



**HAL**  
open science

# Validation d'une échelle d'évaluation multi-dimensionnelle de l'illusion de contrôle dans les jeux de hasard et d'argent (EEMDIC)

Maylis Fontaine, Céline Lemerrier, Valérie Le Floch

## ► To cite this version:

Maylis Fontaine, Céline Lemerrier, Valérie Le Floch. Validation d'une échelle d'évaluation multi-dimensionnelle de l'illusion de contrôle dans les jeux de hasard et d'argent (EEMDIC). *European Review of Applied Psychology / Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 2021, 71 (1), 10.1016/j.erap.2021.100627 . hal-03154124

**HAL Id: hal-03154124**

**<https://hal.science/hal-03154124>**

Submitted on 10 Mar 2023

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial 4.0 International License

## **Validation d'une l'Echelle d'Evaluation Multi-Dimensionnelle de l'Illusion de Contrôle dans les Jeux de Hasard et d'Argent (EEMDIC)**

### **Validation of a Multi-Dimensional Rating Scale for Illusion of Control in Gambling (EEMDIC)**

Maylis Fontaine<sup>a\*</sup>, Céline Lemerrier<sup>a</sup> and Valérie Le Floch<sup>a</sup>

<sup>a</sup>*CLLE, Université de Toulouse, CNRS, UT2J, France*

Coordonnées : \*M. Fontaine, Université de Toulouse; 5, allées Antonio Machado; 31058 Toulouse Cedex 9 – France; maylis.fontaine@univ-tlse2.fr

Maylis Fontaine est doctorante à l'Université Toulouse Jean Jaurès. Elle est en troisième année de thèse, laquelle porte sur l'illusion de contrôle et le vieillissement dans les jeux de hasard et d'argent.

Valérie Le Floch est professeure de psychologie sociale à l'Université Toulouse Jean Jaurès. Elle est spécialisée dans l'analyse des processus de causalité mobilisés dans la construction du jugement social dans plusieurs classes de situation : les attitudes et comportements à l'égard des nanotechnologies, la plausibilité des énoncés explicatifs, l'illusion de contrôle dans le renouvellement des conduites de jeu.

Céline Lemerrier est professeure de psychologie cognitive à l'Université Toulouse Jean Jaurès. Elle travaille depuis une dizaine d'années sur la prise de décision et la prise de risque dans des situations complexes.

#### **Sources de financement**

L'étude n'a pas été financée par des fonds ou des subventions externes.

#### **Contraintes de publication**

Aucune contrainte n'a été imposée.

#### **Conflits d'intérêts**

Il n'y a aucun conflit d'intérêts de quelque nature que ce soit.

## **Validation d'une l'Echelle d'Evaluation Multi-Dimensionnelle de l'Illusion de Contrôle dans les jeux de hasard et d'argent (EEMDIC)**

### Introduction

L'illusion de contrôle fait consensus, en tant que facteur clé, dans le renouvellement des conduites de jeux de hasard et d'argent. Concept polysémique, sa définition théorique demeure cependant discutable et la multitude de mesures employées pour en rendre compte rend difficile la comparaison des résultats des recherches s'y intéressant.

### Objectif

La présente étude vise à clarifier ce qu'est l'illusion de contrôle et à en fournir une mesure qui capture bien ce qu'elle recouvre.

### Méthode

En considérant les deux valences, positive (cadrage sur les gains) et négative (cadrage sur les pertes), relatives aux cognitions sur le jeu, deux sous-échelles ont ainsi été soumises à des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires sur l'ensemble des données recueillies auprès de 482 participants (82,78 % de femmes,  $M_{age}=36,5$ ,  $ET_{age}=12,31$ ).

### Résultats

Les résultats révèlent qu'une solution à 4 facteurs (Chance absolue/Loi des séries ; Compétences, connaissances et stratégies ; Rituels et comportements superstitieux ; Chance personnelle/Malchance) permet de décrire les données de l'échantillon pour chacune des deux sous-échelles. Les régressions polynomiales avec analyses de surface de réponse justifient le bien-fondé d'une présentation simultanée des deux sous-échelles (format matriciel). Ces analyses révèlent par ailleurs que l'illusion de contrôle est liée aux habitudes de jeu par l'interaction des valences positive et négative. Notamment, les individus jouent plus fréquemment dès lors que, simultanément, ils attribuent à la chance plutôt leurs gains et moins leurs pertes.

### Conclusions

L'utilité de ce nouvel outil, abordant l'illusion de contrôle par une mesure directe de ses dimensions et une mesure indirecte de sa structure affective, est discutée tant en termes de recherche que de pratique, puisqu'il permettrait d'orienter les prises en charge.

Mots clés : illusion de contrôle, validation d'une nouvelle échelle de mesure, jeux de hasard et d'argent

## **Validation of a Multi-Dimensional Rating Scale for Illusion of Control in Gambling (EEMDIC)**

### Introduction

The illusion of control is widely accepted as a key factor in the gambling behaviors. A polysemic concept, its theoretical definition remains debatable, however, and the multitude of measures used to account for it makes it difficult to compare the results of research on it.

### Objective

The purpose of this study is to clarify what the illusion of control is and to provide a measure that captures what it is.

### Method

By considering the two valences, positive (focusing on gains) and negative (focusing on losses), relating to gambling cognitions, two subscales were thus subjected to exploratory and confirmatory factor analyses on the data collected from 482 participants (82.78% of women,  $M_{age}=36.5$ ,  $SD_{age}=12.31$ ).

### Results

The results reveal that a 4-factor solution (Absolute Luck/Series Law; Skills, Knowledge and Strategies; Superstitious Rituals and Behaviours; Personal Luck/Misfortune) allows us to describe the sample data for each of the two subscales. Polynomial regressions with response surface analyses make the case for presenting the two subscales simultaneously (matrix format). These analyses also show that the illusion of control is linked to gambling habits through the interaction of positive and negative valences. In particular, individuals gamble more frequently when they simultaneously attribute more their winnings and less their losses to luck.

### Conclusions

The usefulness of this new tool, which addresses the illusion of control by a direct measurement of its dimensions and an indirect measurement of its affective structure, is discussed both in terms of research and practice, since it would make it possible to orient care.

**Keywords :** illusion of control, validation of a new measurement scale, gambling

## Introduction

Activité de loisir répandue mondialement, les jeux de hasard et d'argent (JHA) font partie de la vie quotidienne des populations et y tiennent une place grandissante. En France, selon l'Observatoire Du Jeu (ODJ, 2016), alors que le budget alloué aux loisirs a diminué de 1,3 % entre 2000 et 2015 (respectivement 9,6 % et 8,3 %), la part consacrée aux JHA a augmenté de 1,7 % sur la même période (8,3 % en 2000 contre 10 % en 2015). Comme en témoignent ces statistiques, s'ils consacrent moins d'argent à leurs loisirs en général, les ménages français en dépensent plus dans les JHA, soit 9 713 millions d'euros pour l'ensemble de la population en 2015. On notera, par ailleurs, que ce sont la loterie et les jeux de grattage qui concentrent l'essentiel des dépenses en matière de JHA, soit 41,6 % des dépenses totales en 2016 (Costes & Eroukmanoff, 2017). Sachant que les JHA reposent sur le hasard et ont une valeur attendue<sup>1</sup> inférieure à la mise, la seule décision rationnelle serait de ne pas jouer. Alors comment expliquer une telle activité ? Les croyances erronées et notamment l'illusion de contrôle envers le hasard sont des éléments cruciaux dans le renouvellement des conduites de jeu, qu'elles soient récréatives, excessives voire pathologiques (Barrault & Varescon, 2012 ; Blaszczynski & Nower, 2002 ; Keren & Wagenaar, 1985).

Régulièrement mobilisée comme facteur explicatif, l'illusion de contrôle renvoie à l'idée selon laquelle le joueur pense posséder du contrôle sur le jeu et donc, pourrait maîtriser et prédire ses gains. Dans le cadre du jeu d'argent pathologique par exemple, plus le degré d'illusion de contrôle est élevé, plus il favorise le développement d'habitudes de jeu fréquentes et de prise de risque financière importante (Delfabbro & Winefield, 2000 ; Ladouceur, Gaboury, Dumont, & Rochette, 1987). Cependant, malgré la reconnaissance de la

---

<sup>1</sup> Cette valeur attendue se calcule en multipliant la probabilité d'occurrence de chaque alternative (issue du jeu) par la valeur à gagner. Le produit de cette multiplication correspond en fait à l'espérance mathématique de gain, c'est-à-dire la moyenne des gains et des pertes d'un joueur qui miserait un très grand nombre de fois.

prépondérance de l'illusion de contrôle dans les différentes pratiques de jeu et son utilisation dans de nombreuses études en psychopathologie, on observe un manque d'homogénéité dans la littérature. En effet, cette illusion de contrôle renvoie à des concepts différents selon les auteurs et consécutivement à des opérationnalisations différentes. L'enjeu principal est ici de proposer une mesure commune plus adéquate, en compilant les mesures existantes d'une part et en considérant l'illusion de contrôle de manière plus exhaustive, d'autre part.

Comme l'ont souligné Goodie, Fortune et Shotwell en 2019, il existe effectivement un sérieux problème de définition de l'illusion de contrôle (« there is widespread inconsistency within the literature on its exact definition », Goodie et al., 2019, p.50). Pour la première fois conceptualisée par Langer (1975, p.313), elle est décrite comme « an expectancy of a personal success probability inappropriately higher than the objective probability would warrant », soit l'attente par un individu d'une probabilité de succès très supérieure à la probabilité objective qu'offre le jeu [Traduction française]. Selon cette définition, elle correspondrait à la tendance des individus à surestimer le poids de leurs actions dans des situations déterminées, en réalité, par le hasard, facteur hors de leur contrôle. L'illusion de contrôle renvoie, cependant, à différentes notions (Goodie et al., 2019). Elle peut faire référence à des croyances sur les compétences et les stratégies utilisées pour contrôler les résultats du jeu (Joukhador et al., 2003; Wood & Clapham, 2005), ou bien aux connaissances et habiletés liées au jeu lui-même (Steenbergh et al., 2002), ou encore à des rituels et comportements superstitieux mis en œuvre pour augmenter les chances de gain (Raylu & Oei, 2004), ou enfin à une construction bidimensionnelle comportant des distorsions liées au contrôle primaire (stratégies visant à modifier physiquement l'environnement) et au contrôle secondaire (tentatives de mise en harmonie avec une puissance supérieure) telle qu'investiguée par Ejova, Delfabbro et Navarro (2015). Dans cette même veine et en accord avec Ejova (2013), l'illusion de contrôle primaire pourrait s'exprimer à travers l'erreur du

joueur (i.e. l'oubli des principes de probabilité liés à l'indépendance des tours, par exemple s'attendre à autant de piles que de faces sur des lancers multiples de pièces de monnaie) et l'illusion de contrôle secondaire s'exprimerait à travers la croyance en la chance (se croire chanceux ou croire en des forces surnaturelles). L'illusion de contrôle est par ailleurs influencée par différents facteurs, tels que le choix (de son ticket de loterie), l'engagement actif – versus passif – dans la tâche (manipuler soi-même les éléments du jeu), la séquence de résultats (ascendante, d'abord des pertes puis des gains, ou descendante, d'abord des gains puis des pertes), associés à la contrôlabilité (Presson & Benassi, 1996). La taille de l'effet pondéré moyen (D) de ces différents facteurs sur l'illusion de contrôle est de .62 (Stefan & David, 2013, pour revue), indiquant un effet moyen et toujours effectif, quelle que soit la conceptualisation de l'illusion de contrôle.

Ces différentes conceptualisations entraînent subséquemment des mesures variées pour en rendre compte. D'une part, dans certaines études, l'illusion de contrôle est inférée à partir du montant moyen des paris ou du temps mis pour parier (Burger & Schnerring, 1982 ; Gilovich & Douglas, 1986 ; Martinez et al., 2011), ou encore à partir de l'estimation que font les individus de leurs chances de gains (Budescu & Bruderman, 1995 ; Langer, 1975). D'autre part, il s'agit souvent d'une mesure auto-rapportée sur une échelle portant sur une seule des six dimensions de l'illusion de contrôle : (1) la croyance en une part d'adresse (compétences et stratégies permettant d'influencer les résultats du jeu, contrôle primaire), (2) le contrôle du jeu lui-même (connaissances et habiletés, contrôle primaire), (3) le pouvoir de prédiction (estimations des chances de gain et confiance), (4) la négation du hasard (par exemple , indépendance des tours), (5) les rituels et comportements superstitieux (porte-bonheur), (6) la chance (contrôle secondaire). Si aucune des onze échelles existantes

recensées<sup>2</sup> ne mesure l'ensemble de ces dimensions, l'illusion de contrôle n'est par ailleurs souvent évaluée que par une partie des items, en tant que sous-dimension des cognitions erronées (voir Tableau 1 pour une recension des principales échelles de mesure des cognitions erronées incluant l'illusion de contrôle).

---

Insérer ici Tableau 1

---

En accord avec Goodie et al. (2019), ne pas inclure toutes les dimensions de l'illusion de contrôle risque de diminuer la validité de contenu et empêcher l'identification de celles ayant le plus d'impact sur les conduites problématiques de jeu. Il est ainsi nécessaire de concevoir un outil incluant toutes les dimensions. Finalement, comparer les résultats de la littérature en l'état actuel est difficile. Ils sont d'ailleurs, pour certains, contradictoires selon les études, avec notamment une illusion de contrôle plus forte tantôt en séquence ascendante (pertes puis gains, Ejoval et al., 2013), tantôt en séquence descendante (gains puis pertes, Langer & Roth, 1975). Si Langer (1975) soulevait déjà ce problème de mesure, Walker (1992) souligne que confiance (estimation des chances de gain relevant de la dimension « pouvoir de prédiction ») et contrôle ne reflètent pas les mêmes construits. Enfin, les questionnaires employés jusqu'à présent utilisent les notions de gains et de pertes de manière très inégale, focalisant bien souvent sur les gains.

Pourtant, une induction émotionnelle négative (par exemple, par le rappel des pertes) entraîne une certaine passivité et une induction émotionnelle positive (par exemple, par le

---

<sup>2</sup> Gambling Beliefs and Attitudes Survey (GABS, Breen & Zuckerman, 1999), Beliefs About Control Scale (BAC, Moore & Ohtsuka, 1999), Gambler's Beliefs Questionnaire (GBQ-1, Steenbergh, Meyers, May, & Whelan, 2002), Gambler's Beliefs Questionnaire (GBQ-2, Joukhador et al., 2003), The Information Biases Scale (IBS, Jefferson & Nicki, 2003), The Gambling Related Cognitions Scale (GRCS, Raylu & Oei, 2004), The Drake Beliefs About Chance Inventory (DBC, Wood & Clapham, 2005), Gambling-Related Cognitive Distortion (GRCD, Xian et al., 2008), Personal Luck Usage Scale (PLUS, Wohl et al., 2011), Gambling Cognitions Inventory (GCI, McInnes et al., 2014), Beliefs Around Luck Scale (BALS, Maltby et al., 2008).



rappel des gains) entraîne la proactivité (Ochsner, 2005). L'être humain attribuant, de façon consciente ou automatique, une valeur positive ou négative aux stimuli (Elliot & Niesta, 2008), inclure une évaluation de la valence affective (i.e. le ressenti émotionnel) dans la mesure de l'illusion de contrôle nous paraît essentiel. D'ailleurs, les joueurs pathologiques perçoivent le risque de manière plus optimiste et ont davantage d'attentes (tant positives que négatives) quant aux résultats, que des joueurs non problématiques (Spurrier & Blaszczynski, 2014). Les joueurs pathologiques auraient peur de perdre le jeu alors que les joueurs non problématiques auraient peur de perdre de l'argent (Lemoine et al., 2017).

