

# Refonte de la version québécoise de l'Échelle Entrepreneur de l'inventaire typologique de caractéristiques personnelles (EE-ITCP-72-R)

Robert Alarie-Mercier et Marcos Balbinotti  
*Université du Québec à Trois-Rivières*

## Résumé

Afin de faciliter l'évaluation de l'orientation professionnelle, John L. Holland a développé la théorie vocationnelle selon un modèle hexagonal postulant que la personnalité professionnelle et les environnements de travail se subdivisent selon six types distincts dans les sociétés occidentales. En plus de ses intérêts, la personnalité de l'individu, c'est-à-dire ses caractéristiques personnelles, contribue à une meilleure compréhension du choix vocationnel. L'objectif principal de cette étude porte sur la refonte la version québécoise de l'Échelle Entrepreneur de l'Inventaire Typologique de Caractéristiques Personnelles (EE-ITCP-72-R). Pour cette étude, 308 participants franco-québécois ont été recrutés. L'EE-ITCP-72-R comprend 12 caractéristiques personnelles. L'analyse factorielle exploratoire supporte également que l'Échelle Entrepreneur du modèle RIASEC de Holland n'est pas unidimensionnelle et qu'elle peut être sous-divisée en trois dimensions. Les indices de consistance interne de chaque dimension sont également adéquats. Pour conclure, étant basé sur la théorie vocationnelle de Holland, l'EE-ITCP-72-R permet de déterminer le profil vocationnel en lien avec la personnalité professionnelle de type Entrepreneur. De plus, la présence de dimensions permet de peaufiner le profil afin d'illustrer l'individualité du répondant avec davantage de précisions et de s'assurer de la plus grande adéquation avec le domaine d'emploi recherché.

*Mots-clés:* EE-ITCP-72-R, Orientation professionnelle, Personnalité, théorie vocationnelle, RIASEC, Entrepreneur

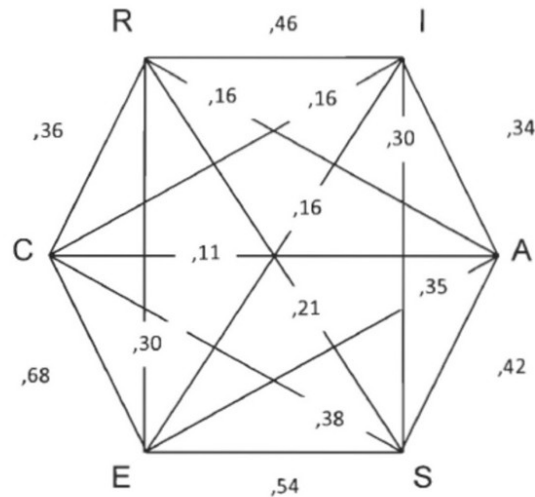
Se développant à la suite de l'interaction de l'hérédité et de l'environnement dans laquelle l'individu a grandi, les intérêts se construisent et s'intègrent progressivement au niveau cérébral à la suite de l'association d'une émotion avec une activité. Cette association se construit notamment par la satisfaction éprouvée par les renforcements de l'environnement et par la satisfaction suscitée par les comportements de l'individu lors de certaines activités (Briddick, 2009; Holland, 1997; Strong, 1958; Su et al., 2015). En ce sens, les apprentissages passés déterminent l'alignement des comportements et les choix d'un individu (Briddick, 2009). Par conséquent, le choix d'une profession transcende les intérêts professionnels d'un individu et constitue l'expression de sa personnalité (Holland, 1997).

## Théorie vocationnelle d'Holland

Souhaitant créer un modèle théorique (Figure 1) pouvant être simple et aisément compris par les conseillers en orientation ainsi que les répondants eux-mêmes, John Holland (1959) postule que la personnalité des individus et les environnements de travail se divisent selon six types distincts dans les sociétés occidentales (Réaliste, Investigateur, Artistique, Social, Entrepreneur et Conventionnel). À cet égard, ces six types de personnalité professionnelle se situent à une distance équivalente l'une de l'autre à l'aide d'une représentation spatiale de forme hexagonale où les types les plus proches partagent ensemble certaines caractéristiques (Holland, 1997; Savickas & Savickas, 2016; Tétreau, 2005). Selon cette théorie, les comportements sont la résultante de l'interaction entre la personnalité et l'environnement. Ainsi, l'environnement moule ses acteurs et à son tour, l'environnement change sous l'influence de ses acteurs (Holland, 1997; Savickas & Savickas, 2017; Tétreau, 2005). En outre, comme postulé par l'étude d'Alarie-Mercier, Pelletier, & Balbinotti (soumis) ainsi que celle de Pelletier (2018), il semble possible de soulever que chaque type de personnalité professionnelle puisse être sous-divisée en trois dimensions. À cet effet, les caractéristiques personnelles peuvent entrecouper en partie les dimensions conjointes.

**Figure 1**

Modèle hexagonal de Holland et les corrélations entre les six types RIASEC (Holland, 1973)



### **La personnalité professionnelle de type Entrepreneur**

Plus spécifiquement, la personnalité professionnelle de type Entrepreneur issu de la théorie hexagonale de Holland est davantage orientée vers l'influence social à travers une vision entrepreneuriale. D'ailleurs, l'individu ayant ce type de personnalité est combatif, bon orateur, peut faire preuve d'audace pour vendre ses idées et possède de bonnes aptitudes pour la gestion d'une équipe. Par conséquent, il aime prendre des décisions et partager son enthousiasme tout en démontrant de l'initiative face à divers projets. Finalement, il peut ressentir de la frustration lorsqu'il a peu d'influence dans un système. D'ailleurs, il rebute les activités routinières ou demandant d'être un observateur au lieu d'un acteur (Holland, 1997).

