, R. & Walker, M. (1996). A cognitive perspective on gambling. Dans P. M. Salkovskies (dir.), *Trends in Cognitive and Behavioural Therapies* (pp. 89–120). John Wiley and Sons.
- LaPlante, D. A., Nelson, S. E., & Gray, H. M. (2014). Breadth and depth involvement: Understanding internet gambling involvement and its relationship to gambling problems. *Psychology of Addictive Behaviors*, 28(2), 396–403. <https://doi.org/10.1037/a0033810>
- Lesieur, H. R., & Blume, S. B. (1987). The South Oaks Gambling Screen (SOGS): A new instrument for the identification of pathological gamblers. *The American Journal of Psychiatry*, 144, 1184–1188. <https://doi.org/10.1176/ajp.144.9.1184>
- Lévesque, D., Sévigny, S., Giroux, I., & Jacques, C. (2017). Gambling-Related Cognition Scale (GRCS): Are skills-based games at a disadvantage? *Psychology of Addictive Behaviors*, 31(6), 647–654. <https://doi.org/10.1037/adb0000297>
- Linnet, J., Frøslev M., Ramsgaard, S., Gebauer, L., Mouridsen K., Wohlert V. (2018). Impaired probability estimation and decision-making in pathological gambling poker players. *Journal of Gambling Studies*, 28, 113–122. <https://doi.org/10.1007/s10899-011-9244-2>
- May, R.K., Whelan, J.P., Meyers, A.W., & Steenbergh, T.A. (2005). Gambling-related irrational beliefs in the maintenance and modification of gambling behaviour. *International Gambling Studies*, 5(2), 155–167. <https://doi.org/10.1080/14459790500303147>
- Mercier, J., Sévigny, S., Jacques, C., Goulet, A., Cantinotti, M., & Giroux, I. (2018). Sports bettors: A systematic review. *Journal of Gambling Issues*, 38, 203–236. <https://doi.org/10.4309/jgi.2018.38.11>
- Michalczuk, R., Bowden-Jones, H., Verdejo-Garcia, A., & Clark, L. (2011). Impulsivity and cognitive distortions in pathological gamblers attending the UK National Problem Gambling Clinic: A preliminary report. *Psychological Medicine*, 41, 2625–2635. <https://doi.org/10.1017/s003329171100095x>
- Mukaka, M.M. (2012). Statistics corner: A guide to appropriate use of correlation coefficient in medical research. *Malawi Medical Journal*, 24(3), 69–71.

- Palomäki, J., Laakasuo, M., & Salmela, M. (2013). “Don’t worry, it’s just poker!”—Experience, self-rumination and self-reflection as determinants of decision making in on-line poker. *Journal of Gambling Studies*, *29*, 491–505. <https://doi.org/10.1007/s10899-012-9311-3>
- Parke, A., Griffiths, M., & Parke, J. (2005). Can playing poker be good for you? Poker as a transferable skill. *Journal of Gambling Issues*, *14*. <https://doi.org/10.4309/jgi.2005.14.12>
- Pike, C. K. (2002). Measuring video gambling: Instrument development and validation. *Research on Social Work Practice*, *12*(3), 389–407. <https://doi.org/10.1177/1049731502012003004>
- Raylu, N., & Oei, T. P. S. (2004). The Gambling Related Cognitions Scale (GRCS): Development, confirmatory factor validation and psychometric properties. *Addiction*, *99*(6), 757–769. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2004.00753.x>
- Revilla, M.A., Willem, E.S., & Jon, A.K. (2014). Choosing the number of categories in agree-disagree scales. *Sociological Methods and Research*, *43*(1), 73–97. <https://doi.org/10.1177/0049124113509605>
- Rice, G., Healy, A., & Ridgway, G. (2012). Chapter on sports betting in Ireland. Dans Anderson, P. M. Blackshaw, I. S. Siekmann, R. C. R. & Soek J. (dir.), *Sports betting: Law and policy* (p. 473–494). T.N.C Asser Press.
- Rosecrance, J. (1988). Professional horse race gambling: Working without a safety net. *Work and Occupations*, *15*(2), 220–236. <https://doi.org/10.1177/0730888488015002005>
- Schiavella, M., Pelagatti, M., Westin, J., Lepore, G., & Cherubini, P. (2018). Profiling online poker players: Are executive functions correlated with poker ability and problem gambling? *Journal of Gambling Studies*, *34*, 823–851. <https://doi.org/10.1007/s10899-017-9741-z>
- Splevins, K., Mireskandari, S., Clayton, K., & Blaszczyński, A. (2010). Prevalence of adolescent problem gambling, related harms and help-seeking behaviours among an Australian population. *Journal of Gambling Studies*, *26*, 189–204. <https://doi.org/10.1007/s10899-009-9169-1>
- Steenbergh, T. A., Meyers, A. W., May, R. K., & Whelan, J. P. (2002). Development and validation of the Gamblers’ Beliefs Questionnaire. *Psychology of Addictive Behaviors*, *16*(2), 143–149. <https://doi.org/10.1037/0893-164X.16.2.143>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2011). *Using multivariate statistics*. Allyn & Bacon.