En accord avec Goodie et al. (2019), étant donné les nombreuses acceptions et mesures de l'illusion de contrôle, il semble probable qu'elle soit de nature multidimensionnelle et qu'un examen de sa structure soit nécessaire pour la clarifier. L'illusion de contrôle est donc un concept qui reste, à ce jour, un objet de débat scientifique (Masuda et al., 2002). Un travail de définition et d'opérationnalisation est ainsi indispensable pour à la fois savoir ce qu'on mesure et en tirer des conclusions utiles en termes de prévention. Puisque vouloir créer une échelle de mesure unifactorielle de l'illusion de contrôle ne rendrait pas fidèlement compte du concept, nous proposons de concevoir un nouvel outil d'évaluation de ce phénomène dont le caractère innovant est qu'il repose sur un format matriciel (Bonnell, 2016 ; Bonnell & Py, 2014). En comparaison des outils actuels, ce format de réponse offre deux entrées au questionnaire : l'une référant au gain et l'autre référant à la perte. Un tel questionnaire qui cadre sur les gains et sur les pertes permet, pour la première fois, de capturer simultanément le ressenti émotionnel du joueur sur le jeu et d'en saisir l'écart, et ce pour chaque dimension de l'illusion de contrôle. Il s'agit donc, sur la base d'une définition plus exhaustive de l'illusion de contrôle, structurée autour des émotions, de proposer, aux chercheurs comme aux praticiens, un outil de mesure plus fine et utile pour cibler les actions à mettre en œuvre en termes de prévention secondaire comme tertiaire. La

prévention secondaire consistant à agir à un stade précoce de l'évolution d'une pathologie, le développement de l'outil permettra un dépistage précoce des profils à risque. Les connaissances actuelles sur les distorsions cognitives, telles que l'illusion de contrôle, permettent de mieux comprendre, mais aussi d'accompagner les joueurs pathologiques (Barrault & Varescon, 2012; Grall-Bronnec, Luquiens, Venisse, 2016; Smith & Giroux, 2019). Les résultats que nous attendons des futures recherches utilisant l'Echelle d'Evaluation Multi-Dimensionnelle de l'Illusion de Contrôle (EEMDIC) s'inscrivent ainsi dans une démarche préventive tertiaire, destinée à réduire les complications et risques de récurrences via une prise en charge adaptée aux différents profils de joueurs et des propositions thérapeutiques innovantes, reposant sur la redéfinition de l'illusion de contrôle et l'outil développé dans cette étude.

## **Méthode**

### **Participants**

L'échantillon se compose de 482 participants principalement de langue maternelle française ( $n = 461$ , 95,64 % de l'échantillon) ayant le niveau Baccalauréat ou plus ( $n = 396$ , 82,16 %). Les participants étaient âgés de 18 à 76 ans ( $M = 36,5$ ,  $ET = 12.31$ ) avec plus de femmes ( $n = 399$ ) que d'hommes ( $n = 83$ ), comme souvent dans les études en psychologie. Une grande majorité avait joué au moins une fois à un jeu de hasard et d'argent au cours des douze derniers mois ( $n = 337$ , 69,92 %). Les types de jeux les plus fréquemment joués étaient les jeux de grattage ( $n = 247$ ) et le loto ( $n = 196$ ).

### **Matériel**

L'échelle a été développée à partir des résultats de deux études préalables (non publiées) investiguant la représentation du contrôle chez les individus. La première étude, réalisée sur la base d'entretiens exploratoires, auprès d'un panel de 28 individus âgés de 18 à 89 ans,

avait pour objectif de discerner les éléments de représentation du contrôle, d'une part en général et d'autre part dans les jeux. L'analyse du corpus a permis de révéler que (1) de manière générale, le contrôle est fortement associé aux émotions, il serait une réflexion, un état de conscience, dépendants du contexte, plus que de la contingence entre une action et un résultat, (2) dans le contexte spécifique du jeu, la chance est un thème à part entière, tandis que le contrôle porterait sur le comportement de jeu et les stratégies de mises, de durée et de fréquence de jeu. Les résultats de la seconde étude, portant sur les réponses de 262 individus, âgés de 17 à 85 ans, à un questionnaire issu de la première étude, ont révélé que la notion de contrôle est essentiellement associée à la notion de maîtrise, terme qui est donc utilisé dans un item de l'échelle de mesure de l'illusion de contrôle au niveau primaire. Les actes et les comportements apparaissent dans la nature et la définition du contrôle mais également en tant qu'objets de contrôle. Une attention toute particulière doit donc être portée pour la création d'items spécifiques à l'illusion de contrôle secondaire, le contrôle secondaire n'apparaissant pas clairement dans la représentation que les individus se font du contrôle. La source du contrôle est quant à elle identifiée au niveau interne plutôt qu'externe. Les émotions sont à la fois objet et condition d'exercice du contrôle. La valence affective positive ou négative est dès lors à considérer. Les items de l'échelle ont ainsi été construits au regard à la fois des résultats de ces deux études préliminaires, des six dimensions identifiées dans la littérature (voir p.5) et adaptés des différentes échelles existantes pour mesurer les distorsions cognitives (voir Tableau 1 pour les correspondances des items 1 à 12, 16 à 20, 23 et 24 de l'EEMDIC), répertoriées par Goodie et al. (2019). Les items 14, 15 et 22 ont été inspirés d'un questionnaire sur les connaissances et idées fausses relatives aux JHA utilisé par Ferland et al. (2002). L'item 13 a, quant à lui, été créé.

En plus de la présence d'items dédiés à chacune des dimensions de l'illusion de contrôle identifiées, un format matriciel de l'échelle de mesure semblait pertinent pour mettre

en exerger les valences positives et négatives relatives aux cognitions sur le jeu (Bonnell, 2016 ; Bonnell & Py, 2014). Ce format de questionnaire présente deux entrées, permettant d'évaluer simultanément deux niveaux de chaque dimension de l'illusion de contrôle et d'en saisir l'écart. Le pendant positif ou négatif de chaque item inspiré des échelles existantes a donc été construit pour obtenir l'échelle matricielle. Une illustration de l'échelle, qui correspond à l'exemple donné en consigne en amont du questionnaire, est disponible en Figure 1.

---

Insérer ici Figure 1

---

Les participants ont répondu à 24 double-items (voir Tableau 2).

---

Insérer ici Tableau 2

---

### **Procédure**

Les participants ont été recrutés sur les réseaux sociaux entre août et novembre 2019. Après le recueil de leur consentement éclairé, ils étaient invités à compléter l'échelle matricielle, en ligne. Pour chaque double-item, ils devaient cocher une cellule dans la matrice afin d'indiquer simultanément sur deux échelles de Likert (en 6 points : absolument pas d'accord, pas d'accord, plutôt pas d'accord, plutôt d'accord, d'accord, tout à fait d'accord) croisées, à quel point ils étaient d'accord avec chacune des deux propositions. Ces propositions correspondent respectivement à deux niveaux de représentation (les pertes à valence supposée négative et les gains à valence supposée positive). L'ordre de présentation des double-items était aléatoire afin de contrôler un potentiel effet d'ordre. Quelques questions sociodémographiques (âge, genre, niveau d'étude, activité professionnelle) et sur les

habitudes de jeu clôturaient la passation. Six questions ont été posées aux non joueurs et jusqu'à 29 questions aux participants ayant joué au moins une fois dans les 12 mois précédents car ils étaient invités à indiquer les types de jeu joués et pour chaque type de jeu (poker, grattage, paris, paris hippiques, loto, machines à sous, loto de village, roulette, autres), la fréquence et la mise monétaire moyenne.

### **Analyses statistiques**

Toutes les analyses ont été effectuées avec R (R Core Team, 2019) et différents progiciels de R : dplyr (Wickham et al., 2019), psych (Revelle, 2019), RColorBrewer (Neuwirth, 2014), corrplot (Wei & Simko, 2017), lavaan (Rosseel, 2012), lavaanPlot (Lishinski, 2018), semPlot (Epskamp, 2019) et robustHD (Alfons, 2019).

L'analyse des résultats s'articule en trois parties. Dans une première partie, les analyses factorielles exploratoire et confirmatoire de l'échelle à valence positive ainsi que le calcul de l'alpha de Cronbach ont permis d'évaluer la validité et la consistance interne de l'échelle. L'*analyse factorielle exploratoire* a mis en évidence la structure latente (non observable directement) des données, c'est-à-dire de vérifier que les items mesurent bien un construit hypothétique commun (ici, l'illusion de contrôle) comprenant les six différentes sous-dimensions identifiées : la croyance en une part d'adresse, le contrôle du jeu lui-même, le pouvoir de prédiction, la négation du hasard, les rituels et comportements superstitieux, la chance. L'*analyse factorielle confirmatoire* a permis de confirmer cette structure latente et ainsi d'attester de la validité de l'outil de mesure. L'analyse factorielle confirmatoire a été réalisée avec l'estimateur Maximum Likelihood robuste (MLR) à la non-normalité des données obtenues à partir d'échelles de Likert comportant au moins cinq points (Raymackers, 2012). Pour rappel, le chi carré doit être non-significatif mais cet indice est peu fiable quand les données ne sont pas normalement distribuées (Broc et al., 2016). Le chi carré

est rapporté dans les résultats mais ne sera donc pas pris en compte pour évaluer l'adéquation des modèles. Le Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) doit être inférieur à .06. Le Standardised Root Mean Residual (SRMR) doit être inférieur à .08. Enfin, le Comparative Fit Index (CFI) et le Tucker-Lewis Index (TLI) doivent être supérieurs à .90 (Hooper et al., 2008 ; Hu & Bentler, 1999 ; Steiger, 2007). Des analyses d'invariance ont été réalisées en fonction du sexe et des habitudes de jeu afin d'asseoir les qualités métriques de l'outil et s'assurer qu'il puisse être utilisé pour comparer ces différents groupes. Pour ce faire, trois modèles d'analyse factorielle confirmatoire multi-groupes ont été comparés de manière hiérarchique emboîtée : le premier (invariance configurationnelle) estime les mêmes paramètres pour les deux groupes, le second contraint les saturations à l'égalité (invariance métrique), le troisième contraint les seuils à l'égalité (invariance scalaire). Une différence de  $\chi^2$  (notée  $\Delta\chi^2$ ) non significative d'un modèle à l'autre, une différence de CFI (notée  $\Delta CFI$ ) inférieure à 0.01 et une différence de RMSEA (notée  $\Delta RMSEA$ ) inférieure à 0.02 ont été retenus comme critères d'acceptabilité des différents niveaux d'invariance selon les recommandations de Cheung et Lau (2012) et Cheung et Rensvold (2002). Les items couramment utilisés dans la littérature sont des items positifs, les items négatifs sont ceux que nous avons construits pour prendre en compte la valence affective de l'illusion de contrôle. Les analyses factorielles, de consistance interne et d'invariance ont donc d'abord été réalisées sur l'échelle à valence positive, contenant des items inspirés de ce qui existe. Dans une seconde partie, les analyses factorielles exploratoire et confirmatoire de l'échelle à valence négative ainsi que les analyses de consistance interne et d'invariance ont été réalisées sur l'échelle à valence négative. Dans une troisième partie, les *régressions polynomiales avec analyse de surface de réponse* ont permis d'évaluer la pertinence de l'utilisation future d'un format matriciel de l'échelle de mesure de l'illusion de contrôle.

Conformément aux pratiques recensées en matière d'analyses factorielles (par exemple , Anderson & Gerbing, 1988 ; Corrigan et al., 2004 ; Osborne & Fitzpatrick, 2012 ; Worthington & Whittaker, 2006), l'échantillon a été aléatoirement réparti en deux sous-échantillons de tailles égales ( $n = 241$ ) afin de procéder, pour l'un, aux analyses factorielles exploratoires (AFE) et pour l'autre aux analyses factorielles confirmatoires (AFC). L'échelle matricielle finale comprenant des double-items présentés simultanément pour évaluer chaque dimension de l'illusion de contrôle à deux niveaux (valences positive et négative), deux échelles distinctes ont été considérées pour les analyses de validation (AFE et AFC). Le troisième temps d'analyse porte sur l'échelle totale afin d'évaluer le bien-fondé de l'utilisation d'un format matriciel. La méthode de régression polynomiale avec analyse de surface de réponse ainsi que des clés de lecture des résultats de ce troisième temps d'analyse sont présentés ci-après.

### **Régressions polynomiales avec analyse de surface de réponse de l'échelle matricielle**

L'évaluation de la pertinence d'un format matriciel de l'échelle s'est appuyée sur la technique de régression polynomiale avec analyse de surface de réponse utilisée par Bonnel (2016). Cette approche permet d'examiner en quoi des combinaisons de deux variables prédictives (ici, l'illusion de contrôle à valence positive et à valence négative) se rapportent à une variable de résultat (ici, les habitudes de jeu) en faisant particulièrement ressortir la différence, accord ou désaccord, entre les deux variables prédictives. Utiliser l'analyse de surface de réponse permet de fournir une analyse nuancée et graphique en 3 dimensions des relations entre variables (Edwards & Parry, 1993). Dans ce travail de validation, nous avons choisi pour variable résultat les habitudes de jeu en termes de fréquence de jeu (1 = jamais, 2 = moins d'une fois par mois, 3 = une à plusieurs fois par mois, 4 = une à plusieurs fois par semaine, 5 = tous les jours). En effet, cette variable s'avère incontournable s'agissant des

phénomènes de renouvellement des conduites des joueurs (Bouju et al., 2011). L'interaction des échelles est traduite par deux axes. Un axe représente l'accord entre les échelles à valences positive et négative et l'effet du niveau d'illusion de contrôle sur les habitudes de jeu. Un second axe représente la force du désaccord entre les échelles à valences positive et négative et l'effet du niveau d'illusion de contrôle sur les habitudes de jeu. Cette méthode requiert que les deux variables prédictives soient issues d'un même domaine conceptuel (ici, l'illusion de contrôle) afin que les situations d'accord ou de désaccord entre ces deux construits soient interprétables. Il est également nécessaire de mesurer les variables prédictives sur la même échelle numérique, de sorte que leur degré de correspondance soit déterminable (Edwards, 2002). Ces deux prérequis sont remplis.

#### *Plan de présentation des résultats du troisième temps d'analyse*

Il y a trois éléments à interpréter dans les graphiques et les valeurs de surface calculées pour chacun des quatre facteurs : premièrement, comment l'accord entre le facteur de l'échelle positive et le facteur de l'échelle négative est lié aux habitudes de jeu. Il s'agit d'évaluer la ligne d'accord parfait ( $X = Y$ ). Deuxièmement, comment le degré de divergence entre le facteur de l'échelle positive et le facteur de l'échelle négative est lié aux habitudes de jeu. Il s'agit d'évaluer la courbure le long de la ligne de divergence ( $X = -Y$ ). Troisièmement, comment la direction de l'écart entre le facteur de l'échelle positive et le facteur de l'échelle négative est liée aux habitudes de jeu.

Pour chacun des quatre facteurs, la présentation des résultats comprend quatre sections afin d'en faciliter la lecture : (1) Analyse de l'accord entre les échelles à valence positive et négative, (2) Analyse du degré de divergence entre les échelles à valence positive et négative, (3) Analyse de la direction de l'écart entre les échelles à valence positive et négative, (4) En résumé.



## Résultats

### Analyse factorielle exploratoire de l'échelle à valence positive

La matrice des corrélations des 24 items, réalisée avec la méthode Spearman pour des données ne suivant pas une loi normale, a été soumise à l'analyse factorielle. Deux indices, le Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) et le test de Bartlett, indiquent si la matrice contient suffisamment de corrélations pour réaliser une analyse factorielle exploratoire (AFE). En accord avec Broc et al. (2016), les résultats obtenus (KMO = 0,92 et le test de Bartlett était 2282,18,  $p < .001$ ) indiquent que les corrélations sont adaptées à l'AFE.

Les facteurs ont été extraits avec la méthode de factorisation en axes principaux, palliant la non-normalité des données. L'analyse parallèle (Horn, 1965) suggérait de retenir six facteurs (Figure 2) dont les valeurs propres de l'échantillon étaient plus importantes que celles produites par des données simulées (Lautenschlager, 1989).

---

Insérer ici Figure 2

---

Cette première AFE à six facteurs a révélé que les items 2, 4, 13, 17 et 22 présentaient des variances propres (c'est-à-dire non-partagées avec les autres items) supérieures à .60. La variance propre doit être faible, ou au moins inférieur à .60 pour que l'item soit pertinent dans l'échelle totale. Ces cinq items ont donc été exclus et l'analyse reprise depuis le départ comme préconisé par Broc et al. (2016).

La matrice des corrélations des 19 items, réalisée avec la méthode Spearman et dont les indices étaient satisfaisants (KMO = 0,92 et le test de Bartlett était 1930,86,  $p < .001$ ) a été soumise à l'analyse factorielle. L'analyse parallèle (Horn, 1965) suggérait de retenir quatre

facteurs (Figure 3) dont les valeurs propres de l'échantillon étaient plus importantes que celles produites par des données simulées (Lautenschlager, 1989).

---

Insérer ici Figure 3

---

Quatre facteurs ont donc été extraits et examinés via les méthodes de factorisation en axes principaux et de rotation oblique (procédure promax), les facteurs étant supposés corrélés entre eux. Le Tableau 3 présente les résultats de l'AFE incluant les saturations factorielles des items, la variance expliquée et les corrélations entre les facteurs.

---

Insérer ici Tableau 3

---

Chaque item présente une saturation factorielle supérieure à 0,30 et le pourcentage de variance totale expliquée (50 %) permet de s'assurer que les items sont bien représentés dans la solution factorielle. Cette solution en quatre facteurs (*Chance en général/Loi des séries, Compétences, connaissances, stratégie, Rituels et comportements superstitieux, Chance personnelle*) est donc satisfaisante (Corbière & Larivière, 2014).