### **Développement de l'Inventaire Typologique de Caractéristiques Personnelles (ITCP)**

Pour l'évaluation de l'orientation professionnelle chez une clientèle canadienne francophone, le Questionnaire d'intérêts professionnels (Larcebeau, 1971) et l'Inventaire d'intérêts de Rothwell-Miller révisé (Bernaud & Priou, 1994; Rothwell & Miller, 2011) évaluent les intérêts professionnels, mais ont été élaborés selon le modèle des intérêts de Kuder (Donnay, 1997; Kuder, 1938a). Par ailleurs, bien que l'instrument vise à évaluer les intérêts du participant et de les comparer avec ceux des individus occupant des professions de la vie moderne (Donnay, 1997; Donnay et al., 2004; Grutter & Hammer, 2005; Tétreau, 2005), les versions récentes de l'inventaire des intérêts professionnels STRONG évaluent également les six thèmes de la théorie vocationnelle d'Holland (Case & Blackwell, 2008; Donnay et al., 2005; Donnay & Borgen, 1996; Hannon et al., 1994; Harmon et al., 1994; Psychometrics Canada, 2012). Finalement, les inventaires existants et construits sous l'angle de la théorie vocationnelle d'Holland présentent des items en lien avec les intérêts professionnels, les activités professionnelles ou les noms de professions en incluant des qualités (adjectifs), des verbes ou un amalgame (Vrignaud & Bernaud, 2005). D'ailleurs, une traduction canadienne-française du Self Directed Interest d'Holland qui évalue les intérêts professionnels selon la théorie vocationnelle fut effectuée par Poitras et al., (2012), mais qui n'est plus à jour et qui semble progressivement délaissée par les professionnels. Cependant, malgré divers instruments qui évaluent les intérêts professionnels et qui sont construits selon la théorie vocationnelle d'Holland, aucun inventaire se basant uniquement sur les caractéristiques personnelles n'avait vu le jour. Pour combler ce besoin, Balbinotti a élaboré en 2002 la première version de l'ITCP (Inventaire Typologique de Caractéristiques Personnelles), l'ITCP-280, un inventaire qui comprend 280 caractéristiques personnelles en portugais visant à expliquer chacune des six dimensions de la théorie

vocationnelle. Une deuxième version a aussi été élaborée, soit l'ITCP-156 (Balbinotti, 2004). Par ailleurs, une adaptation française qui s'inspire de l'ITCP-280 et de l'ITCP-156 est construite et validée au Québec par Pelletier (2018). À cet égard, les caractéristiques personnelles de cet inventaire ont été adaptées du portugais au français à partir d'une banque de caractéristiques personnelles provenant de l'ITCP-280, et un total de 90 caractéristiques ont été retenues afin de créer l'ITCP-90. En outre, une révision de la version québécoise de l'ITCP-90 est effectuée par Alarie-Mercier et al., (non publié) dans l'objectif d'améliorer les qualités psychométriques de l'instrument et de corriger certains problèmes méthodologiques qui tendaient à limiter la qualité des évidences de validité. Ainsi, l'ITCP permet d'évaluer les caractéristiques personnelles d'un individu afin de trouver son profil RIASEC (Réaliste, Investigateur, Artistique, Social, Entrepreneur et Conventionnel) et d'apporter un apport supplémentaire de connaissances en lien avec les intérêts professionnels et la personnalité (Hogan & Blake, 1999; Hogan & Holland, 2003; Holland, 1997; Larson et al., 2002; Sullivan & Hansen, 2004; Tracey et al., 2014; Vrignaud & Bernaud, 2005).

Toutefois, malgré les évidences de validité de cette version, l'examen approfondi des données ainsi que des résultats peut soulever certaines problématiques. En premier lieu, l'incompréhension de certains items chez les participants illustrée par la réponse « Je ne comprends pas l'item » soulève que cet instrument tend à présenter des lacunes au niveau de l'intelligibilité des items. À cet égard, les analyses ont permis de constater que 60% à 70% des répondants n'avaient pas compris certains items. Ainsi, ces résultats pourraient suggérer que non seulement les items sont trop spécifiques, mais ont un niveau de langage trop élevé pour être intelligible par la population en générale. Ce qui peut affaiblir les qualités psychométriques obtenues lors de l'étude de validation de Alarie-Mercier et al. (non publié). D'ailleurs, cet inventaire s'adresse principalement à une population préuniversitaire et par conséquent, le choix de la population à qui convient cet instrument doit être pris en considération pour ainsi, être intelligible par des individus de niveau secondaire et collégial. En deuxième lieu, l'échantillon était composé uniquement d'étudiants universitaires alors que la majorité des emplois manuels et artistiques ne nécessitent pas un diplôme universitaire. D'ailleurs, les formations dans les domaines manuels et artistiques au Québec sont enseignées au niveau collégial avec des techniques (DEC) ou bien au niveau des études professionnelles (DEP) et donc, les caractéristiques personnelles en lien avec ces environnements de travail semblent avoir été sous-représentées. En dernier lieu, certains items représentent modérément le type de personnalité professionnelle auquel ils sont rattachés et viennent même impacter négativement l'unidimensionnalité de la dimension à laquelle ils sont rattachés.

## Objectifs et questions de recherche

Par conséquent, une refonte de la version québécoise de l'ITCP est essentielle et notamment, de l'Échelle mesurant la personnalité professionnelle de type Entrepreneur pour pallier les problèmes traités précédemment, et particulièrement au niveau de l'intelligibilité des items par la population cible, afin d'augmenter les évidences de validité de l'instrument (Clark & Watson, 1995; DeVellis, 2016).

Ainsi, l'objectif général de cette étude est de présenter les premières évidences de validité basées sur la structure interne et la précision de la refonte de la version québécoise de l'Échelle évaluant la personnalité professionnelle de type Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) et ses trois dimensions, telles que proposées par Alarie-Mercier et al., (non publié) et Pelletier (2018). Trois objectifs spécifiques aideront à répondre à cet objectif général à l'aide des données disponibles: (1) estimer l'adéquation entre la structure factorielle de la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) et la personnalité professionnelle de type Entrepreneur avec ses trois dimensions; (2) estimer la répliquabilité du modèle testé via l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R); et, (3) estimer le niveau de précision (fidélité) du modèle testé ainsi que de chaque facteur de premier ordre inhérent à la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R). Pour atteindre ces objectifs, les procédures méthodologiques, présentées ci-dessous, seront utilisées.

## Méthodologie

### Participants

Pour cette étude, l'échantillon était composé de 308 participants âgés entre 17 et 64 ans ( $M = 25,83$  ans;  $É.T. = 7,99$  années) dont 75,6% sont des femmes (233 répondantes) et 24,4% des hommes (75 répondants). Cet échantillon était composé d'étudiants et de professionnels de divers domaines. Au total, 32 programmes d'étude ont été couverts: psychologie (47,7%), enseignement (13,9%), biologie médicale (6,5%), chiropraxie (4,2 %), enseignement de l'éducation physique (3,9%), technique policière (3,6%), administration (2,9%), sciences comptables (2,3%), la psychoéducation (2,3%), génie mécanique (1,9%), loisir, culture et tourisme (1,6%), kinésiologie (1,3%), sciences infirmières (1,3%), construction (1%) et les dernières disciplines couvrent moins de 5,6% de la totalité des répondants. Cet échantillon a été choisi en fonction de la disponibilité des individus et de l'accessibilité aux institutions. Il s'agit d'un échantillon non aléatoire, recommandé pour les études dans le domaine de l'éducation ainsi que de la psychologie (Maguire & Rogers, 1989) et considéré comme une source d'information adéquate (Corbière & Larivière, 2014).