Tang, C. S., & Wu, A. M. (2012). Gambling-related cognitive biases and pathological gambling among youths, young adults, and mature adults in Chinese societies. *Journal of Gambling Studies*, *28*, 139–154. <https://doi.org/10.1007/s10899-011-9249-x>

Toneatto, T. (1999). Cognitive psychopathology of problem gambling. *Substance Use & Misuse*, *34*(11), 1593–1604. <https://doi.org/10.3109/10826089909039417>

Toneatto, T., Blitz-Miller, T., Calderwood, K., Dragonetti, R., & Tsanos, A. (1997). Cognitive distortions in heavy gambling. *Journal of Gambling Studies*, *13*, 253–266. <https://doi.org/10.1023/A:1024983300428>

Walker, M. B. (1992). Irrational thinking among slot machine players. *Journal of Gambling Studies*, *8*, 245–261. <https://doi.org/10.1007/BF01014652>

Williams, R. J., Volberg, R. A., & Stevens, R. M. (2012). *The population prevalence of problem gambling: Methodological influences, standardized rates, jurisdictional differences, and worldwide trends*. Report prepared for the Ontario Ministry of Health and Long-Term Care and the Ontario Problem Gambling Research Centre. [https://opus.uleth.ca/bitstream/handle/10133/3068/2012-PREVALENCE-OPGRC%20\(2\).pdf/](https://opus.uleth.ca/bitstream/handle/10133/3068/2012-PREVALENCE-OPGRC%20(2).pdf/)

Wohl, M. J. A., Young, M. M., & Hart, K. E. (2005). Untreated young gamblers with game-specific problems: Self-concept involving luck, gambling ecology and delay in seeking professional treatment. *Addiction Research & Theory*, *13*(5), 445–459. <https://doi.org/10.1080/16066350500168444>

Yurica, C. L., & DiTomasso, R. A. (2005). Cognitive distortions. Dans Freeman, A. Felgoise, S. H. Nezu, C. M. Nezu, A. M. & Reinecke M. A. (dir.), *Encyclopedia of cognitive behavior therapy* (p. 117–122). Springer. https://doi.org/10.1007/0-306-48581-8_36

Soumis le 11 février, 2018; accepté le 18 November, 2020. Cet article a fait l'objet d'une révision par des pairs. Toutes les URL étaient disponibles au moment de la soumission. / Submitted February 11, 2018; accepted November 18, 2020. This article was peer reviewed. All URLs were available at the time of submission.

Correspondance/For correspondance : Jonathan Mercier, PhD, CQEPTJ, 2325 rue des Bibliothèques, bureau 1313, Université Laval, Québec G1V 0A6. Courriel : E-mail: Jonathan.mercier.psy@gmail.com

Conflit d'intérêts/Competing interests: Aucun déclaré (tous les auteurs). / None reported (all authors).

Approbation éthique/Ethics approval: Cette étude a été approuvée par le Comité d'éthique de la recherche en psychologie et en sciences de l'éducation de l'Université Laval : 2016-083 A-1/29-01-2018. / This study was approved by the Research Ethics Committee in Psychology and Educational Sciences of Laval University: 2016-083 A-1 / 29-01-2018.

Remerciements/Acknowledgements: Cette étude a été financée par le Fonds pour la prévention et le traitement du jeu de l'Université Laval. Les auteurs aimeraient remercier David Lévesque, Ph. D, pour sa contribution à la génération des items et ses commentaires sur l'expertise dans le domaine des jeux d'habileté. / This study was funded by the Université Laval Gambling Prevention and Treatment Fund. The authors would like to thank David Lévesque, Ph.D, for his contribution to the generation of the items and his comments on the expertise in the field of skill games.