### **Consistance interne de l'échelle à valence positive**

L'alpha de Cronbach a été utilisé pour analyser la consistance interne de chacun de ces quatre facteurs. Les cohérences internes des facteurs *Chance en général/Loi des séries* ( $\alpha = .81$ ), *Compétences, connaissances, stratégies* ( $\alpha = .85$ ) et *Rituels et comportements superstitieux* ( $\alpha = .75$ ) sont très satisfaisantes, la cohérence interne du facteur *Chance personnelle* ( $\alpha = .59$ ) est à la limite haute de l'insuffisance. Les résultats étant toutefois globalement très

satisfaisants, l'analyse factorielle confirmatoire a été réalisée sur la base de ce modèle à 19 items en 4 facteurs.

### **Analyse factorielle confirmatoire de l'échelle à valence positive**

Les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire ( $\chi^2(146, N = 241) = 275,99, p < .001$  ; RMSEA = .061 (90 % CI = .050-.072) ; SRMR = .056 ; CFI = .908 et TLI = .900) révèlent que le modèle à quatre facteurs (voir Figure 4) fournit une représentation acceptable des données issues de la deuxième moitié de l'échantillon initial. Quatre des cinq indices d'adéquation (Hooper et al., 2008 ; Hu & Bentler, 1999 ; Steiger, 2007) sont en effet satisfaisants. Les items saturant tous correctement ( $>.30$ ) et significativement sur les facteurs et les quatre indices principaux étant satisfaisants, nous pouvons raisonnablement conclure à l'adéquation du modèle avec les données.

---

Insérer ici Figure 4

---

### **Analyses d'invariance de l'échelle à valence positive**

Le tableau 4 résume les tests d'invariance des mesures selon le sexe et les habitudes de jeu pour le modèle à quatre facteurs issu de l'AFC. Les indices d'adéquations des modèles configurationnel, métrique et scalaire y figurent, ainsi que les valeurs des critères d'acceptabilité de l'invariance. L'ajustement adéquat des modèles, avec des différences non significatives de chi carré, de CFI ou de RMSEA entre les modèles permettent d'assumer l'invariance des mesures, en termes de structure factorielle comme de fonctionnement des items, tant pour le sexe que pour les habitudes de jeu.

---

Insérer ici Tableau 4

---

### **Analyse factorielle exploratoire de l'échelle à valence négative**

Pour garder la cohérence de notre échelle matricielle finale, présentant les items des sous-échelles deux à deux, les cinq items correspondant à ceux exclus de l'échelle à valence positive (pour rappel, les items 2, 4, 13, 17 et 22) ont d'office été exclus de l'échelle à valence négative. La matrice des corrélations des 19 items, réalisée avec la méthode Spearman et dont les indices étaient satisfaisants ( $KMO = 0.9$  et le test de Bartlett était  $1680,70, p < .001$ ) a été soumise à l'analyse factorielle. L'analyse parallèle (Horn, 1965) suggérait de retenir quatre facteurs (Figure 5), comme pour l'échelle à valence positive.

---

Insérer ici Figure 5

---

Quatre facteurs ont donc été extraits et examinés via les méthodes de factorisation en axes principaux et de rotation oblique (procédure promax), les facteurs étant supposés corrélés entre eux. Le Tableau 5 présente les résultats de l'AFE incluant les saturations factorielles des items, la variance expliquée et les corrélations entre les facteurs. Chaque item présente une saturation factorielle supérieure à 0,30 et le pourcentage de variance totale expliquée (46 %) par la solution en quatre facteurs (*Malchance, Compétences, connaissances, stratégies, Loi des séries et Rituels et comportements superstitieux*) est acceptable.

---

Insérer ici Tableau 5

---

### **Consistance interne de l'échelle à valence négative**

L'alpha de Cronbach a été utilisé pour analyser la consistance interne de chacun de ces quatre facteurs. Les cohérences internes des facteurs *Malchance* ( $\alpha = .79$ ) et *Compétences, connaissances, stratégies* ( $\alpha = .81$ ) sont très satisfaisantes, les cohérences internes des facteurs *Loi des séries* ( $\alpha = .66$ ) et *Rituels et comportements superstitieux* ( $\alpha = .70$ ) sont satisfaisantes. L'analyse factorielle confirmatoire de l'échelle à valence négative a ainsi été réalisée sur la base de ce modèle à 19 items en 4 facteurs.

### **Analyse factorielle confirmatoire de l'échelle à valence négative**

Les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire révèlent que le modèle à 4 facteurs (voir Figure 6) fournit une représentation acceptable des données issues de la deuxième moitié de l'échantillon initial. Les indices d'adéquation ( $\chi^2(146, N = 241) = 271,23, p < .001$  ; RMSEA = .060 (90 % CI = .049-.071) ; SRMR = .054 ; CFI = .915 et TLI = .898) permettent de conclure à l'adéquation du modèle avec les données.

---

Insérer ici Figure 6

---

### **Analyses d'invariance de l'échelle à valence négative**

Le tableau 6 résume les tests d'invariance des mesures selon le sexe et les habitudes de jeu pour le modèle à quatre facteurs issu de l'AFC. L'ajustement adéquat des modèles configurationnel, métrique et scalaire, avec des différences non significatives de chi carré, de CFI ou de RMSEA entre les modèles permettent d'assumer l'invariance des mesures pour le sexe. Concernant les habitudes de jeu, trois des quatre indices d'ajustement des modèles sont à la limite haute de l'insuffisance, bien que les critères d'acceptabilité de l'invariance soient satisfaisants.

---

Insérer ici Tableau 6

---

### **Échelle matricielle**

La figure 7 présente les correspondances entre les items des deux échelles (dont les énoncés figurent dans le tableau 2) et leurs saturations sur les quatre facteurs identifiés pour permettre un aperçu général de l'outil matriciel.

---

Insérer ici Figure 7

---

Les items du facteur IV correspondent exactement à ceux du facteur II de l'échelle à valence positive, il s'agit de la dimension compétence, connaissance et stratégies de l'illusion de contrôle. Les items du facteur II correspondent à ceux du facteur IV (chance personnelle) ainsi qu'à une partie de ceux du facteur I (chance en général/loi des séries) de l'échelle à valence positive, il s'agit ici de la malchance. Les items du facteur III correspondent à ceux du facteur III de l'échelle à valence positive (à l'exception de l'item Q20), il s'agit des rituels et comportements superstitieux. Les items du facteur I correspondent à une partie des items du facteur I (chance en général/loi des séries) ainsi que l'item 20 du facteur III (rituels et comportements superstitieux) de l'échelle à valence positive, il s'agit ici de la loi des séries. Le fait que les items ne saturent pas exactement sur les mêmes facteurs selon qu'il s'agisse de l'échelle à valence positive ou de l'échelle à valence négative est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle les deux échelles capturent deux niveaux de représentation distincts.

**Régressions polynomiales avec analyse de surface de réponse de l'échelle matricielle**

Avant de conduire l'analyse de régression polynomiale, il est nécessaire d'examiner le nombre de participants présentant des divergences entre les deux variables prédictives afin d'évaluer l'existence même de telles divergences. Pour ce faire, la procédure de Fleenor, McCauley et Brutus (1996, dans Shanock, Baran, Gentry, Pattison, & Heggstad, 2010) a été appliquée. Tout participant dont le score standardisé pour une variable prédictive est supérieur ou inférieur d'un demi-écart type au score standardisé pour l'autre variable prédictive est considéré comme présentant des valeurs divergentes. Les pourcentages de participants « en accord » et les pourcentages de participants « en désaccord » dans l'une ou l'autre direction ont été calculés pour chacun des facteurs : la chance comme concept général et liée à ce qu'on peut qualifier d'une "loi des séries" (Facteur 1), les compétences, connaissances et stratégies (Facteur 2), les rituels et comportements superstitieux (Facteur 3), la chance considérée d'un point de vue personnel/la malchance (Facteur 4). Près de la moitié de l'échantillon (46,89 %) présente des divergences entre l'échelle à valence positive et l'échelle à valence négative du Facteur *Chance absolue/Loi des séries* (voir Tableau 7). Concernant le Facteur *Compétences, connaissances, stratégies* (voir Tableau 8) et le Facteur *Rituels et comportements superstitieux* (voir Tableau 9), les divergences ne sont présentées que par respectivement 15,98 % et 29,25 % de l'échantillon. Elles existent donc même si c'est dans une moindre mesure. Enfin, c'est 56,85 % de l'échantillon qui présente des divergences pour le Facteur *Chance personnelle/Malchance* (voir Tableau 10).

---

Insérer ici Tableaux 7, 8, 9 et 10

---

L'existence de ces divergences autorise à mener les régressions polynomiales avec analyse de surface de réponses, lesquelles permettent d'explorer la façon dont les écarts entre les niveaux d'illusion de contrôle sont liés à une variable résultat.

Suivant la procédure d'Atwater et al. (1998, dans Shanock et al., 2010), les prédicteurs de chaque facteur (FacP pour l'échelle à valence positive et FacN pour l'échelle à valence négative) ont été centrés autour de la médiane (Edwards, 1994). Trois nouvelles variables ont alors été créées pour chacun des quatre facteurs : a) le carré de la variable FacP centrée ; b) le produit croisé des variables FacP et FacN centrées ; et c) le carré de la variable FacN centrée. Des analyses de régressions polynomiales ont été conduites pour chacun des quatre facteurs. La variable de résultat (habitudes de jeu) a été régressée par les termes des variables prédicteurs centrées (FacP et FacN), le produit de FacP et FacN centrées, le carré de FacP centrée et le carré de FacN centrée. En accord avec Shanock et al. (2010), les résultats de la régression polynomiale ont été évalués par rapport à quatre valeurs de test de surface : a1, a2, a3 et a4. La pente de la droite d'accord parfait (FacP = FacN) par rapport aux habitudes de jeu est donnée par  $a1 = (b1 + b2)$ , où b1 est le coefficient bêta non normalisé pour la variable FacP centrée et b2 est le coefficient bêta non normalisé pour la variable FacN centrée. La courbure le long de la ligne d'accord parfait par rapport aux habitudes de jeu est évaluée en calculant  $a2 = (b3 + b4 + b5)$ , où b3 est le coefficient bêta non normalisé pour la variable FacP centrée au carré, b4 est le coefficient bêta non normalisé pour le produit croisé de la variable FacP centrée et de la variable FacN centrée, et b5 est le coefficient bêta pour la variable FacN centrée au carré. La courbure de la ligne de divergence par rapport aux habitudes de jeu, indiquant le degré de divergence entre FacP, FacN et le résultat, est évaluée en calculant  $a4 = (b3 - b4 + b5)$ . La pente de la ligne de divergence par rapport aux habitudes de jeu, indiquant la direction de l'écart (FacP supérieur à FacN ou vice versa), est évaluée en calculant  $a3 = (b1 - b2)$ .

### ***Facteur 1 : Chance absolue, loi des séries***

#### *Analyse de l'accord entre les échelles à valence positive et négative*



Les tests de surface ont donné des valeurs non significatives de  $a_1$  et de  $a_2$  (voir tableau 11). Comme on peut le voir sur la Figure 8, il ne semble donc pas exister de relation linéaire entre la ligne d'accord parfait ( $X = Y$ ) et les habitudes de jeu. En effet, que l'illusion de contrôle soit faible à la fois sur l'échelle à valence positive et l'échelle à valence négative ou qu'elle soit élevée à la fois sur l'échelle à valence positive et l'échelle à valence négative, les habitudes de jeu restent peu fréquentes.

---

Insérer ici Tableau 11

---

---

Insérer ici Figure 8

---

*Analyse du degré de divergence entre les échelles à valence positive et négative*

Le test de surface a renvoyé un  $a_4$  positif significatif, qui indique une surface convexe, c'est-à-dire que les habitudes de jeu augmentent plus fortement à mesure que le degré de divergence augmente. A mesure que l'écart entre l'échelle positive et l'échelle négative augmente, les habitudes de jeu augmentent. La figure 8 illustre les résultats du degré de divergence. Le graphique montre que vers la gauche et la droite du graphique, là où les échelles à valences positive et négative deviennent de plus en plus divergentes, les habitudes de jeu augmentent.

*Analyse de la direction de l'écart entre les échelles à valence positive et négative*

Le test de surface a donné un  $a_3$  positif significatif (voir tableau 11), qui indique que les habitudes de jeu sont plus fréquentes lorsque l'échelle à valence positive est supérieure à l'échelle à valence négative que lorsque l'échelle à valence positive est inférieure à l'échelle

à valence négative. La figure 8 illustre ce résultat en montrant qu'au coin supérieur droit du graphique, où l'illusion de contrôle de l'échelle à valence négative est faible combiné à une illusion de contrôle de l'échelle à valence positive élevée, les habitudes de jeux sont plus élevées qu'au coin gauche supérieur du graphique, où l'illusion de contrôle de l'échelle à valence négative est élevée combiné à une faible illusion de contrôle de l'échelle à valence positive.

### *En résumé*

Les habitudes de jeu sont relativement peu fréquentes lorsque le niveau d'illusion de contrôle du facteur *Chance absolue / Loi des séries* de l'échelle à valence positive et celui de l'échelle négative sont en accord, et deviennent de plus en plus fréquentes à mesure que le degré de divergence entre les échelles positive et négative augmente, d'autant plus lorsque le niveau d'illusion de contrôle de l'échelle à valence positive est supérieure au niveau d'illusion de contrôle de l'échelle à valence négative.

### ***Facteur 2 : Compétences, connaissances, stratégies***

#### *Analyse de l'accord entre les échelles à valence positive et négative*

Les tests de surface ont donné une valeur non significative de  $a_1$  et une valeur négative significative de  $a_2$  (voir tableau 12). Un  $a_2$  significatif indique une pente non linéaire de la ligne d'accord parfait (l'accord entre les deux variables prédictives est lié au résultat de manière non linéaire). Le  $a_2$  significatif négatif suggère que la ligne d'accord parfait, en ce qui concerne les habitudes de jeu, a une surface concave (courbe vers le bas). Il existe donc une relation non linéaire de la ligne d'accord parfait ( $X = Y$ ). La figure 9 montre cette relation curvilinéaire. En effet, les habitudes de jeu sont de plus en plus fréquentes puis de moins en moins fréquentes à mesure que l'illusion de contrôle augmente à la fois sur l'échelle à valence positive et l'échelle à valence négative.

---

Insérer ici Tableau 12

---

---

Insérer ici Figure 9

---

*Analyse du degré de divergence entre les échelles à valence positive et négative*

Le test de surface a renvoyé un  $a_4$  positif significatif, qui indique une surface convexe, c'est-à-dire que les habitudes de jeu augmentent plus fortement à mesure que le degré de divergence augmente. En d'autres termes, à mesure que l'écart entre l'échelle positive et l'échelle négative augmente, les habitudes de jeu s'intensifient. La figure 9 illustre les résultats du degré de divergence. Le graphique montre que vers la gauche et la droite du graphique, là où les échelles à valences positive et négative deviennent de plus en plus divergentes, les habitudes de jeu sont plus fréquentes.

*Analyse de la direction de l'écart entre les échelles à valence positive et négative*

Le test de surface a donné un  $a_3$  non significatif (voir tableau 12), qui indique que la direction de la divergence n'a pas d'importance. Que l'écart soit tel que l'échelle à valence positive est plus élevée que l'échelle à valence négative ou que l'écart soit tel que l'échelle à valence positive est moins élevée que l'échelle à valence négative n'a pas d'impact sur les habitudes de jeu.

*En résumé*

Les habitudes de jeu sont relativement peu fréquentes lorsque le niveau d'illusion de contrôle du facteur *Compétences, connaissances, stratégies* de l'échelle à valence positive et celui de l'échelle négative sont tous deux faibles. A mesure que le niveau d'illusion de contrôle des

deux échelles augmente, la fréquence des habitudes de jeu s'intensifie, pour finalement s'atténuer. Par ailleurs, plus le degré de divergence entre les deux échelles augmente, plus les habitudes de jeu sont fréquentes, sans que la direction de cette divergence n'ait d'importance.

### *Facteur 3 : Rituels et comportements superstitieux*

Bien que la régression polynomiale ne soit que marginalement significative ( $p = .08$ ), les analyses ont été effectuées pour percevoir les tendances des surfaces de réponse de ce facteur.

#### *Analyse de l'accord entre les échelles à valence positive et négative*

Les tests de surface ont donné une valeur positive significative de  $a_1$  et une valeur non significative de  $a_2$  (voir tableau 13). Si  $a_1$  est positif, la variable de résultat augmente à mesure que l'échelle à valence positive et l'échelle à valence négative augmentent.

Autrement dit, le présent résultat indique que lorsque les niveaux d'illusion de contrôle de l'échelle à valence positive et de l'échelle à valence négative sont en accord, les habitudes de jeu deviennent de plus en plus fréquentes à mesure que le niveau d'illusion de contrôle augmente.