### Instruments

Les participants ont répondu à deux instruments: 1) un Questionnaire bio-sociodémographique où ils étaient invités à inscrire leur âge, sexe, programme d'étude et emploi; 2) une refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) qui comprend 12 caractéristiques personnelles (Avide, Convaincante, Déterminée, Rusée, Argumentatrice, Vigoureuse, Exigeante, Leader, Ambitieuse, Critique, Combative et Entreprenante) qui théoriquement s'associent à la personnalité de type Entrepreneur de la théorie des personnalités vocationnelles et des environnements de travail (Holland, 1959, 1997; Vrignaud & Bernaud, 2005). D'ailleurs, cette Échelle s'intégrera à la nouvelle version québécoise de l'Inventaire Typologique des Caractéristiques Personnelles (ITCP-72-R) et élaborée originalement par Balbinotti (2002). Les participants doivent répondre à la question « Dans un milieu de travail, je me vois comme une personne \_\_\_\_ » pour chacune des 12 caractéristiques personnelles se référant à des traits de personnalité via une échelle de type Likert à 5 points et indiquer à quel point l'item le décrit: (1) Me décrit très faiblement, (2) Me décrit peu, (3) Me décrit moyennement, (4) Me décrit bien et (5) Me décrit très fortement (Laberon & Trahan, 2005; Likert, 1931; Vrignaud & Bernaud, 2005). La présentation de chacun des 12 items se répartie sur deux lignes. Sur la première ligne, le nom de la caractéristique personnelle apparaît à gauche en gras et l'échelle de réponse de type Likert à 5 points apparaît à droite en gras. Sur la deuxième ligne, une définition de la caractéristique personnelle apparaît en italique. Le temps de passation variait entre 6 et 12 minutes. De plus, à partir des résultats obtenus à chacun des items, la somme est calculée sous la forme d'un score total. À cet effet, un résultat élevé indique un fort intérêt pour les professions de type Entrepreneur et à l'inverse, un faible résultat indique un faible intérêt pour les professions de type Entrepreneur.

### Procédures d'administration

L'approbation éthique supportant la procédure d'administration de la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) fut obtenue par le Comité d'Éthique de la Recherche - Psychologie et Psychoéducation (CERPPE) de l'Université du Québec à Trois-Rivières (numéro de certificat: CERPPE-21-01-07-04). Des étudiants et des professionnelles ont été recrutés. D'une part, concernant les étudiants, les institutions d'enseignement (Écoles de formation professionnelle, CÉGEP et Université) ont été contactées. Après approbation par les responsables de ces institutions, les étudiants ont été invités à participer à l'étude. D'autre part, concernant les professionnels, les organisations ont été contactées et après approbation par les responsables, les professionnels qui désiraient participer à l'étude ont répondu aux questionnaires. Des explications détaillées concernant le fonctionnement de l'étude ont été communiquées aux participants et un formulaire de consentement devait être signé par les participants avant le début de l'étude. Par ailleurs, les participants étaient invités à demander des explications supplémentaires s'ils en éprouvaient le besoin.

## Les procédures statistiques

Étant composées de variables de types ordinales, l'ensemble des procédures statistiques furent effectuées à l'aide du logiciel Factor 12.04.02 puisqu'il permet d'exécuter des modelages par équations structurelles exploratoires avec des matrices de corrélations polychoriques (Bryant & Yarnold, 1995; Choi et al., 2011; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006, 2013; Pohlmann, 2004).

Afin de pouvoir répondre au premier objectif de cette étude, un modelage par équation structurelle exploratoire (ESEM) fut réalisé (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018). L'ESEM peut être comprise comme une version actualisée des analyses factorielles exploratoires lorsqu'on inclut des résultats confirmatoires. De plus et selon Ferrando et Lorenzo-Seva (2016, 2018), l'ESEM permet de prévenir certains problèmes présentés par l'analyse factorielle confirmatoire traditionnelle, c'est-à-dire, il permet que chacun des items puisse quand même expliquer une petite partie de la variance de toutes les variables latentes de premier ordre. Avant de pouvoir procéder à l'ESEM, la factorabilité des matrices de corrélation ainsi que l'adéquation de l'échantillon ont été vérifiées à l'aide des trois indices suivants: Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO \geq 0,80$ ) (Cureton et d'Agostino, 2013; Kaiser & Rice, 1974), le déterminant des matrices de corrélation ( $|R| \neq 0$ ; mais  $> 0,000001$ ) (Balbinotti, 2005; Kline, 2016, 2023) et le test de sphéricité de Bartlett ( $p < 0,05$ ) (Bartlett, 1937; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2021; Tabachnick & Fidell, 2012). Les indices ESEM explorés en accord avec les recommandations se retrouvant dans la littérature sont (Brown, 2015; Kline, 2016, 2023): (1) analyse parallèle (Field, 2018; Hayton et al., 2004; Horn, 1965; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011; Zwick & Velicer, 1986) (les pourcentages de variances réels doivent être plus grands que les pourcentages de variances moyennes randomisées ou des percentiles 95 randomisés, avec 5000 matrices) (Buja & Eyuboglu, 1992; Hayton et al., 2004); (2) mesure de l'unidimensionnalité: Congruence Unidimensionnelle (UniCo  $\geq 0,95$ ), Variance Commune Expliquée (ECV  $\geq 0,85$ ) et Moyenne de la saturation Absolue Résiduelle des Items (MIREAL  $\leq 0,300$ ) (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018); (3) indices de communauté basés sur une matrice n'étant pas rotationnée ( $h^2 \geq 0,400$ ); (4) pourcentage de variance total expliqué (50% et plus) et par facteur (les pourcentages dépendent du nombre de facteurs retenus) (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018); (5) saturation factorielle rotationnée ( $Sat_r \geq 0,300$ ) (Bentler, 1977; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018; Lorenzo-Seva, 2003); (6) statistique robuste d'ajustement: pour les indices d'ajustement absolu, il y a le Khi carré normalisé ( $\chi^2/dl \leq 2$ ) (Kline, 2016, 2023; Tabachnick & Fidell, 2007) et l'indice d'ajustement corrigé (AGFI  $\geq 0,90$ ) (Diamantopoulos & Siguaw, 2000); pour les indices d'ajustement comparatifs, il y a l'indice d'ajustement comparatif (CFI  $\geq 0,90$ ) (Kline, 2016, 2023) et l'indice d'ajustement non normalisé (TLI  $\geq 0,90$ ) (Tucker et Lewis, 1973); pour l'indice d'ajustement parcimonieux, il y a l'erreur quadratique moyenne d'approximation (RMSEA  $\leq 0,05$ ) (Byrne, 2010; Jöreskog & Sörbom, 1996); et, finalement, pour les indices d'ajustement résiduels, il y a la racine carrée quadratique des résidus (RMSR  $< 0,0571$ ) (Bentler, 1995; Kelley, 1935; Pavlov et al., 2021) et la moyenne quadratique pondérée des résidus (WRMR  $\leq 0,90$ ) (DiStefano et al., 2018; Muthén & Muthén, 2017; Yu & Muthén, 2002).