---

Insérer ici Tableau 13

---

En effet, dans la figure 10, la fréquence d'habitudes de jeu est plus élevée au coin arrière du graphique, où les niveaux d'illusion de contrôle des échelles à valence positive et négative sont tous deux plus élevés et la fréquence d'habitudes de jeu est moins élevée au coin avant du graphique, où les niveaux d'illusion de contrôle des échelles à valence positive et négative sont tous deux moins élevés.

---

Insérer ici Figure 10

---

*Analyse du degré de divergence entre les échelles à valence positive et négative*

Le test de surface a renvoyé un  $a_4$  non significatif. Le degré de divergence de ce facteur d'illusion de contrôle n'est donc pas lié aux habitudes de jeu.

*Analyse de la direction de l'écart entre les échelles à valence positive et négative*

Le test de surface a donné un  $a_3$  non significatif (voir tableau 13), qui indique que la direction de la divergence n'a pas d'importance, ce qui est cohérent puisque la divergence elle-même n'en a pas.

*En résumé*

Le niveau d'illusion de contrôle du facteur *Rituels et comportements superstitieux* est lié aux habitudes de jeu mais de façon unitaire, aucune distinction entre les deux échelles à valences positive et négative n'apparaissant jouer un rôle significatif, en tout cas par rapport aux habitudes de jeu.

*Facteur 4 : Chance personnelle / malchance*

*Analyse de l'accord entre les échelles à valence positive et négative*

Les tests de surface ont donné une valeur non significative de  $a_1$  et une valeur négative significative de  $a_2$  (voir tableau 14). Un  $a_2$  significatif indique une pente non linéaire de la ligne d'accord parfait (l'accord entre les deux variables prédictives est lié au résultat de manière non linéaire). Le  $a_2$  significatif négatif suggère que la ligne d'accord parfait, en ce qui concerne les habitudes de jeu, a une surface concave (courbe vers le bas). Il existe donc une relation non linéaire de la ligne d'accord parfait ( $X = Y$ ). La figure 11 montre cette relation curvilinéaire. Les habitudes de jeu sont de plus en plus fréquentes puis de moins en moins

fréquentes à mesure que l'illusion de contrôle augmente à la fois sur l'échelle à valence positive et l'échelle à valence négative.

---

Insérer ici Tableau 14

---

---

Insérer ici Figure 11

---

*Analyse du degré de divergence entre les échelles à valence positive et négative*

Le test de surface a renvoyé un  $a_4$  non significatif. Le degré de divergence de ce facteur d'illusion de contrôle n'est donc pas lié aux habitudes de jeu.

*Analyse de la direction de l'écart entre les échelles à valence positive et négative*

Le test de surface a donné un  $a_3$  non significatif (voir tableau 14), qui indique que la direction de la divergence n'a pas d'importance, ce qui est cohérent puisque la divergence elle-même n'en a pas.

*En résumé*

Le niveau d'illusion de contrôle du facteur *Chance personnelle / Malchance* est lié aux habitudes de jeu mais de façon unitaire via une relation non linéaire, aucune distinction entre les deux échelles à valences positive et négative n'apparaissant jouer un rôle significatif, en tout cas par rapport aux habitudes de jeu.

## **Discussion**

L'objectif de la présente étude était de clarifier ce qu'est l'illusion de contrôle et de l'opérationnaliser de façon à obtenir une mesure qui capture bien ce que recouvre cette

illusion. La polysémie du concept même et de son opérationnalisation suggéraient de prendre en compte non seulement toutes les dimensions mais aussi une structure affective à deux niveaux, positif et négatif. Les analyses factorielles exploratoires et confirmatoires des deux sous-échelles positive et négative ont fourni des résultats globalement satisfaisants. L'illusion de contrôle relèverait de quatre sous-dimensions, dont une renvoie à une illusion de contrôle primaire et trois se rapportent à une illusion de contrôle secondaire : (1) *Chance absolue / Loi des séries* (illusion de contrôle secondaire) ; (2) *Compétences, connaissances et stratégies* (illusion de contrôle primaire) ; (3) *Rituels et comportements superstitieux* (illusion de contrôle secondaire); (4) *Chance personnelle / Malchance* (illusion de contrôle secondaire). En complément, les résultats des analyses d'invariance attestent la qualité psychométrique de l'outil. Ils montrent en effet qu'il n'y a pas de différence entre les participants selon leur sexe, que ce soit au niveau de la structure factorielle comme au niveau du fonctionnement des items. L'outil global mesure donc bien le même concept chez des individus différents. Les analyses d'invariance concernant les habitudes de jeu, bien que satisfaisantes concernant l'échelle à valence positive, révèlent une petite faiblesse de l'échelle à valence négative. Cette limite suggère que les joueurs pourraient différer des non-joueurs en termes d'illusion de contrôle lorsqu'on se situe à un niveau affectif négatif. La part de non-joueurs de l'échantillon ( $n = 145$ ) étant bien moins élevée que la part de joueurs ( $n = 337$ ), il serait pertinent de tester à nouveau l'invariance dans un échantillon composé d'autant de joueurs que de non-joueurs ou de comparer des joueurs de fréquences différentes.

Notons que le double-item « J'ai plus de chances de gagner à la loterie ou au jeu de grattage si je choisis moi-même mes numéros ou mon ticket / J'ai plus de chances de perdre à la loterie ou au jeu de grattage si je ne choisis pas moi-même mes numéros ou mon ticket » sature sur le facteur *Rituels et comportements superstitieux* à la fois pour l'échelle à valence positive et pour l'échelle à valence négative. Si Langer (1975) inférait une illusion de

contrôle primaire sur le choix du ticket de loterie, attribuant le refus de ses participants de céder un ticket qu'ils avaient eux-mêmes choisi à une croyance en une certaine part d'adresse dans la réalisation de ce choix, les résultats de la présente étude suggèrent qu'il s'agirait plutôt de superstition que de compétence et donc d'illusion de contrôle secondaire (Ejova, 2013).

Par ailleurs, si le facteur *Compétences, connaissances et stratégies* contient exactement les mêmes items qu'il s'agisse de l'échelle à valence positive ou de l'échelle à valence négative, il est intéressant de noter que pour les autres facteurs, que l'on considère la valence positive ou négative des items des échelles va faire passer certains items d'une sous-dimension à l'autre. Ce changement de dimension en fonction de la valence affective pourrait expliquer la difficulté des mesures existantes, qui ne distinguent pas ces valences et proposent des items pouvant être compris tant dans une perspective positive que négative, à rendre compte de l'illusion de contrôle (Masuda et al., 2002). La présente validation de notre échelle de mesure de l'illusion de contrôle confirme la nature multidimensionnelle de ce construit (Goodie et al., 2019 ; Presson & Benassi, 1996) autour de quatre sous-dimensions et sa structure autour de valences positive et négative. Outre la production d'un outil de mesure plus fiable répondant au problème de mesure déjà soulevé par Langer (1975), nos résultats contribuent à clarifier ce qu'est cette distorsion cognitive, concept qui jusque-là demeurait encore discutable bien qu'un grand nombre d'études l'aient examiné au cours de plusieurs décennies (Masuda et al., 2002). L'illusion de contrôle n'émerge pas seulement des facteurs de compétence (compétition, choix, familiarité, engagement) qui renvoient au contrôle primaire, mais aussi de facteurs individuels comme le désir de contrôle ou les croyances paranormales (Biner et al., 1995 ; Blackmore & Trościanko, 1985 ; Brugger et al., 1991 ; Burger, 1986, 1991 ; Burger & Cooper, 1979 ; Burger & Schnerring, 1982 ; Wolfgang et al., 1984), qui renvoient plus au contrôle secondaire. La présente échelle permet de capturer de manière



efficace ces différents facteurs, tout en saisissant également les perspectives positive et négative des répondants.

Concernant le format matriciel de l'échelle de mesure de l'illusion de contrôle que nous proposons, l'inconvénient est qu'il peut paraître difficile à comprendre au premier abord. L'effort apporté à l'élaboration de la consigne et à son illustration par un dessin explicatif des étapes nécessaires pour répondre à chaque matrice, vise justement à en favoriser la compréhension par les répondants. Le bien-fondé d'une présentation simultanée des items pour considérer l'influence des écarts entre valences et évalué par la troisième série d'analyse, se vérifie pleinement sur deux facteurs : La *Chance absolue / Loi des séries* et les *Compétences, connaissances, stratégies*. Concernant le facteur *Chance absolue / Loi des séries*, nous avons montré que plus les individus attribuent leurs gains à la chance et moins ils attribuent leurs pertes à la chance, plus ils jouent fréquemment. A l'inverse, plus ils attribuent indifféremment gains et pertes à la chance, moins ils jouent fréquemment. Concernant le facteur *Compétences, connaissances et stratégies*, plus les individus attribuent leurs gains et leurs pertes à leurs compétences, connaissances et stratégies, plus ils jouent fréquemment (ce qui est cohérent avec la littérature) mais seulement jusqu'à un certain point à partir duquel ils jouent moins fréquemment. On peut supposer que si les gains et les pertes sont fortement attribuées à un manque de compétence et que le joueur perd plus souvent qu'il ne gagne, il décidera alors raisonnablement de moins jouer puisqu'il se considérera incompetent. Ce résultat majeur souligne tout l'intérêt de l'utilisation du format matriciel présentant simultanément les items des échelles à valence positive et négative de l'illusion de contrôle puisqu'il ouvre de nouvelles pistes en termes de prévention par un cadrage sur les pertes. En effet, les propositions thérapeutiques habituelles visent à réduire l'attribution des résultats du jeu aux compétences (Ladouceur, 2000 ; Varescon, 2009) alors qu'il faudrait plutôt insister sur le lien entre manque de compétence et pertes. Par ailleurs, plus les individus attribuent

différemment leurs gains et leurs pertes à leurs compétences, connaissances et stratégies<sup>3</sup>, plus ils jouent fréquemment. Ce résultat souligne encore l'intérêt du format matriciel de l'échelle. En effet, la fréquence de jeu est liée à l'interaction entre les deux valences de l'échelle.

Concernant le facteur *Rituels et comportements superstitieux*, les individus jouent plus fréquemment lorsqu'ils attribuent fortement leurs gains et pertes à leurs rituels et comportements superstitieux que lorsqu'ils les y attribuent faiblement. En effet, l'illusion de contrôle (secondaire) peut émerger de croyances paranormales (Blackmore & Trościanko, 1985 ; Brugger et al., 1991) et pousser l'individu à jouer. Ce facteur ne présente pas de divergence entre les échelles à valence positive et négative. Les habitudes de jeu varient de la même façon avec le facteur *Rituels et comportements superstitieux*, qu'il soit cadré en termes de gains ou en termes de pertes. Supposons un individu croyant que des rituels ou des comportements superstitieux influencent ses gains ou ses pertes dans un jeu de grattage. Il sera susceptible d'attribuer ses gains aux bons rituels (par exemple, gratter avec une pièce de 10 centimes d'euro) ou aux bonnes superstitions (par exemple, choisir son numéro fétiche). Dans ce cas, il continuera de jouer fréquemment car ses rituels et superstitions lui permettent de gagner. À l'inverse, il sera susceptible d'attribuer ses pertes aux mauvais rituels ou aux mauvaises superstitions, et pourrait continuer à jouer fréquemment pour trouver de nouveaux rituels et superstitions qui le feraient gagner. La fréquence de jeu serait identique en cas de gain ou de perte, contrairement aux stratégies de jeu, que l'on peut supposer stables en cas de gain, mais variées et instables en cas de perte. Si tel est le cas, le facteur *Rituels et Comportements superstitieux* pourrait être associé à une divergence entre les échelles à valence positive et négative sur la stabilité des stratégies de jeu, contrairement aux habitudes

---

<sup>3</sup> Soit les gains sont attribués aux compétences mais les pertes ne sont pas attribuées à un manque de compétence, soit les pertes sont attribuées à un manque de compétence mais les gains ne sont pas attribués aux compétences.

de jeu investiguées ici. Concernant le facteur *Chance personnelle / Malchance*, plus les individus attribuent leurs gains à leur chance personnelle et leurs pertes leur malchance, plus ils jouent fréquemment mais seulement jusqu'à un certain point à partir duquel ils jouent moins fréquemment. Toutefois, notons (1) que la fréquence de jeu liée à ce facteur est globalement faible (pas plus d'une à plusieurs fois par mois), (2) que nous n'avons pas trouvé de divergence sur ce facteur entre les échelles à valence positive et négative. De ce fait, chercher à interpréter les résultats en l'état est difficile. Néanmoins, et c'est ce qui nous intéresse particulièrement ici, ils montrent l'intérêt du format matriciel en ce que l'attribution des gains à la chance et des pertes à la malchance interagissent conjointement sur la fréquence de jeu. Il serait intéressant d'investiguer, par exemple, la prise de risque où une interaction divergente pourrait apparaître. En effet, on pourrait faire l'hypothèse selon laquelle la prise de risque serait plus élevée à mesure que le niveau de chance personnelle augmente alors qu'elle diminuerait à mesure que le niveau de malchance augmente.

Si le bien-fondé du format matriciel se vérifie pleinement sur deux facteurs lorsqu'on s'intéresse aux habitudes de jeu, il serait intéressant de l'évaluer sur d'autres variables résultats et notamment sur des comportements de jeu, in situ. L'échelle de mesure de l'illusion de contrôle que nous avons construite, bien que comportant quatre sous-dimensions, est un outil global dont la validation des deux sous-échelles (à valence positive et à valence négative) a été démontrée par les deux premières séries d'analyses factorielles. Deux des quatre sous-dimensions présentant effectivement des divergences significativement liées aux habitudes de jeu entre les deux sous-échelles, il est pertinent d'utiliser le format matriciel de présentation des items. Les deux autres sous dimensions présentent toutefois des interactions convergentes liées aux habitudes de jeu qui ne sont pas sans intérêt pour l'étude du renouvellement des conduites de jeu. Cette approche originale du concept d'illusion de contrôle permet, pour la première fois, de mettre en exergue l'importance du ressenti affectif

(positif ou négatif) sous-jacent à une perception illusoire de contrôle dans les JHA.

L'EEMDIC est un outil qui mesure bien ce qu'il est censé mesurer : l'illusion de contrôle, par définition multidimensionnelle et structurée autour de deux valences, positive et négative. Le caractère innovant de l'échelle tient à la possibilité qu'elle offre d'investiguer la façon dont l'interaction des ressentis affectifs, en tant que variables prédictives, est liée à la prise de risque, la persistance dans le jeu ou les stratégies de jeu. L'illusion de contrôle peut de cette manière être abordée par une mesure directe de chacune de ses dimensions et une mesure plus indirecte de sa structure affective. Une mesure plus fine est ainsi obtenue, utile d'un point de vue scientifique comme d'un point de vue pratique puisqu'elle permettrait alors d'orienter les prises en charge, notamment la correction des cognitions erronées selon qu'elles se manifestent davantage sur un niveau affectif ou sur l'autre. Des travaux complémentaires seront nécessaires pour évaluer le caractère potentiel d'aide au diagnostic de l'échelle de mesure de l'illusion de contrôle en investiguant le degré de dépendance au jeu. En effet, une des modalités de prise en charge repose sur la thérapie cognitive dont l'efficacité a été démontrée s'agissant de jeux de hasard et d'argent (Sylvain, Ladouceur, & Boisvert, 1997; Pallesen et al., 2005). Le but est d'amener l'individu à appréhender comment fonctionne son addiction et de le conduire à une prise de conscience de ses cognitions erronées, telle que l'illusion de contrôle (Varescon, 2009). Évaluer l'illusion de contrôle avec l'EEMDIC permettrait d'identifier les leviers cognitifs et affectifs sur lesquels agir pour amener cette prise de conscience. Les résultats des futures recherches seront ainsi force de préconisations ciblées en termes de prévention tertiaire.

## Références

- Alfons, A. (2019). *RobustHD: Robust Methods for High-Dimensional Data*. <https://CRAN.R-project.org/package=robustHD>
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice : A review and recommended two-step approach. *Psychological bulletin*, *103*(3), 411. DOI: 10.1037//0033-2909.103.3.411
- Atwater, L. E., Ostroff, C., Yammarino, F. J., & Fleenor, J. W. (1998). Self-other agreement : Does it really matter? *Personnel Psychology*, *51*(3), 577-598. DOI:10.1111/j.1744-6570.1998.tb00252.x
- Barrault, S., & Varescon, I. (2012). Distorsions cognitives et pratique de jeu de hasard et d'argent : État de la question. *Psychologie française*, *57*(1), 17-29. <https://doi.org/10.1016/j.psfr.2012.01.002>
- Biner, P. M., Angle, S. T., Park, J. H., Mellinger, A. E., & Barber, B. C. (1995). Need state and the illusion of control. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *21*(9), 899-907. <https://doi.org/10.1177/0146167295219004>
- Blackmore, S., & Trościanko, T. (1985). Belief in the paranormal : Probability judgements, illusory control, and the 'chance baseline shift'. *British Journal of Psychology*, *76*(4), 459-468. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8295.1985.tb01969.x>
- Blaszczynski, A., & Nower, L. (2002). A pathways model of problem and pathological gambling. *Addiction*, *97*(5), 487-499. DOI: 10.1046/j.1360-0443.2002.00015.x
- Bonnel, F. (2016). *Bien-être psychologique au travail et performance des équipes : Une équipe heureuse est-elle performante?* [Thèse sous la direction de PY, J.]. Université de Toulouse Jean Jaurès. <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-01661562/document>
- Bonnel, F., & Py, J. (2014, juillet). *Contribution to professional development with a sponsorship skill project : Enhancing organizational citizenship behaviors and well*

*being at work*. 28th International Congress of Applied Psychology, Paris.