Afin de pouvoir répondre au deuxième objectif de cette étude, des indices généralisés  $H$  (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018) furent calculés. L'indice  $H$  évalue dans quelle mesure un ensemble d'éléments représente un facteur commun. Il est compris entre 0 et 1 et se rapproche de l'unité lorsque l'importance des charges factorielles augmente. Des indices  $H$  élevés ( $H_{L0} \geq 0,80$ ) suggèrent une variable latente bien définie, indiquant une stabilité d'une étude à l'autre. D'une part,  $H$ -Latent évalue dans quelle mesure le facteur de premier ordre est reproductible et apparaît ainsi comme un indice de validité de la mesure. D'autre part,  $H$ -Observé évalue dans quelle mesure les items mesurés directement sont reproductibles et apparaît ainsi comme un indice de précision de la mesure (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018; Hancock, 2001; Hancock & Mueller, 2000; Rodriguez et al., 2016b).

Afin de pouvoir répondre au troisième objectif de cette étude, le niveau de précision (fidélité) du modèle inhérent à l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-12-R) fut examiné par les statistiques suivantes: (1) Alpha de Cronbach ordinal standardisé ( $\alpha_o \geq 0,70$ ) (Cho, 2021; Cronbach, 1971); (2) Oméga de McDonald ( $\Omega \geq 0,70$ ) (McDonald, 1970); (3) Fidélité de composites (CR  $\geq 0,70$ ) (Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2014; Hair et al., 2021; Haji-Othman & Yusuff, 2022; Revelle & Zinbarg, 2009; Ten Berge et al., 1981). Les indices Alpha et Omega sont ordinaux puisque les données sont de natures ordinales. Il est essentiel de souligner l'importance des indices Omega et Fidélité de composite, car il s'agit de mesures congénériques (Deng & Chan, 2017; Dunn

et al., 2014) et le prérequis « équivalence *tau* » (Cronbach, 1951) n'est pas exigé (Padilla & Divers, 2016; Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016).

## Résultats

Afin d'atteindre le premier objectif spécifique de cette étude, celui relatif à l'adéquation entre la structure factorielle de la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) et la personnalité professionnelle de type Entrepreneur avec ses trois dimensions, il a été nécessaire d'estimer, dans un premier temps, le coefficient Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO \geq 0,80$ ) qui atteint le seuil d'une bonne adéquation (Kaiser, 1974), le déterminant de la matrice de corrélation ( $|R| > 0,00001$ ) (Balbinotti, 2005), et le Test de Sphéricité de Bartlett (*TSB* significativement différente d'une matrice d'identité;  $p < 0,05$ ) (Bartlett, 1951), afin d'assurer une adéquate interprétation des résultats de la structure factorielle. Comme démontré dans le tableau 1, les résultats respectifs soulèvent que les corrélations entre les items sont adéquates pour procéder aux interprétations des résultats des analyses factorielles (Balbinotti, 2005; Cronbach & Shavelson, 2004; Muthén & Kaplan, 1985). En outre, il est démontré que les résultats de la mesure de la redondance de l'information sont différents de zéro ( $|R| \neq 0$ ) et plus grand que 0,00001, ce qui indique l'absence de tout type de répétition ou de linéarité (absence de colinéarité) entre les éléments. Ainsi, l'ensemble de ses résultats assurent la pertinence des calculs factoriels (Balbinotti, 2005; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006; Rochette & Balbinotti, 2016).

**Tableau 1**

*Indices préalables d'adéquation de la solution pour l'analyse factorielles exploratoires*

KMO	R	BARTLETT	
		Statistique	p-value
0,81	0,021	1167,9	$p < 0.01$

*Note.* KMO: Index d'adéquation de l'échantillon Kaiser Meyer-Olkin; |R| : Déterminant de la matrice de corrélation

## Analyse factorielle exploratoire - Rotation des facteurs

Dans un deuxième temps, la structure factorielle de la refonte de l'Échelle Entrepreneur a été testée à l'aide de la matrice de corrélation polychorique (considérant la nature ordinale des données disponibles) (Choi et al., 2011; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2020), de l'analyse parallèle avec calculs de permutation de 9999 matrices de corrélation randomisées (comme procédure pour déterminer le nombre de facteurs à être retenus) (Buja & Eyuboglu, 1992; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011), de la méthode des moindres carrés robuste à pondération diagonale (Robust Diagonally Weighted Least Squares – RDWLS) (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017), et de la méthode de rotation de facteurs Robuste Direct Oblimin (particulièrement approprié au contexte des modelages par équations structurelles exploratoires et reconnue actuellement comme la méthode la plus adéquate pour des données qui n'adhèrent pas à la normalité de la distribution) (Lorenzo-Seva, 1999; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019). Par ailleurs, il est important de souligner que ces types d'estimations sont purement statistiques, c'est-à-dire qu'ils ne tiennent compte que des données d'analyse et de leurs limites, négligeant ainsi les théories qui pourraient expliquer le phénomène de manière plus complète. Cette étude prend en compte les conceptions théoriques utilisées pour la conception des instruments, avec le choix de définir a priori le nombre de facteurs extraits (Balbinotti, 2005). Ainsi, on peut constater que les résultats des analyses factorielles exploratoires réalisées viennent expliquer 58,98% de la variance total lorsque la refonte de l'Échelle Entrepreneur est expliquée par trois facteurs (voir tableau 2). Ce premier résultat est très satisfaisant puisqu'il est possible d'affirmer que seulement 12 items (Furr, 2021) sont suffisants pour expliquer une bonne partie du construit analysé. Pour la solution factorielle, seuls les items avec des saturations significatives ( $Sat_i \geq 0,300$ ) sont conservés. Celles-ci sont présentées dans leur forme pure sans aucune double saturation significative ( $Sat_i \geq 0,300$ ) et tous les items satureront adéquatement ( $Sat_i \geq 0,349$ )

dans leurs facteurs respectifs. Par conséquent, il semble qu'un modèle à trois dimensions est parfaitement satisfaisant.

Dans un troisième temps, afin de vérifier si l'ensemble des items de la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) tendent à représenter la personnalité professionnelle de type Entrepreneur, deux indices statistiques furent analysés. D'une part, comme présenté dans le tableau 2, la qualité des représentations ( $h^2$ ) des items fut vérifiée pour l'Échelle évaluant la personnalité professionnelle de type Entrepreneur. À cet égard, l'ensemble des items présentent une qualité de représentation adéquate ( $h^2 \geq 0,400$ ). D'autre part, l'unidimensionnalité de l'instrument fut vérifiée. Ainsi, comme présenté dans le tableau 2, les résultats des indices mesurant l'unidimensionnalité, qui évaluent dans quelle mesure un ensemble d'items représente adéquatement une seule dimension, révèlent que la valeur de l'UniCo (Congruence Unidimensionnelle) n'a pas atteint le seuil de 0,95, que la valeur de l'ECV (Variance Commune Expliquée) se situe entre 0,70 et 0,85 et que la valeur du MIREAL (Moyenne de la saturation Absolue Résiduelle des Items) se situe en-dessous du seuil de 0,300.

**Tableau 2***Résultats de l'analyse factorielle exploratoire*

Sous-Dimensions	Items	Caractéristiques personnelles	$f_j^2$	Matrice factorielle		
				OVD1	OVC	OVD2
OVD1	1	Avide	0,478	0,595		
	4	Rusée	0,749	0,592		
	7	Exigeante	0,578	0,506		
	10	Critique	0,461	0,471		
OVC	2	Convaincante	0,804		0,847	
	5	Argumentatrice	0,555		0,648	
	8	Leader	0,623		0,533	
	11	Combative	0,740		0,349	
OVD2	3	Déterminée	0,749			0,792
	6	Vigoureuse	0,705			0,715
	9	Ambitieuse	0,664			0,643
	12	Entreprenante	0,537			0,578
			Échelle	OVD1	OVC	OVD2
Pourcentage de variance			58,98	35,68	12,88	10,42
UniCo (Unidimensional Congruence)			0,89	0,90	0,97	0,98
ECV (Explained Common Variance)			0,77	0,72	0,82	0,86
MIREAL (Mean of Item Residual Absolute Loadings)			0,27	0,34	0,28	0,25

*Note.* Méthode d'extraction : Robust Diagonally weighted Least Squares (RDWLS) ;  $f_j^2$  : Qualité de représentation ; Corrélations entre les sous-facteurs :  $0,31 < r < 0,49$  ; OVD1 : Orientation Vers la Dominance ; OVC : Orientation Vers le Charisme ; OVD2 : Orientation Vers la Détermination ; Saturation  $\leq 0,30$  ne sont pas présentées dans le tableau

Dans un quatrième temps et comme présenté dans le tableau 3, afin de vérifier l'ajustement de cet instrument avec le construit théorique, les résultats des indices d'ajustement de la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) évaluant la personnalité professionnelle de type Entrepreneur révèlent que les valeurs sont bonnes à excellentes. D'ailleurs, le résultat au test du khi carré normalisé ( $\chi^2/dl \leq 2,0$ ) révèle un ajustement satisfaisant. En outre, la valeur obtenue à l'indice AGFI ( $AGFI \geq 0,95$ ) indique donc un excellent ajustement. De plus, la valeur obtenue à l'indice d'ajustement RMSEA qui évalue la parcimonie du modèle ( $RMSEA \leq 0,08$ ) soutient un ajustement acceptable du modèle (Byrne, 2010; Jöreskog & Sörbom, 1996). Par ailleurs, les indices d'ajustement comparatifs démontrent que les données s'ajustent adéquatement avec le modèle hypothétique du construit. En premier lieu, la valeur de l'indice CFI ( $CFI \geq 0,95$ ) soutient ainsi un très bon ajustement. En second lieu, la valeur de l'indice d'ajustement NNFI ( $NNFI \geq 0,95$ ) soutient également un bon ajustement du modèle. Finalement, les indices d'ajustement résiduels démontrent que les données s'ajustent adéquatement avec le modèle hypothétique du construit. D'une part, en étant inférieure au critère de Kelley (Kelley, 1935), la valeur de l'indice RMSR ( $RMSR < 0,057$ ) soutient un bon ajustement des données sur le modèle. D'autre part, la valeur de l'indice WRMR ( $WRMR \leq 0,90$ ) représente également un bon ajustement du modèle.

**Tableau 3**

*Indices d'ajustement*

Absolue		Parcimonieuse		Comparative		Résiduelle		
X <sup>2</sup>	p	X <sup>2</sup> /dl	AGFI	RMSEA	CFI	NNFI	RMSR	WRMR
25,328	0,593	0,768	0,982	0,060	0,982	0,963	0,041	0,039

*Note.*  $\chi^2$  = Test du khi-deux ; ddl = degrés de liberté ; AGFI : Indice Adjusted Goodness of fit ; RMSEA : Indice Root Mean Square Error of Approximation ; CFI : Indice d'ajustement comparatif ; NNFI : Indice d'ajustement non normé / Indice Tucker-Lewis ; RMSR : Indice Root Mean square of Residual ; WRMR : Indice Weighted Root Mean Square Residual

Afin d'atteindre le deuxième objectif spécifique de cette étude, celui relatif à l'estimation de la répliquabilité du modèle testé via la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R), la reproductibilité du construit fut analysée à l'aide de l'indice *HL*. Tel que présenté dans le tableau 4, les résultats à cet indice révèlent une bonne reproductibilité ( $HL \geq 0,80$ ) du construit représentant la personnalité professionnelle de type Entrepreneur et une bonne reproductibilité ( $HL \geq 0,80$ ) du construit (Rodriguez et al., 2016b) au niveau des dimensions de la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R). Plus spécifiquement, les résultats à l'indice *HL* révèlent une bonne reproductibilité ( $HL \geq 0,80$ ) du construit pour la dimension OVD2 et la dimension OVC mais une reproductibilité du construit qui tend à être acceptable pour la dimension OVD1. Par ailleurs, les résultats à l'indice *Ho* révèlent que les items mesurés directement de la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) sont reproductibles ( $Ho \geq 0,80$ ). En outre, les résultats à l'indice *Ho* révèlent également que les items mesurés de la dimension OVC et de la dimension OVD2 sont passablement reproductible ( $Ho \geq 0,70$ ) mais que les items mesurés de la dimension OVD1 n'atteignent pas le seuil pouvant statistiquement supporter que les items mesurés directement sont répliquables ( $Ho < 0,70$ ).