[https://www.researchgate.net/publication/320164985\\_Contribution\\_to\\_professional\\_development\\_with\\_a\\_sponsorship\\_skill\\_project\\_enhancing\\_organizational\\_citizenship\\_behaviors\\_and\\_well\\_being\\_at\\_work](https://www.researchgate.net/publication/320164985_Contribution_to_professional_development_with_a_sponsorship_skill_project_enhancing_organizational_citizenship_behaviors_and_well_being_at_work)

Bouju, G., Grall-Bronnec, M., Landreat-Guillou, M., & Venisse, J.-L. (2011). Jeu pathologique : Facteurs impliqués. *L'Encéphale*, 37(4), 322-331.

<https://doi.org/10.1016/j.encep.2011.01.003>

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)

Broc, G., Carlsberg, M., Cazauvieilh, C., Faury, S., & Loyal, D. (2016). *Stats faciles avec R* (De Boek).

Brugger, P., Regard, M., & Landis, T. (1991). Belief in extrasensory perception and illusory control : A replication. *The Journal of Psychology*, 125(4), 501-502.

<https://doi.org/10.1080/00223980.1991.10543314>

Budescu, D. V., & Bruderman, M. (1995). The relationship between the illusion of control and the desirability bias. *Journal of Behavioral Decision Making*, 8(2), 109-125.

<https://doi.org/10.1002/bdm.3960080204>

Burger, J. M. (1986). Desire for control and the illusion of control : The effects of familiarity and sequence of outcomes. *Journal of Research in Personality*, 20(1), 66-76.

[https://doi.org/10.1016/0092-6566\(86\)90110-8](https://doi.org/10.1016/0092-6566(86)90110-8)

Burger, J. M. (1991). The effects of desire for control in situations with chance-determined outcomes : Gambling behavior in lotto and bingo players. *Journal of Research in Personality*, 25(2), 196-204.

[https://doi.org/10.1016/0092-6566\(91\)90015-I](https://doi.org/10.1016/0092-6566(91)90015-I)

- Burger, J. M., & Cooper, H. M. (1979). The desirability of control. *Motivation and Emotion*, 3(4), 381-393. <https://doi.org/10.1007/BF00994052>
- Burger, J. M., & Schnerring, D. A. (1982). The effects of desire for control and extrinsic rewards on the illusion of control and gambling. *Motivation and Emotion*, 6(4), 329-335. <https://doi.org/10.1007/BF00998189>
- Chen, J., & Chen, Z. (2008). Extended Bayesian information criteria for model selection with large model spaces. *Biometrika*, 95(3), 759-771.  
<https://doi.org/10.1093/biomet/asn034>
- Cheung, G. W., & Lau, R. S. (2012). A direct comparison approach for testing measurement invariance. *Organizational Research Methods*, 15(2), 167-198.  
DOI:10.1177/1094428111421987
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255.  
DOI:10.1207/S15328007SEM0902\_5
- Corbière, M., & Larivière, N. (2014). *Méthodes qualitatives, quantitatives et mixtes : Dans la recherche en sciences humaines, sociales et de la santé*. PUQ.
- Corrigan, P. W., Salzer, M., Ralph, R. O., Sangster, Y., & Keck, L. (2004). Examining the factor structure of the recovery assessment scale. *Schizophrenia bulletin*, 30(4), 1035-1041. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.schbul.a007118>
- Costes, J.-M., & Eroukmanoff, V. (2017). Evolution des dépenses aux jeux d'argent et de hasard sur la période 2000-2016. *Les notes de l'Observatoire des Jeux*, 8.  
[https://www.economie.gouv.fr/files/files/directions\\_services/observatoire-des-jeux/Note\\_ODJ\\_8.pdf](https://www.economie.gouv.fr/files/files/directions_services/observatoire-des-jeux/Note_ODJ_8.pdf)

- Delfabbro, P., & Winefield, A. (2000). Predictors of irrational thinking in regular slot machine players. *The Journal of Psychology, 134*(2), 117-128.  
<https://doi.org/10.1080/00223980009600854>
- Edwards, J. R. (1994). The study of congruence in organizational behavior research : Critique and a proposed alternative. *Organizational behavior and human decision processes, 58*(1), 51-100. <https://doi.org/10.1006/obhd.1994.1029>
- Edwards, J. R. (2002). Alternatives to difference scores : Polynomial regression analysis and response surface methodology. In F. Drasgow & N. Schmitt (Eds.), *Measuring and analyzing behavior in organizations: Advances in measurement and data analysis* (pp. 350-400). San Francisco, CA, US: Jossey-Bass. <http://public.kenan-flagler.unc.edu/faculty/edwardsj/Edwards2002.pdf>
- Edwards, J. R., & Parry, M. E. (1993). On the Use of Polynomial Regression Equations As An Alternative to Difference Scores in Organizational Research. *Academy of Management Journal, 36*(6), 1577-1613. <https://doi.org/10.5465/256822>
- Ejova, A. (2013). *The illusion of control : Influencing factors and underlying psychological processes*. [Thèse sous la direction de Delfabbro, P., & Navarro, D.] University of Adelaide. <https://digital.library.adelaide.edu.au/dspace/handle/2440/82056>
- Ejova, A., Delfabbro, P. H., & Navarro, D. J. (2015). Erroneous gambling-related beliefs as illusions of primary and secondary control : A confirmatory factor analysis. *Journal of Gambling Studies, 31*(1), 133-160. <https://doi.org/10.1007/s10899-013-9402-9>
- Ejova, A., Navarro, D., & Delfabbro, P. (2013). Success-slope effects on the illusion of control and on remembered success-frequency. *Judgment and Decision Making, 8*(4), 498-511. <http://journal.sjdm.org/12/12912/jdm12912.pdf>



- Elliot, A. J., & Niesta, D. (2008). Romantic red : Red enhances men's attraction to women. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(5), 1150-1164.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.95.5.1150>
- Epskamp, S. (2019). *semPlot : Path Diagrams and Visual Analysis of Various SEM Packages*. <https://CRAN.R-project.org/package=semPlot>
- Ferland, F., Ladouceur, R., & Vitaro, F. (2002). Prevention of problem gambling : Modifying misconceptions and increasing knowledge. *Journal of gambling studies*, 18(1), 19-29.  
<https://doi.org/10.1023/A:1014528128578>
- Fleenor, J. W., McCauley, C. D., & Brutus, S. (1996). Self-other rating agreement and leader effectiveness. *The Leadership Quarterly*, 7(4), 487-506.  
[https://doi.org/10.1016/S1048-9843\(96\)90003-X](https://doi.org/10.1016/S1048-9843(96)90003-X)
- Gilovich, T., & Douglas, C. (1986). Biased evaluations of randomly determined gambling outcomes. *Journal of Experimental Social Psychology*, 22(3), 228-241.  
[https://doi.org/10.1016/0022-1031\(86\)90026-0](https://doi.org/10.1016/0022-1031(86)90026-0)
- Goodie, A. S., Fortune, E. E., & Shotwell, J. J. (2019). Cognitive Distortions in Disordered Gambling. In: Heinz A., Romanczuk-Seiferth N., Potenza M. (eds) *Gambling Disorder* (p. 49-71). Springer, Cham. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-03060-5\\_4](https://doi.org/10.1007/978-3-030-03060-5_4).
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural equation modelling : Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. <http://mural.maynoothuniversity.ie/6596/1/JC-Structural-Equation.pdf>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 32, 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis : Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation*

*modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55.

<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

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(4), 387-403. <https://doi.org/10.1023/A:1026327926024>

Joukhador, J., Maccallum, F., & Blaszczyński, A. (2003). Differences in cognitive distortions between problem and social gamblers. *Psychological reports*, 92(3\_suppl), 1203-1214. <https://doi.org/10.2466/pr0.2003.92.3c.1203>

Keren, G. B., & Wagenaar, W. A. (1985). On the psychology of playing blackjack : Normative and descriptive considerations with implications for decision theory. *Journal of Experimental Psychology: General*, 114(2), 133. <https://doi.org/10.1037/0096-3445.114.2.133>

Ladouceur, R., Gaboury, A., Dumont, M., & Rochette, P. (1987). Gambling : Relationship between the frequency of win and irrational thinking. *The Journal of Psychology*, 122(4), 409-414. <https://doi.org/10.1080/00223980.1988.9915527>

Ladouceur, Robert. (2000). *Le jeu excessif: Comprendre et vaincre le gambling*. Ed. de l'homme.

Langer, E. J. (1975). The illusion of control. *Journal of personality and social psychology*, 32(2), 311-328. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.32.2.311>

Langer, E. J., & Roth, J. (1975). Heads I win, tails it's chance : The illusion of control as a function of the sequence of outcomes in a purely chance task. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32(6), 951-955. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.32.6.951>

Lautenschlager, G. J. (1989). A Comparison of Alternatives to Conducting Monte Carlo Analyses for Determining Parallel Analysis Criteria. *Multivariate Behavioral Research*, 24(3), 365-395. [https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2403\\_6](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2403_6)

- Lemoine, J., Kmiec, R., & Roland-Lévy, C. (2017). Characterization of controlled gamblers and pathological gamblers using the social representation theory. *European Review of Applied Psychology*, 67(1), 13-23. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2016.12.002>
- Lishinski, A. (2018). *lavaanPlot : Path Diagrams for Lavaan Models via DiagrammeR*. <https://CRAN.R-project.org/package=lavaanPlot>
- Maltby, J., Day, L., Gill, P., Colley, A., & Wood, A. M. (2008). Beliefs around luck : Confirming the empirical conceptualization of beliefs around luck and the development of the Darke and Freedman beliefs around luck scale. *Personality and Individual Differences*, 45(7), 655-660. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.07.010>
- Martinez, F., Le Floch, V., Gaffié, B., & Villejoubert, G. (2011). Reports of wins and risk taking : An investigation of the mediating effect of the illusion of control. *Journal of Gambling Studies*, 27(2), 271-285. <https://doi.org/10.1007/s10899-010-9204-2>
- Masuda, S., Sakagami, T., & Hirota, S. (2002). Illusion of control : Consideration of the experimental manipulations and measurement methods. *Japanese Psychological Review*, 45(2), 125-140. <https://psycnet.apa.org/record/2002-11651-001>
- McInnes, A., Hodgins, D. C., & Holub, A. (2014). The Gambling Cognitions Inventory : Scale development and psychometric validation with problem and pathological gamblers. *International Gambling Studies*, 14(3), 410-431. <https://doi.org/10.1080/14459795.2014.923483>
- Moore, S. M., & Ohtsuka, K. (1999). Beliefs about control over gambling among young people, and their relation to problem gambling. *Psychology of addictive behaviors*, 13(4), 339-347. <https://doi.org/10.1037/0893-164X.13.4.339>
- Neuwirth, E. (2014). *RColorBrewer : ColorBrewer Palettes*. <https://CRAN.R-project.org/package=RColorBrewer>

- Ochsner, S. M. (2005). *The influence of emotion on temporal perspectives* [University of Richmond]. <http://scholarship.richmond.edu/masters-theses/795/>
- ODJ. (2016). *Une première cartographie des pratiques de jeu d'argent et de hasard* (Les notes de l'observatoire des jeux N° 7).  
[http://www.economie.gouv.fr/files/files/directions\\_services/observatoire-des-jeux/Note\\_ODJ\\_7.pdf](http://www.economie.gouv.fr/files/files/directions_services/observatoire-des-jeux/Note_ODJ_7.pdf)
- Osborne, J. W., & Fitzpatrick, D. C. (2012). Replication analysis in exploratory factor analysis : What it is and why it makes your analysis better. *Practical Assessment, Research, and Evaluation, 17*(1), 15. <https://doi.org/10.7275/h0bd-4d11>
- Presson, P. K., & Benassi, V. A. (1996). Illusion of control : A meta-analytic review. *Journal of Social Behavior and Personality, 11*(3), 493-510.  
<https://psycnet.apa.org/record/1996-06041-006>
- R Core Team. (2019). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*.  
<https://www.R-project.org/>
- 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>
- Raymackers, C. (2012). *La direction des relations entre les cibles proximales et distales d'engagement affectif en milieu de travail*. [Thèse sous la direction de Morin, A.] Université de Sherbrooke. <http://hdl.handle.net/11143/6473>
- Revelle, W. (2019). *psych : Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rosseel, Y. (2012). {lavaan} : An {R} Package for Structural Equation Modeling. *Journal of statistical software, 48*(2), 1-36. DOI: 10.18637/jss.v048.i02

- Shanock, L. R., Baran, B. E., Gentry, W. A., Pattison, S. C., & Heggestad, E. D. (2010). Polynomial regression with response surface analysis : A powerful approach for examining moderation and overcoming limitations of difference scores. *Journal of Business and Psychology*, 25(4), 543-554. <https://doi.org/10.1007/s10869-010-9183-4>
- Spurrier, M., & Blaszczynski, A. (2014). Risk perception in gambling : A systematic review. *Journal of Gambling Studies*, 30(2), 253-276. <https://doi.org/10.1007/s10899-013-9371-z>
- 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>
- Stefan, S., & David, D. (2013). Recent developments in the experimental investigation of the illusion of control. A meta-analytic review. *Journal of Applied Social Psychology*, 43(2), 377-386. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2013.01007.x>
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 893-898. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.017>
- Varescon, I. (2009). *Les addictions comportementales : Aspects cliniques et psychopathologiques*. Editions Mardaga. DOI: 10.14375/NP.9782804700225
- Walker, M. B. (1992). *The psychology of gambling*. Pergamon Press. <http://doi.apa.org/psycinfo/1994-98108-000>
- Wei, T., & Simko, V. (2017). *R package « corrplot » : Visualization of a Correlation Matrix*. <https://github.com/taiyun/corrplot>
- Wickham, H., François, R., Henry, L., & Müller, K. (2019). *dplyr : A Grammar of Data Manipulation*. <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>

- Wohl, M. J., Stewart, M. J., & Young, M. M. (2011). Personal Luck Usage Scale (PLUS) : Psychometric validation of a measure of gambling-related belief in luck as a personal possession. *International Gambling Studies, 11*(01), 7-21.  
<https://doi.org/10.1080/14459795.2010.541270>
- Wolfgang, A. K., Zenker, S. I., & Viscusi, T. (1984). Control motivation and the illusion of control in betting on dice. *The Journal of Psychology, 116*(1), 67-72.  
<https://doi.org/10.1080/00223980.1984.9923618>
- Wood, W. S., & Clapham, M. M. (2005). Development of the drake beliefs about chance inventory. *Journal of gambling studies, 21*(4), 411-430.  
<https://doi.org/10.1007/s10899-005-5556-4>
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research : A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist, 34*(6), 806-838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>
- Xian, H., Shah, K. R., Phillips, S. M., Scherrer, J. F., Volberg, R., & Eisen, S. A. (2008). Association of cognitive distortions with problem and pathological gambling in adult male twins. *Psychiatry research, 160*(3), 300-307.  
<https://doi.org/10.1016/j.psychres.2007.08.007>

## Tableaux et légendes des tableaux

Tableau 1. Échelles de mesures des croyances erronées en fonction des six dimensions de l'illusion de contrôle et correspondance des items ayant inspiré l'EEMDIC

Dimensions Echelles	Croyance en une part d'adresse	Contrôle du jeu lui-même	Pouvoir de prédiction	Négation du hasard	Rituels et comportements superstitieux	Chance	Items/EEMDIC*
<b>DBC</b> (Wood & Clapham, 2005)	✓	✓		✓	✓		14/8, 16/9, 21/10, 17/11, 9/12, 1,4 et 7/21
<b>GBQ-1</b> (Steenbergh, Meyers, May, & Whelan, 2002)	✓	✓	✓	✓	✓		8/1, 5/3, 16/4
<b>GBQ-2</b> (Joukhador, Maccallum, & Blaszczyński, 2003)						✓	
<b>GABS</b> (Breen & Zuckerman, 1999)		✓		✓	✓	✓	2/2
<b>GRCS</b> (Raylu & Oei, 2004)	✓		✓	✓	✓		5/23
<b>GRCD</b> (Xian et al., 2008)	✓		✓	✓	✓		4/24
<b>IBS</b> (Jefferson & Nicki, 2003)	✓	✓		✓		✓	
<b>BAC</b> (Moore & Ohtsuka, 1999)	✓	✓	✓		✓	✓	
<b>PLUS</b> (Wohl, Stewart, & Young, 2011)						✓	
<b>BALS</b> (Maltby et al., 2008)						✓	1 et 11/7, 3 et 7/16, 14 et 16/17, 19 et 20/18
<b>GCI</b> (McInnes et al., 2014)	✓	✓	✓		✓	✓	2/5, 30/6, 23/19, 27/20

Note : ✓ = dimension interrogée, ✓ = dimension interrogée mais considérée comme relevant d'une autre notion que l'illusion de contrôle, ✓ = dimensions interrogées mais confondues en une seule dimension, absence de coche = dimension non interrogée, \* = correspondance des items de l'échelle ayant inspiré ceux de l'EEMDIC, le premier numéro correspond à celui de l'item de l'échelle indiquée, le second à celui du double-item de l'EEMDIC.