**Précision ou consistance interne**

Afin d'atteindre le troisième objectif spécifique de cette étude, la mesure de la précision de la refonte de l'Échelle de la personnalité professionnelle de type Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) et de ses trois dimensions respectives fut effectuée par le biais de quatre indices qui mesurent la consistance interne. Comme présenté dans le tableau 5, les résultats aux différents indices démontrent globalement que cet instrument possède une bonne cohérence interne. Plus spécifiquement, les résultats obtenus à l'évaluation de la fidélité de composite, au GLB de Woodhouse & Jackson's, à l'alpha de Cronbach ordinal standardisé et à l'Omega de

**Tableau 4**

*Indice de reproductibilité du construit*

	H-Latent	H-Observé
Échelle Entrepreneur	0,860	0,858
Dimensions		
Dimension 1: OVD1	0,694	0,770
Dimension 2: OVC	0,823	0,781
Dimension 3: OVD2	0,829	0,777

*Note.* H : Reproductibilité du construit ; OVD1 : Orientation Vers la Dominance ; OVC : Orientation Vers le Charisme ; OVD2 : Orientation Vers la Détermination

McDonald révèlent que l'instrument possède une bonne ( $\geq 0,80$ ) cohérence interne (Béland et al., 2017; DeVellis, 1991; Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2014; Hair et al., 2021; Haji-Othman & Yusuff, 2022; McDonald, 1999; Nunnally, 1978; Nunnally & Bernstein, 1994). Par ailleurs, l'analyse des résultats obtenus pour chacune des dimensions révèle une bonne cohérence interne pour la dimension OVD2, une cohérence interne adéquate pour la dimension OVC et une cohérence interne passable pour la dimension OVD1. D'ailleurs, les résultats de la dimension OVD1 soulèvent que l'indice

GLB se retrouve au-dessus du seuil de 0,70 mais que l'indice alpha, l'indice Omega et l'indice de la fidélité de composite se retrouvent sous le seuil d'acceptabilité de 0,70 mais sont au-dessus du seuil minimum de 0,60 (Béland et al., 2017; DeVellis, 1991; Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2014; Hair et al., 2021; Haji-Othman & Yusuff, 2022; McDonald, 1999; Nunnally, 1978; Nunnally & Bernstein, 1994).

**Tableau 5**

*Indices de fidélité*

	$\alpha$	$w$	CR	GLB
Échelle Entrepreneur	0,83	0,83	0,877	0,98
Dimensions				
Dimension 1: OVD1	0,64	0,65	0,624	0,77
Dimension 2: OVC	0,78	0,78	0,697	0,87
Dimension 3: OVD2	0,79	0,79	0,779	0,84

*Note.*  $\alpha$  : Alpha de Cronbach ;  $w$  : Oméga de McDonald ; CR : Composite Reliability ; GLB : Greatest Lower Bound to Reliability ; OVD1 : Orientation Vers la Dominance ; OVC : Orientation Vers le Charisme ; OVD2 : Orientation Vers la Détermination

## Discussion

Afin d'améliorer la recherche et la pratique clinique en orientation professionnelle, l'objectif de cette étude portait sur la refonte et la validation de la version québécoise d'une Échelle évaluant la personnalité professionnelle de type Entrepreneur à partir de caractéristiques personnelles selon la théorie vocationnelle d'Holland (1997). Plus spécifiquement, cette étude examinait les évidences de la structure interne et la précision de la refonte de l'échelle mesurant la personnalité professionnelle de type Entrepreneur et ses sous-facteurs intrinsèques.

### Adéquation structurelle de la refonte de l'Échelle Entrepreneur

Le premier objectif de cette étude fut d'estimer l'adéquation entre la structure factorielle de la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) et la personnalité professionnelle de type Entrepreneur avec ses trois dimensions. À cet effet, les résultats de l'analyse factorielle exploratoire effectuée dans le cadre de cette étude sur la validation de la refonte de la version québécoise de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) permettent de supporter la présence d'une adéquation entre la structure factorielle de cet instrument et la

personnalité professionnelle de type Entrepreneur telle que définie par la théorie vocationnelle d'Holland (1997).

### ***Saturation factorielle et tri-dimensionalité***

En premier lieu, les résultats de l'analyse factorielle exploratoire révèlent que l'ensemble des items de l'instrument à l'étude saturent comme attendu et représentent adéquatement les trois dimensions de la personnalité professionnelle de type Entrepreneur. D'ailleurs, les critères de Cattell ainsi que l'analyse de la dimensionalité à l'aide de l'analyse parallèle démontrent la présence de trois dimensions communes au niveau de la personnalité professionnelle de type Entrepreneur. En outre, l'analyse des indices liés à l'unidimensionnalité permettent de soulever que l'ensemble des items de cet instrument tendent vers l'unidimensionnalité tout en étant compatible avec la présence de dimensions. En sommes, la structure de l'instrument rejoint la théorie vocationnelle d'Holland (1997), l'étude de Pelletier (2018) et l'étude d'Alarie-Mercier, Pelletier, & Balbinotti (2025) qui démontrent que la personnalité Entrepreneur peut être sous-divisée en trois dimensions au niveau des caractéristiques personnelles telle que subséquemment présentée. Par conséquent et en accord avec les résultats de l'analyse factorielle exploratoire, la personnalité professionnelle de type Entrepreneur de la théorie vocationnelle d'Holland (1997) peut se sous-diviser en trois dimensions (1) Orientation Vers la Dominance (OVD1); (2) Orientation Vers le Charisme (OVC); et (3) Orientation Vers la Détermination (OVD2).

### ***Ajustement de l'Échelle Entrepreneur avec le construit théorique***

En deuxième lieu, les résultats aux différents indices d'ajustement soulèvent que la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) s'ajuste adéquatement avec le construit théorique en lien avec la personnalité professionnelle de type Entrepreneur. D'ailleurs, l'instrument à l'étude évalue parcimonieusement la personnalité professionnelle de type Entrepreneur et tend vers un bon ajustement avec le modèle hypothétique du construit. À cet égard, les indices d'ajustements permettent de constater que le modèle à l'étude s'ajuste adéquatement pour l'ensemble des indices et qu'il est ainsi possible d'affirmer que les 12 caractéristiques personnelles incluses dans la personnalité professionnelle de type Entrepreneur semblent aller dans le même sens et qu'elles évaluent plus ou moins un aspect de la même dimension.

### ***Reproductibilité de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R)***

Le deuxième objectif de cette étude fut d'estimer la répliquabilité du modèle évalué via la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R). À cet effet, les résultats des analyses de la présente étude démontrent que l'instrument ainsi que les items qui le composent sont stables, reproductibles et représentent bien la personnalité professionnelle de type Entrepreneur. Par ailleurs, les résultats à l'indice *HL* révèlent que le construit sous-jacent à la dimension OVC et à la dimension OVD2 est pleinement reproductible et par conséquent, que le construit de ces deux dimensions est bien défini. Toutefois, bien qu'elle tende à être acceptable, la reproductibilité du construit sous-jacent à la dimension OVD1 pourrait présenter certaines lacunes. De plus, l'indice *Ho* révèle que les items étant reliés à la dimension OVC ainsi qu'à la dimension OVD2 et mesurés directement sont reproductibles. Toutefois, les résultats de cette étude à l'indice *Ho* révèlent également que les items de la dimension OVD1 manquent légèrement de stabilité et par conséquent, leur reproductibilité pourrait présenter certaines lacunes (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018; Hancock, 2001; Hancock & Mueller, 2000; Rodriguez et al., 2016b).

### ***Précision de l'Échelle Entrepreneur***

Le dernier objectif de cette étude fut de vérifier si la refonte de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) est adéquatement précise pour permettre une interprétation appropriée des résultats en considérant la population cible. À cet effet, les analyses démontrent que la refonte de l'Échelle évaluant la personnalité

professionnelle de type Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) manifeste une bonne précision. En effet, la totalité des indices obtenus pour l'Échelle à l'étude, incluant l'alpha de Cronbach ordinal standardisé, l'oméga de McDonald, la fidélité de composite et l'indice GLB selon la méthode de Woodhouse & Jackson's démontrent une bonne cohérence interne. Par ailleurs, la dimension intrinsèque OVC ainsi que la dimension intrinsèque OVD2 démontrent à tendre vers une bonne cohérence interne mais la dimension intrinsèque OVD1 démontre une cohérence interne acceptable mais qui peut tout de même être questionnable.

### **Forces et avantages de l'Échelle Entrepreneur**

La refonte de la version québécoise de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R) est plus courte que les anciennes versions avec trois items en moins tout en représentant davantage la personnalité professionnelle de type Entrepreneur. Plus spécifiquement, la version de cette étude représente près de 58,98% de la variance du construit plutôt que 53,61% pour la version de Pelletier (2018) et 58,09% pour la version d'Alarie-Mercier, Pelletier et Balbinotti (2025).

### **Applications pratiques de l'Échelle Entrepreneur**

La rapidité d'administration ainsi que la simplicité de ses instructions d'administration et de cotation constituent un atout de taille pour son utilisation en contexte scolaire par des enseignants, et ainsi, à venir encourager les individus les plus indécis face à leur avenir professionnel à demander de l'aide auprès de conseillers en orientation. Par ailleurs, en complémentarité aux autres instruments existants, le professionnel utilisant l'Échelle Entrepreneur peut évaluer la personnalité professionnelle de type Entrepreneur et, ainsi, venir étayer le niveau d'affinité des caractéristiques personnelles d'un individu avec les diverses professions appartenant au domaine entrepreneurial. De plus, la qualité des propriétés psychométriques soulevée par les évidences de validité obtenues par cette étude permet son utilisation pratique dans un contexte scientifique et académique en recherche.

### **Positionnement de l'Échelle Entrepreneur vis-à-vis des instruments existants**

Contrairement aux autres familles d'instrument qui évaluent les intérêts professionnels et tout comme l'ITCP-90 et la version révisée de l'ITCP-90, la refonte de l'Échelle Entrepreneur se base sur le principe que le choix d'une profession constitue l'expression de sa personnalité. Par ailleurs, comparativement à la section mesurant la personnalité professionnelle de type Entrepreneur de l'ITCP-90 ou de la version révisée de l'ITCP-90, la refonte de l'Échelle Entrepreneur comporte des changements qui contribuent à l'amélioration de ses qualités psychométriques. En premier lieu, la refonte de l'Échelle Entrepreneur intègre des caractéristiques personnelles qui sont davantage intelligibles chez des individus fréquentant une institution d'enseignement de niveau secondaire ou collégiale. En deuxième lieu, la refonte de l'Échelle Entrepreneur intègre une définition de la caractéristique personnelle en dessous de chacun des items dans l'objectif de favoriser leur compréhension. En troisième lieu, l'Échelle de type Likert de la refonte de l'Échelle Entrepreneur fut revue afin de permettre une mesure qui est davantage graduelle et parcimonieuse du niveau d'attribution auto rapporté d'une caractéristique personnelle.

### **Faiblesses et limites de l'Échelle Entrepreneur**

Malgré les évidences de validité de la refonte de la version québécoise de l'Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R), certaines limites peuvent être identifiées. D'ailleurs, n'étant pas appuyée par une analyse factorielle confirmatoire, l'application pratique de cet instrument comporte certaines limites au niveau de son utilisation autonome dans le cadre d'une évaluation clinique par un professionnel et, ainsi, son utilisation dans ce cadre est déconseillée. De plus, le déséquilibre de la proportion hommes-femmes à 75,6% en faveur des femmes pourrait venir affaiblir la représentativité des caractéristiques personnelles et, ultimement, les évidences de validité de l'instrument chez les hommes. Finalement, il est possible que le choix d'un échantillon

non aléatoire puisse venir négativement impacter la généralisabilité des résultats de l'étude à la population franco-québécoise. Cependant, deux éléments peuvent venir atténuer cet impact sur la généralisation des résultats. D'une part, une publication sur le site de l'Université du Québec à Trois-Rivières et sur le groupe Facebook de certains CÉGEP permettait de rejoindre une plus grande proportion de la population qui pouvait être intéressée de participer à l'étude. D'autre part, les milieux de travail et les cours dans lesquelles le recrutement fut effectué proviennent de l'ensemble des niveaux de scolarité pouvant se retrouver au Québec et couvrent l'ensemble des domaines professionnels.

### Conclusion

En sommes, les résultats de cette étude soulèvent la présence d'évidences de validité de la structure interne de la refonte de la version québécoise de l'Échelle Entrepreneur de l'Inventaire Typologique de Caractéristiques Personnelles (EE-ITCP-72-R). À cet effet, cette dernière présente un potentiel dans le domaine de la psychologie de l'orientation. Finalement, les évidences de validité soulevées durant la présente étude ouvrent la voie à son intégration dans une nouvelle étude sur l'analyse factorielle confirmatoire de la refonte de la version québécoise de l'ITCP-72-R. Par ailleurs, le recrutement d'un échantillon avec l'inclusion d'une plus grande variété de professions dans les futures recherches pourrait venir enrichir la robustesse de la généralisation des évidences de validité de l'instrument.