Tableau 2. Items présentés au format matriciel

	Enoncés valence positive		Enoncés valence négatives
Q1C	Mes gains sont la preuve que j'ai des compétences et des connaissances liées au jeu	Q1L	Mes pertes sont la preuve que je n'ai pas de compétences ni de connaissances liées au jeu
Q2C	Si je n'ai pas gagné au jeu depuis un moment, c'est que je vais forcément obtenir un gros gain	Q2L	Si je n'ai pas perdu au jeu depuis un moment, c'est que je vais forcément obtenir un gros gain

Q3C	Je devrais garder une trace de mes précédentes combinaisons gagnantes afin de pouvoir déterminer comment je devrais jouer à l'avenir	Q3L	Je devrais garder une trace de mes précédentes combinaisons perdantes afin de pouvoir déterminer comment je devrais jouer à l'avenir
Q4C	Je suis capable de prédire assez précisément quand un gain se produira	Q4L	Je suis capable de prédire assez précisément quand une perte se produira
Q5C	Je peux analyser mes gains pour me donner des stratégies qui me permettront de devenir un meilleur joueur	Q5L	Je peux analyser mes pertes pour me donner des stratégies qui me permettront de devenir un meilleur joueur
Q6C	Je gagne parce que je passe une bonne journée ou que c'est mon jour de chance	Q6L	Je perds parce que je passe une mauvaise journée ou que c'est mon jour de malchance
Q7C	Je me considère comme une personne chanceuse	Q7L	Je me considère comme une personne malchanceuse
Q8C	Les gains sont plus susceptibles de se produire sur une machine chaude (qui est utilisée depuis un moment)	Q8L	Les pertes sont plus susceptibles de se produire sur une machine froide (qui n'a pas été utilisée depuis un moment)
Q9C	Plus je suis familier avec un jeu, plus je suis susceptible de gagner	Q9L	Moins je suis familier avec un jeu, plus je suis susceptible de perdre
Q10C	Certains joueurs sont juste nés chanceux	Q10L	Certains joueurs sont juste nés malchanceux
Q11C	C'est un bon conseil de conserver la même paire de dés ou les mêmes numéros sur une série gagnante	Q11L	C'est un bon conseil de changer de paire de dés ou de numéros sur une série perdante
Q12C	Je crois que le destin joue en ma faveur quand je gagne	Q12L	Je crois que le destin joue contre moi quand je perds
Q13C	Quand je me projette dans le futur, je m'imagine avoir gagné une grosse somme d'argent au jeu	Q13L	Quand je me projette dans le futur, je m'imagine avoir perdu une grosse somme d'argent au jeu
Q14C	J'ai plus de chances de gagner à la loterie ou au jeu de grattage si je choisis moi-même mes numéros ou mon ticket	Q14L	J'ai plus de chances de perdre à la loterie ou au jeu de grattage si je ne choisis pas moi-même mes numéros ou mon ticket
Q15C	Si je gagne, c'est parce que j'ai bien joué	Q15L	Si je perds, c'est parce que j'ai mal joué
Q16C	Même les choses de la vie que je ne peux pas contrôler/maîtriser ont tendance à se passer comme je le veux parce que j'ai de la chance	Q16L	Même les choses de la vie que je ne peux pas contrôler/maîtriser ont tendance à ne pas se passer comme je le veux parce que je suis malchanceux
Q17C	Avoir de la chance n'est rien d'autre qu'un hasard	Q17L	Etre malchanceux n'est rien d'autre qu'un hasard
Q18C	Il y a quelque chose comme la chance qui favorise certaines personnes plus que d'autres	Q18L	Il y a quelque chose comme la malchance qui affecte certaines personnes plus que d'autres
Q19C	Si j'utilise des rituels spéciaux, je peux provoquer la chance	Q19L	Si j'utilise des rituels spéciaux, je peux éviter la malchance
Q20C	Si j'ai des pensées positives, cela contribue à ma chance et à mes gains	Q20L	Si j'ai des pensées négatives, cela contribue à ma malchance et à mes pertes
Q21C	J'utilise un porte-bonheur pour obtenir des gains	Q21L	J'utilise un porte-bonheur pour éviter des pertes
Q22C	Il est impossible de prédire ses gains	Q22L	Il est impossible de prédire ses pertes
Q23C	Mon habileté au jeu me permet de gagner	Q23L	Mon manque d'habileté au jeu cause mes pertes
Q24C	On peut identifier une tendance dans la façon dont les résultats se produisent afin de gagner	Q24L	On peut identifier une tendance dans la façon dont les résultats se produisent afin d'éviter de perdre



Tableau 3. Résultats de l'AFE pour l'échelle à valence positive

Énoncés	Facteur I	Facteur II	Facteur III	Facteur IV
	Chance en général / Loi des séries	Compétences, connaissances, stratégies	Rituels et comportements superstitieux	Chance personnelle
Q1C Mes gains sont la preuve que j'ai des compétences et des connaissances liées au jeu	0.06	<b>0.72</b>	-0.18	-0.03
Je devrais garder une trace de mes précédentes combinaisons gagnantes afin de pouvoir				
Q3C déterminer comment je devrais jouer à l'avenir	0.01	<b>0.60</b>	0.02	0.07
Q5C Je peux analyser mes gains pour me donner des stratégies qui me permettront de devenir un meilleur joueur	-0.09	<b>0.94</b>	-0.16	0.03
Q6C Je gagne parce que je passe une bonne journée ou que c'est mon jour de chance	<b>0.61</b>	0.18	0.12	-0.19
Q7C Je me considère comme une personne chanceuse	-0.04	0.01	0.04	<b>0.81</b>
Les gains sont plus susceptibles de se produire sur une machine chaude (qui est utilisée				
Q8C depuis un moment)	0.02	0.16	<b>0.40</b>	-0.03
Q9C Plus je suis familier avec un jeu, plus je suis susceptible de gagner	-0.04	<b>0.57</b>	0.18	0.01
Q10C Certains joueurs sont juste nés chanceux	<b>0.90</b>	-0.09	-0.06	-0.11
C'est un bon conseil de conserver la même paire de dés ou les mêmes numéros sur une série				
Q11C gagnante	<b>0.39</b>	0.14	0.15	0.03
Q12C Je crois que le destin joue en ma faveur quand je gagne	<b>0.65</b>	-0.09	0.10	0.15
J'ai plus de chances de gagner à la loterie ou au jeu de grattage si je choisis moi-même mes				
Q14C numéros ou mon ticket	0.04	-0.05	<b>0.68</b>	0.01
Q15C Si je gagne, c'est parce que j'ai bien joué	0.04	<b>0.60</b>	0.24	-0.16
Même les choses de la vie que je ne peux pas contrôler/maîtriser ont tendance à se passer				
Q16C comme je le veux parce que j'ai de la chance	0.32	0.08	0.03	<b>0.31</b>
Q18C Il y a quelque chose comme la chance qui favorise certaines personnes plus que d'autres	<b>0.72</b>	-0.01	-0.12	0.05
Q19C Si j'utilise des rituels spéciaux, je peux provoquer la chance	0.16	-0.10	<b>0.76</b>	-0.12
Q20C Si j'ai des pensées positives, cela contribue à ma chance et à mes gains	0.21	0.14	<b>0.30</b>	0.08
Q21C J'utilise un porte-bonheur pour obtenir des gains	-0.22	-0.09	<b>0.92</b>	0.14
Q23C Mon habileté au jeu me permet de gagner	-0.14	<b>0.73</b>	0.14	0.00
Q24C On peut identifier une tendance dans la façon dont les résultats se produisent afin de gagner	0.07	<b>0.65</b>	-0.06	0.06
Pourcentage de variance				
Commune	13	19	13	5
Cumulée	13	32	45	50
Corrélations entre facteurs				
Facteur I	1.00	0.67	0.71	0.50
Facteur II	0.67	1.00	0.69	0.41
Facteur III	0.71	0.69	1.00	0.45
Facteur IV	0.50	0.41	0.45	1.00

Tableau 4. Tests d'invariance de mesure de l'échelle à valence positive pour le sexe et les habitudes de jeu

Modèle	$\chi^2$	ddl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ ddl	$\Delta p$	$\Delta$ CFI	$\Delta$ RMSEA
<i>Sexe</i>											
Invariance											
configurationnelle	559.27	292	0.913	0.898	0.062	0.049					
Invariance métrique	569.15	307	0.914	0.904	0.060	0.051	9.88	15	0.827	0.001	0.002
Invariance scalaire	593.65	322	0.911	0.906	0.059	0.052	24.50	15	0.057	0.002	0.002
<i>Habitudes de jeu</i>											
Invariance											
configurationnelle	538.06	292	0.919	0.905	0.059	0.051					
Invariance métrique	547.01	307	0.921	0.912	0.057	0.055	8.95	15	0.880	0.002	0.002
Invariance scalaire	563.64	322	0.921	0.916	0.056	0.055	16.63	15	0.342	0.000	0.001

Tableau 5. Résultats de l'AFE pour l'échelle à valence négative

Enoncés	Facteur I	Facteur II	Facteur III	Facteur IV
	Loi des séries	Malchance	Rituels et comportements superstitieux	Compétences, connaissances, stratégies
Q1L Mes pertes sont la preuve que je n'ai pas de compétences ni de connaissances liées au jeu	0.19	0.03	-0.19	<b>0.53</b>
Q3L Je devrais garder une trace de mes précédentes combinaisons perdantes afin de pouvoir déterminer comment je devrais jouer à l'avenir	-0.21	0.02	0.22	<b>0.56</b>
Q5L Je peux analyser mes pertes pour me donner des stratégies qui me permettront de devenir un meilleur joueur	-0.15	0.05	-0.08	<b>0.95</b>
Q6L Je perds parce que je passe une mauvaise journée ou que c'est mon jour de malchance	<b>0.59</b>	0.25	0.04	-0.03
Q7L Je me considère comme une personne malchanceuse	-0.11	<b>0.68</b>	0.05	0.00
Q8L Les pertes sont plus susceptibles de se produire sur une machine froide (qui n'a pas été utilisée depuis un moment)	0.18	0.02	<b>0.48</b>	-0.05
Q9L Moins je suis familier avec un jeu, plus je suis susceptible de perdre	0.19	-0.07	0.21	<b>0.34</b>
Q10L Certains joueurs sont juste nés malchanceux	0.14	<b>0.63</b>	0.02	-0.04
Q11L C'est un bon conseil de changer de paire de dés ou de numéros sur une série perdante	<b>0.38</b>	0.12	0.17	0.09
Q12L Je crois que le destin joue contre moi quand je perds	0.25	<b>0.43</b>	0.15	-0.01
Q14L J'ai plus de chances de perdre à la loterie ou au jeu de grattage si je ne choisis pas moi-même mes numéros ou mon ticket	-0.08	0.18	<b>0.64</b>	-0.04
Q15L Si je perds, c'est parce que j'ai mal joué	0.37	-0.22	0.06	<b>0.51</b>
Q16L Même les choses de la vie que je ne peux pas contrôler/maîtriser ont tendance à ne pas se passer comme je le veux parce que je suis malchanceux	0.21	<b>0.72</b>	-0.17	-0.05
Q18L Il y a quelque chose comme la malchance qui affecte certaines personnes plus que d'autres	0.00	<b>0.48</b>	0.05	0.20
Q19L Si j'utilise des rituels spéciaux, je peux éviter la malchance	0.27	-0.07	<b>0.64</b>	-0.06
Q20L Si j'ai des pensées négatives, cela contribue à ma malchance et à mes pertes	<b>0.46</b>	0.09	0.13	0.02
Q21L J'utilise un porte-bonheur pour éviter des pertes	0.01	-0.08	<b>0.66</b>	0.03
Q23L Mon manque d'habileté au jeu cause mes pertes	0.35	-0.06	-0.02	<b>0.50</b>
Q24L On peut identifier une tendance dans la façon dont les résultats se produisent afin d'éviter de perdre	0.05	0.11	0.01	<b>0.56</b>
Pourcentage de variance				
Commune	10	12	10	14
Cumulée	10	22	32	46
Corrélations entre facteurs				
Facteur I	1.00	0.48	0.58	0.56
Facteur II	0.48	1.00	0.56	0.38
Facteur III	0.58	0.56	1.00	0.58
Facteur IV	0.56	0.38	0.58	1.00

Tableau 6. Tests d'invariance de mesure de l'échelle à valence négative pour le sexe et les habitudes de jeu

Modèle	$\chi^2$	ddl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ ddl	$\Delta p$	$\Delta$ CFI	$\Delta$ RMSEA
<i>Sexe</i>											
Invariance											
configurationnelle	543.58	292	0.911	0.896	0.060	0.050					
Invariance métrique	563.62	307	0.910	0.899	0.059	0.054	20.04	15	0.171	0.001	0.001
Invariance scalaire	585.08	322	0.907	0.902	0.058	0.054	21.46	15	0.123	0.003	0.001
<i>Habitudes de jeu</i>											
Invariance											
configurationnelle	595.68	292	0.895	0.877	0.066	0.053					
Invariance métrique	604.56	307	0.897	0.885	0.063	0.055	8.88	15	0.884	0.002	0.003
Invariance scalaire	620.05	322	0.897	0.890	0.062	0.056	15.49	15	0.417	0.000	0.001

Tableau 7. Fréquences des niveaux de FacP supérieur, "en accord" et inférieur aux niveaux de FacN pour le Facteur 1

Comparaisons Facteur 1	Pourcentage	Moyenne FacP	Moyenne FacN
FacP plus que FacN	25.10	3.74	1.98
En accord	53.11	2.71	2.37
FacP moins que FacN	21.79	2.70	3.50

Note :  $N = 482$  ; FacP facteur de l'échelle à valence positive ; FacN facteur de l'échelle à valence négative

Tableau 8. Fréquences des niveaux de FacP supérieur, "en accord" et inférieur aux niveaux de FacN pour le Facteur 2

Comparaisons Facteur 2	Pourcentage	Moyenne FacP	Moyenne FacN
FacP plus que FacN	8.93	3.43	2.40
En accord	84.02	2.53	2.50
FacP moins que FacN	7.05	2.25	3.29

Note :  $N = 482$  ; FacP facteur de l'échelle à valence positive ; FacN facteur de l'échelle à valence négative

Tableau 9. Fréquences des niveaux de FacP supérieur, "en accord" et inférieur aux niveaux de FacN pour le Facteur 3

Comparaisons Facteur 3	Pourcentage	Moyenne FacP	Moyenne FacN
FacP plus que FacN	16.80	3.12	1.81
En accord	70.75	2.26	2.11
FacP moins que FacN	12.45	2.53	3.23

Note :  $N = 482$  ; FacP facteur de l'échelle à valence positive ; FacN facteur de l'échelle à valence négative

Tableau 10. Fréquences des niveaux de FacP supérieur, "en accord" et inférieur aux niveaux de FacN pour le Facteur 4

Comparaisons Facteur 4	Pourcentage	Moyenne FacP	Moyenne FacN
FacP plus que FacN	31.12	3.85	2.35
En accord	43.15	2.56	2.59
FacP moins que FacN	25.73	2.21	3.91

Note :  $N = 482$  ; FacP facteur de l'échelle à valence positive ; FacN facteur de l'échelle à valence négative

Tableau 11. Ecart entre les échelles à valences positive et négative de l'illusion de contrôle pour le facteur Chance absolue / Loi des séries comme prédicteur des habitudes de jeu

Variable	Habitudes de jeu
	<i>b</i> (se)
Constante	2.00 (.06)***
Illusion de contrôle à valence positive	.18 (.05)**
Illusion de contrôle à valence négative	-.11 (.08)
Illusion de contrôle à valence positive au carré	.08 (.04)
Illusion de contrôle à valence positive x illusion de contrôle à valence négative	-.28 (.07)***
Illusion de contrôle à valence négative au carré	.15 (.08)
R <sup>2</sup>	.05***

## Tests de surface

a <sub>1</sub>	.06
a <sub>2</sub>	-.05
a <sub>3</sub>	.29*
a <sub>4</sub>	.50***

Note :  $N = 482$

$a_1 = (b_1 + b_2)$ , où  $b_1$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence positive et  $b_2$  est le coefficient bêta de l'échelle à valence négative.  $a_2 = (b_3 + b_4 + b_5)$ , où  $b_3$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence positive au carré,  $b_4$  est le coefficient bêta pour le produit croisé de l'échelle à valence positive et de l'échelle à valence négative, et  $b_5$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence négative au carré.  $a_3 = (b_1 - b_2)$ .  $a_4 = (b_3 - b_4 + b_5)$   
 $b$  coefficient de régression non normalisé,  $se$  erreur type.

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

Tableau 12. Ecart entre les échelles à valences positive et négative de l'illusion de contrôle pour le facteur Compétences, connaissances, stratégie comme prédicteur des habitudes de jeu

Variable	Habitudes de jeu $b$ (se)
Constante	2.06 (.05)***
Illusion de contrôle à valence positive	.01 (.10)
Illusion de contrôle à valence négative	.002 (.10)
Illusion de contrôle à valence positive au carré	.17 (.10)
Illusion de contrôle à valence positive x illusion de contrôle à valence négative	-.38 (.12)**
Illusion de contrôle à valence négative au carré	.10 (.09)
R <sup>2</sup>	.03**
Tests de surface	
a <sub>1</sub>	.01
a <sub>2</sub>	-.11*
a <sub>3</sub>	.01
a <sub>4</sub>	.66**

Note :  $N = 482$

$a_1 = (b_1 + b_2)$ , où  $b_1$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence positive et  $b_2$  est le coefficient bêta de l'échelle à valence négative.  $a_2 = (b_3 + b_4 + b_5)$ , où  $b_3$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence positive au carré,  $b_4$  est le coefficient bêta pour le produit croisé de l'échelle à valence positive et de l'échelle à valence négative, et  $b_5$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence négative au carré.  $a_3 = (b_1 - b_2)$ .  $a_4 = (b_3 - b_4 + b_5)$   
 $b$  coefficient de régression non normalisé,  $se$  erreur type.

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

Tableau 13. Ecart entre les échelles à valences positive et négative de l'illusion de contrôle pour le facteur Rituels et comportements superstitieux comme prédicteur des habitudes de jeu

Variable	Habitudes de jeu $b$ (se)
Constante	2.02 (.05)***
Illusion de contrôle à valence positive	.06 (.08)
Illusion de contrôle à valence négative	.06 (.09)

Illusion de contrôle à valence positive au carré	.04 (.07)
Illusion de contrôle à valence positive x illusion de contrôle à valence négative	-.19 (.09)*
Illusion de contrôle à valence négative au carré	.08 (.06)
R <sup>2</sup>	.02
Tests de surface	
a <sub>1</sub>	.12*
a <sub>2</sub>	-.08
a <sub>3</sub>	.00
a <sub>4</sub>	.30

Note : N = 482

$a_1 = (b_1 + b_2)$ , où  $b_1$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence positive et  $b_2$  est le coefficient bêta de l'échelle à valence négative.  $a_2 = (b_3 + b_4 + b_5)$ , où  $b_3$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence positive au carré,  $b_4$  est le coefficient bêta pour le produit croisé de l'échelle à valence positive et de l'échelle à valence négative, et  $b_5$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence négative au carré.  $a_3 = (b_1 - b_2)$ .  $a_4 = (b_3 - b_4 + b_5)$   
 $b$  coefficient de régression non normalisé,  $se$  erreur type.

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

Tableau 14. Ecart entre les échelles à valences positive et négative de l'illusion de contrôle pour le facteur Chance personnelle / Malchance comme prédicteur des habitudes de jeu

Variable	Habitudes de jeu $b$ (se)
Constante	2.07 (.06)***
Illusion de contrôle à valence positive	-.004 (.05)
Illusion de contrôle à valence négative	.07 (.05)
Illusion de contrôle à valence positive au carré	-.02 (.06)
Illusion de contrôle à valence positive x illusion de contrôle à valence négative	-.09 (.05)
Illusion de contrôle à valence négative au carré	-.01 (.04)
R <sup>2</sup>	.02*
Tests de surface	
a <sub>1</sub>	.06
a <sub>2</sub>	-.13*
a <sub>3</sub>	-.07
a <sub>4</sub>	.06

Note : N = 482

$a_1 = (b_1 + b_2)$ , où  $b_1$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence positive et  $b_2$  est le coefficient bêta de l'échelle à valence négative.  $a_2 = (b_3 + b_4 + b_5)$ , où  $b_3$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence positive au carré,  $b_4$  est le coefficient bêta pour le produit croisé de l'échelle à valence positive et de l'échelle à valence négative, et  $b_5$  est le coefficient bêta pour l'échelle à valence négative au carré.  $a_3 = (b_1 - b_2)$ .  $a_4 = (b_3 - b_4 + b_5)$   
 $b$  coefficient de régression non normalisé,  $se$  erreur type.

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

## Légendes des figures

Figure 1. Illustration de l'échelle au format matriciel

*Note Figure 1* : Dans cet exemple, le participant doit se positionner sur une matrice 6 x 6 (allant chacune de « Absolument pas d'accord » à « Tout à fait d'accord ») sur la double proposition « Quand je me projette dans le futur, je m'imagine avoir perdu une grosse somme d'argent au jeu » et « Quand je me projette dans le futur, je m'imagine avoir gagné une grosse somme d'argent au jeu ». La case cochée ici indique que le participant est d'accord avec la proposition 1 et plutôt d'accord avec la proposition 2.

Figure 2. Analyse parallèle indiquant 6 facteurs à extraire pour l'échelle à valence positive

Figure 3. Analyse parallèle indiquant 4 facteurs à extraire pour l'échelle à valence positive

Figure 4. Analyse factorielle confirmatoire de l'échelle à valence positive

*Note Figure 4* : CLS = Chance, Loi des séries ; CCS = Compétences, Connaissances, Stratégies ; RCS = Rituels et Comportements Superstitieux ; CP = Chance Personnelle. Les QxC correspondent aux items dont les énoncés sont consultables dans le Tableau 2.

Figure 5. Analyse parallèle indiquant 4 facteurs à extraire pour l'échelle à valence négative

Figure 6. Analyse factorielle confirmatoire de l'échelle à valence négative

*Note Figure 6* : LS = Loi des séries ; MC = Malchance ; RCS = Rituels et Comportements Superstitieux ; CCS = Compétences, Connaissances, Stratégies. Les QxL correspondent aux items dont les énoncés sont consultables dans le Tableau 2.

Figure 7. Correspondances items/facteurs en fonction des sous-échelles positive et négative

*Note Figure 7* : Les QxC et QxL correspondent aux items des échelles à valence positive et négative, dont les énoncés sont consultables dans le Tableau 2.

Figure 8. Analyse de surface de réponse du facteur Chance absolue / Loi des séries de l'illusion de contrôle

Figure 9. Analyse de surface de réponse du facteur Compétences, connaissances, stratégie de l'illusion de contrôle

Figure 10. Analyse de surface de réponse du facteur Rituels et comportements superstitieux de l'illusion de contrôle

Figure 11. Analyse de surface de réponse du facteur Chance personnelle / Malchance de l'illusion de contrôle

Les propositions suivantes décrivent ce que vous pourriez penser en jouant, au niveau des pertes et au niveau des gains. Veuillez considérer chacun de ces deux niveaux et indiquer à quel point vous êtes en accord avec chaque proposition. Pour ce faire, merci d'indiquer votre opinion en choisissant une cellule dans la matrice. Attention : le respect de cette consigne nécessite de se positionner simultanément sur l'axe vertical et sur l'axe horizontal avant de cocher.

1. Lisez la proposition bleue et choisissez la réponse qui vous convient le mieux parmi les lignes.

Quand je me projette dans le futur, je m'imagine avoir perdu une grosse somme d'argent au jeu

Tout à fait d'accord  
D'accord  
Plutôt d'accord  
Plutôt pas d'accord  
Pas d'accord  
Absolument pas d'accord

Quand je me projette dans le futur, je m'imagine avoir gagné une grosse somme d'argent au jeu

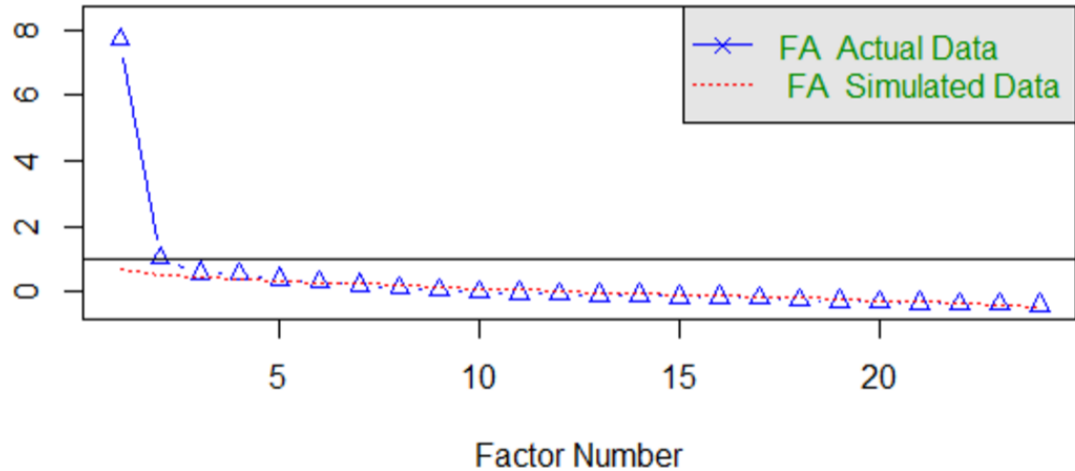
Absolument pas d'accord  
Pas d'accord  
Plutôt pas d'accord  
Plutôt d'accord  
D'accord  
Tout à fait d'accord


3. Cochez

2. Lisez la proposition verte et choisissez la réponse qui vous convient le mieux parmi les colonnes.

## Parallel Analysis Scree Plots

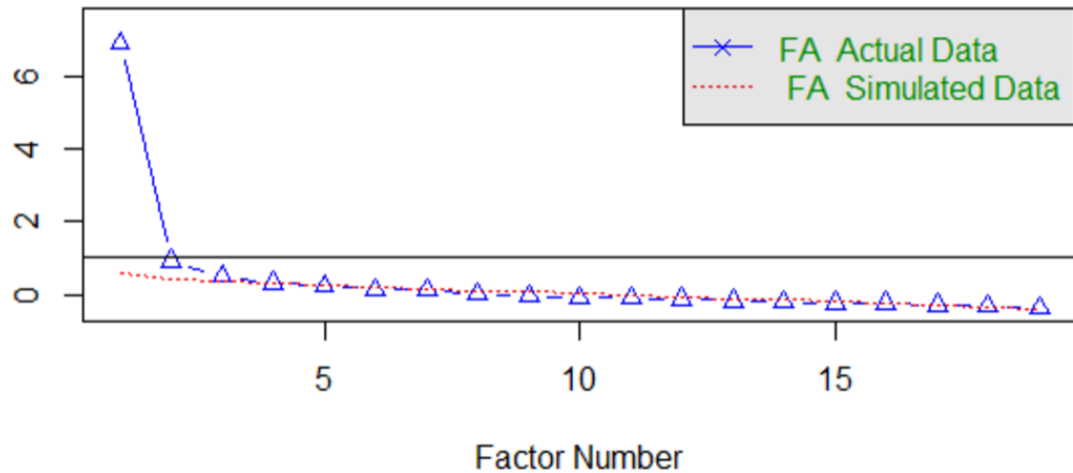
eigen values of principal factors

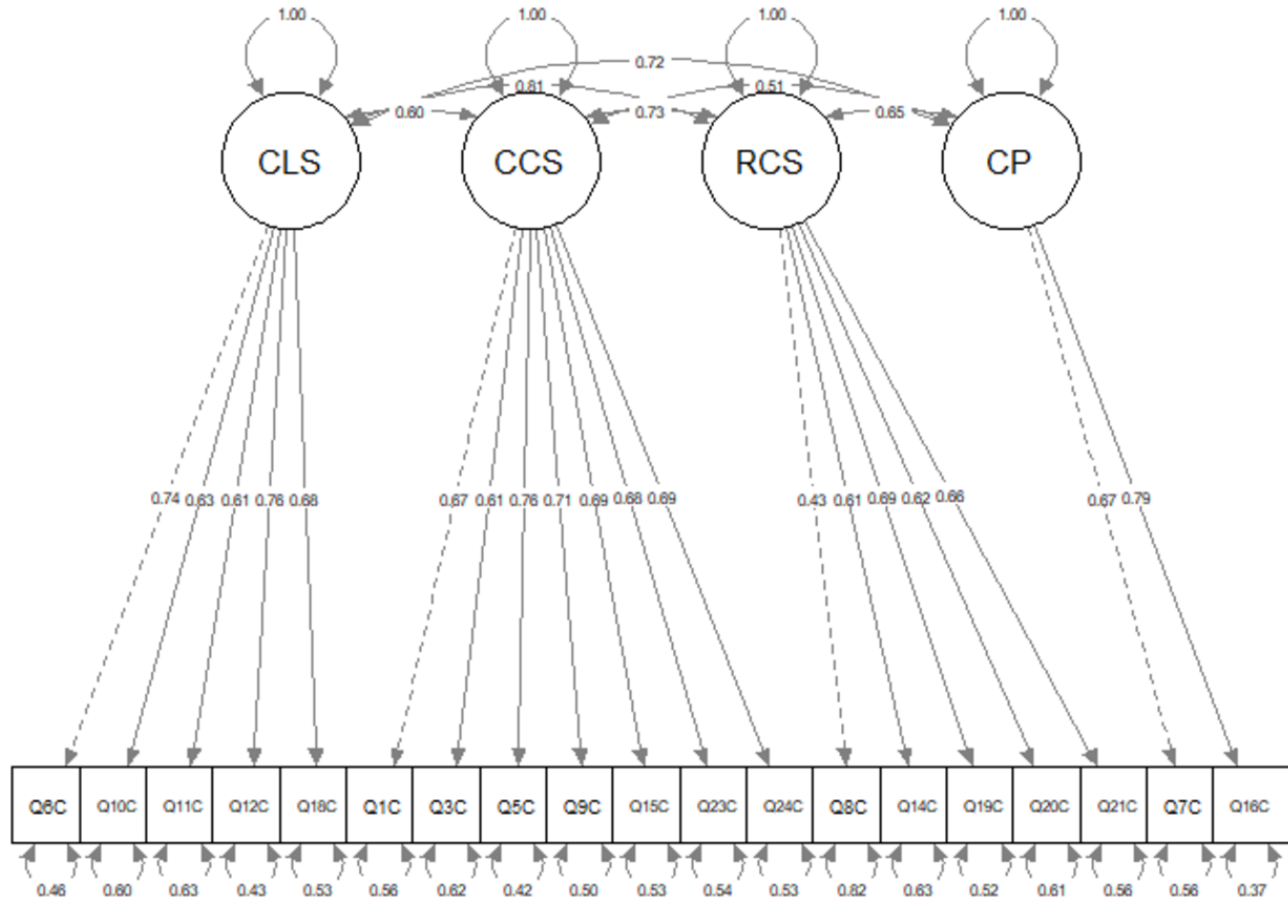




## Parallel Analysis Scree Plots

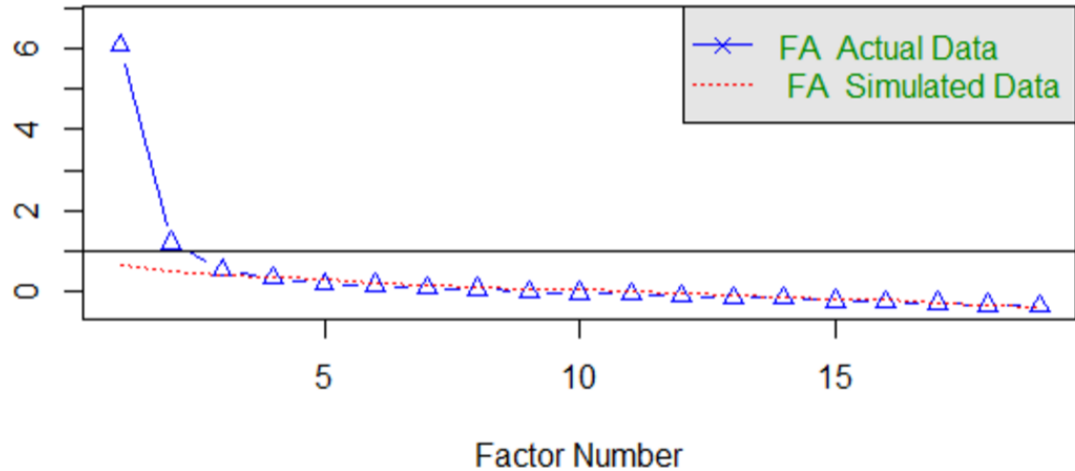
eigen values of principal factors

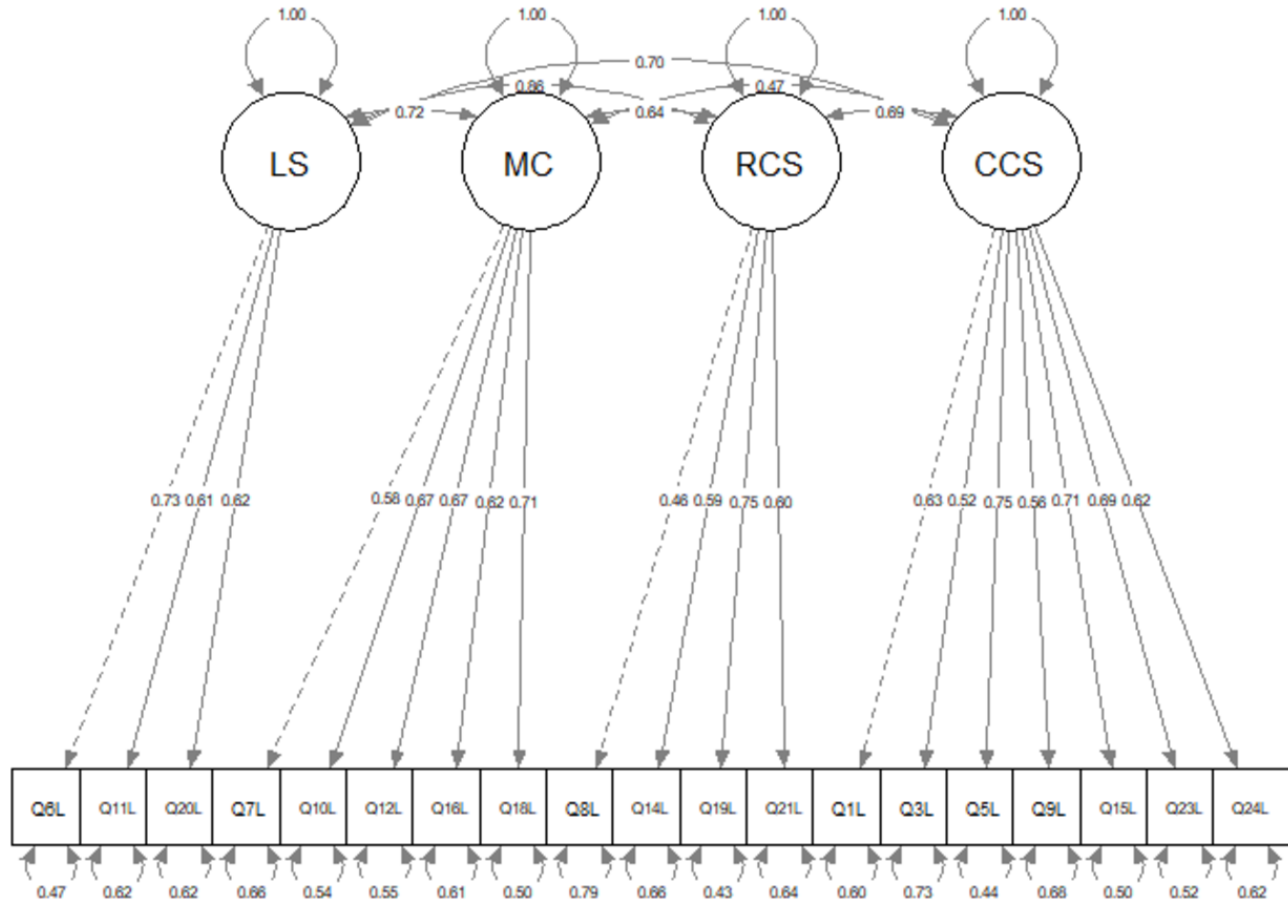


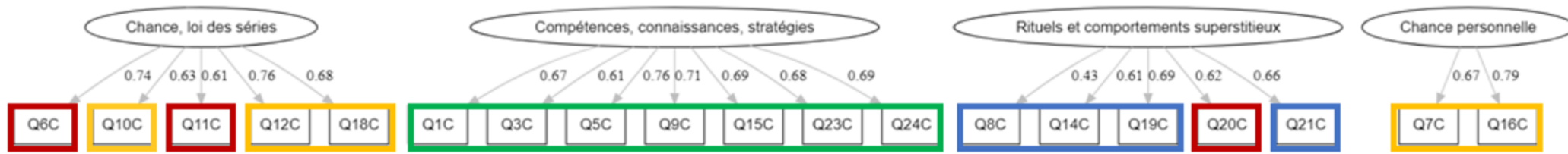


## Parallel Analysis Scree Plots

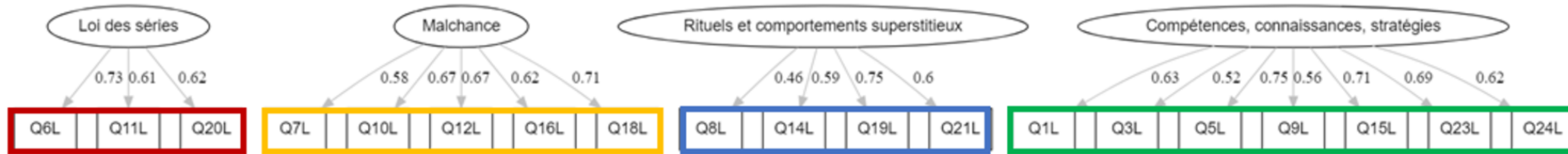
eigen values of principal factors



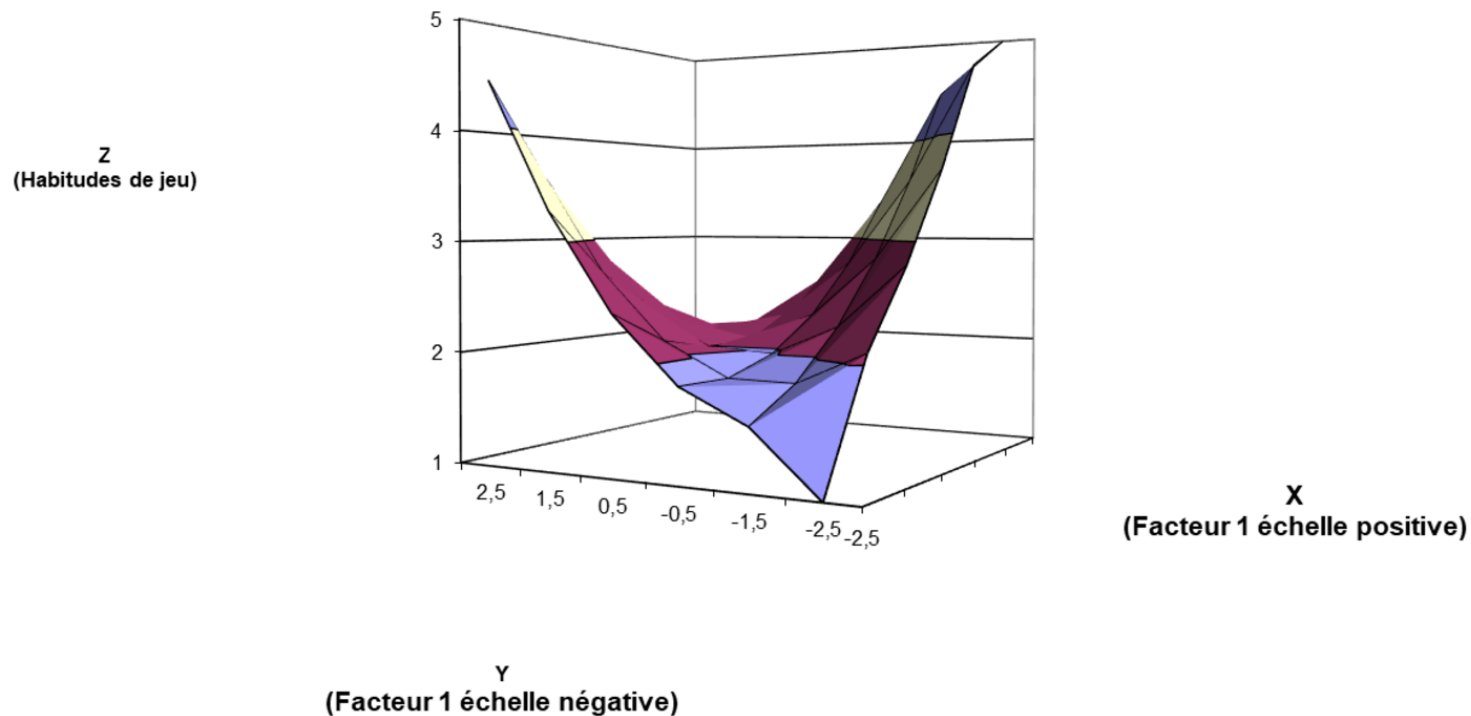




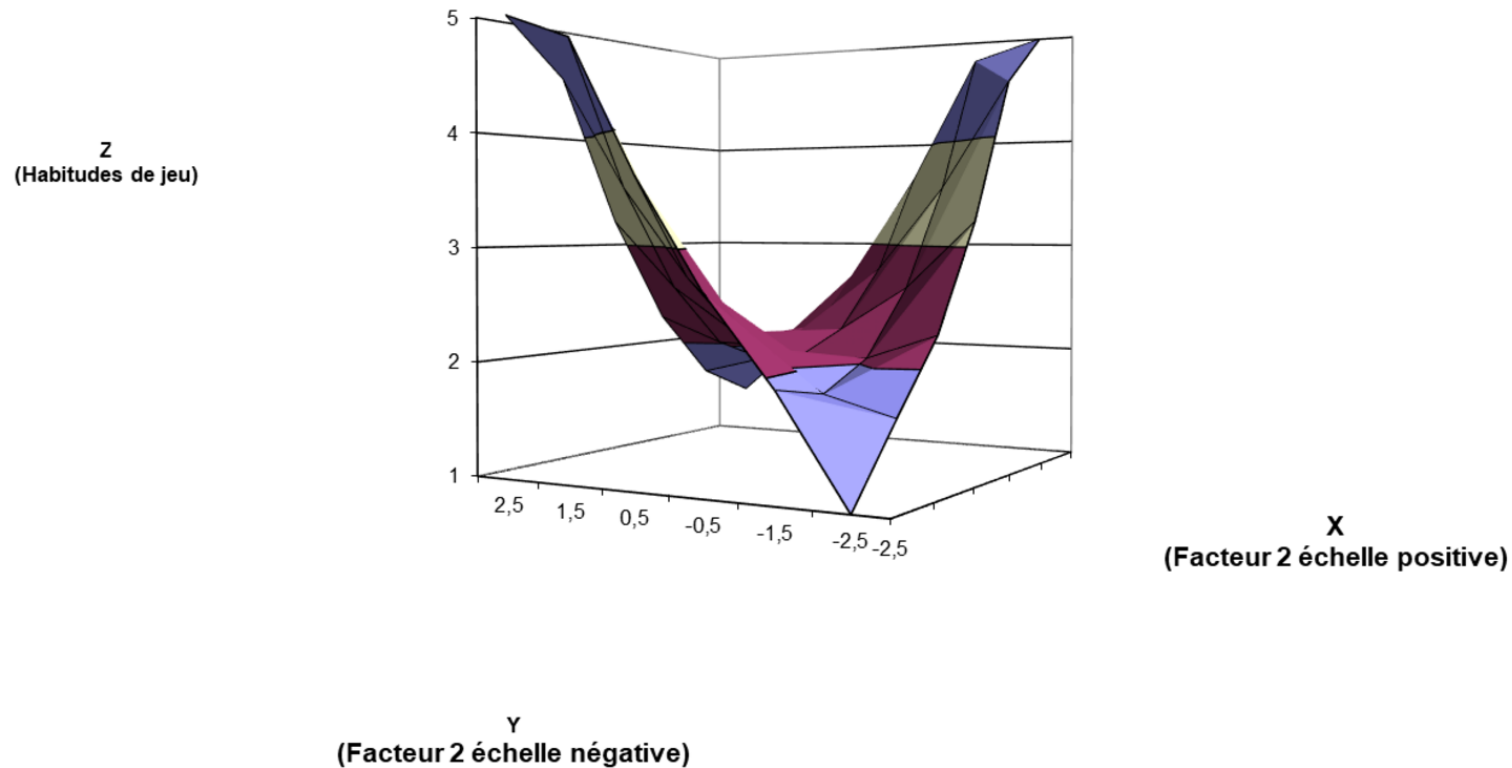
Chance absolue/Loi des séries ; Compétences, connaissances et stratégies ;  
Rituels et comportements superstitieux ; Chance personnelle/Malchance



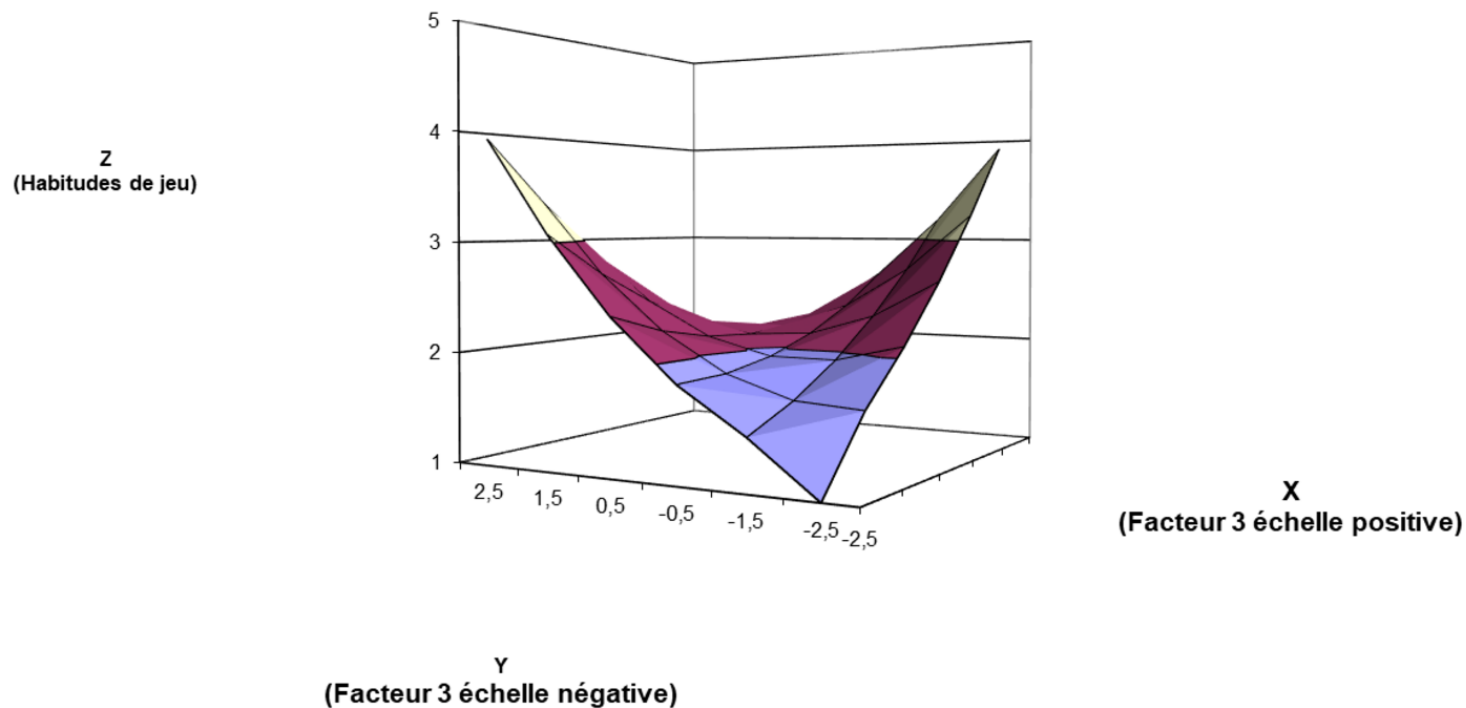
# Habitudes de jeu telles que prédites par la divergence de la Chance absolue, loi des séries entre l'échelle positive et l'échelle négative de l'illusion de contrôle



# Habitudes de jeu telles que prédites par la divergence des compétences, connaissances et stratégies entre l'échelle positive et l'échelle négative de l'illusion de contrôle



# Habitudes de jeu telles que prédites par la divergence des rituels et comportements superstitieux entre l'échelle positive et l'échelle négative de l'illusion de contrôle





# Habitudes de jeu telles que prédites par la divergence de la chance personnelle / malchance entre l'échelle positive et l'échelle négative de l'illusion de contrôle