### Références

- Alarie-Mercier, R., Pelletier, A., & Balbinotti, M. A. A. (2025). Révision de la version québécoise de l'inventaire typologique de caractéristiques personnelles (ITCP-90) et exploration des dimensionalités [Manuscrit non publié]. Département de psychologie, Université du Québec à Trois-Rivières.].
- Balbinotti, M. A. A. (2002). *Inventario Tipologico de Caracteristicas Pessoais*. Laboratoire de psychologie du sport. Université Fédérale du Rio Grande du Sud : Porto Alegre.
- Balbinotti, M. A. A. (2004). *Inventario Tipologico de Caracteristicas Pessoais. 2e version*. Université Fédérale du Rio Grande du Sud: Porto Alegre.
- Balbinotti, M. A. A. (2005). Para se avaliar o que se espera: reflexões acerca da validade dos testes psicológicos. *Aletheia*, 21(1), 43-52. <https://pepsic.bvsalud.org/pdf/aletheia/n21/n21a05.pdf>
- Bartlett, M. S. (1937). Properties of Sufficiency and Statistical Test. *Proceedings of the Royal Society A*, 160, 268-282. <https://doi.org/10.1098/rspa.1937.0109>
- Bartlett, M. S. (1951). The effect of standardization on a Chi-square approximation in factor analysis. *Biometrika*, 38(3/4), 337-344. <https://doi.org/10.2307/2332580>
- Béland, S., Cousineau, D. & Loye, N. (2017). Utiliser le coefficient omega de McDonald à la place de l'alpha de Cronbach. *McGill Journal of Education / Revue des sciences de l'éducation de McGill*, 52(3), 791-804. <https://doi.org/10.7202/1050915ar>
- Bentler, P. M. (1977). Factor simplicity index and transformations. *Psychometrika*, 42, 277-295. <https://doi.org/10.1007/BF02294054>
- Bentler, P. (1995). *EQS program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bernaudo, J.-L., & Priou, P. (1994). *Inventaire d'intérêts professionnels I.R.M.R.* Manuel d'utilisation et manuel d'interprétation. Issy-les-Moulineaux : E.A.P.
- Buja, A., & Eyuboglu, N. (1992). Remarks on parallel analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 27(4), 509-540. [https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2704\\_2](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2704_2)
- Briddick, W. C. (2009). Frank Parsons on interests. *Journal of Vocational Behavior*, 74, 230-233. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2008.12.003>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research (2e éd.)*. New York, NY: Guilford Publications. <https://www.guilford.com/books/Confirmatory-Factor-Analysis-for-Applied-Research/Timothy-Brown/9781462515363?srsId=AfmBOooO4LCl2kPla-U-5ZhraFq8dzPgbMCuPycHSQOCDcHQenzFTEMr>
- Bryant, F. B., & Yarnold, P. R. (1995). *Principal-components analysis and exploratory and confirmatory factor analysis*. Dans L. G. Grimm & P. R. Yarnold, Reading and understanding multivariate statistics

- (pp. 99-136). American Psychological Association. <https://www.apa.org/pubs/books/4316510>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming (2e éd.)*. Routledge/Taylor & Francis Group. <https://doi.org/10.4324/9780203805534>
- Case, J. C., & Blackwell, T. L. (2008). Test Review: Strong, EK, Jr., Donnay, DAC, Morris, ML, Schaubhut, NA, & Thompson, RC (2004). Strong Interest Inventory®, Revised Edition. Mountain View, CA: Consulting Psychologists Press, Inc. (Newly Revised Strong Profile Preview Kit — 14.65; Newly Revised Strong Profile Administration, online — 7.80; Newly Revised Strong Profile Combined Item Booklet/ Answer Sheets, mail-in — 78.00pkg/10; Newly Revised Strong Interest Inventory Manual — 69.00; Strong Interest Inventory User's Guide — 29.50; Where Do I Go Next? — 55.00 pkg .... *Rehabilitation Counseling Bulletin*, 51(2), 122-126. <https://doi.org/10.1177/0034355207311350>
- Cho, E. (2021). Neither Cronbach's Alpha nor McDonald's Omega: A Commentary on Sijtsma and Pfadt. *Psychometrika*, 86, 877-886. <https://doi.org/10.1007/s11336-021-09801-1>
- Choi, J., Kim, S., Chen, J., & Dannels, S. (2011). A comparison of maximum likelihood and Bayesian estimation for polychoric correlation using Monte Carlo simulation. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 36(4), 523-549. <https://doi.org/10.3102/1076998610381398>
- Clark, L. & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7, 309-319. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309>
- Corbière, M., & Larivière, N. (2014). *Méthodes qualitatives, quantitatives et mixtes. Dans la recherche en sciences humaines, sociales et de la santé*. Québec : Presses de l'Université du Québec. <https://www.puq.ca/catalogue/livres/methodes-qualitatives-quantitatives-mixtes-edition-3773.html>
- Cronbach, J. L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Cronbach, L. J. (1971). *Test Validation*. In R. Thorndike (éd.), *Educational Measurement (2e éd., p. 443)*. Washington DC: American Council on Education.
- Cronbach, L. J., & Shavelson, R. J. (2004). My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64(3), 391-418. <https://doi.org/10.1177/0013164404266386>
- Cureton, E.E., & D'Agostino, R.B. (2013). *Factor Analysis: An Applied Approach (1er éd.)*. Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781315799476>
- Deng, L., & Chan, W. (2017). Testing the difference between reliability coefficients alpha and omega. *Educational and Psychological Measurement*, 77(2), 185-203. <https://doi.org/10.1177/0013164416658325>
- DeVellis, R. F. (1991). *Scale development: Theory and applications*. Newbury Park, CA: Sage.
- DeVellis, R.F. (2016). *Scale Development: Theory and Applications. Vol. 26*, Sage, Thousand Oaks.
- Diamantopoulos, A., & Siguaw, J. A. (2000). *Introducing LISREL*. London: Sage Publications. <https://doi.org/10.4135/9781849209359>
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the Weighted Root Mean Square Residual: Evidence for Trustworthiness? *Structural Equation Modeling*, 25(3), 453-466. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1390394>
- Donnay, D. A. C. (1997). E. K. Strong's legacy and beyond: 70 years of the Strong Interest Inventory. *The Career Development Quarterly*, 46(1), 2-22. <https://doi.org/10.1002/j.2161-0045.1997.tb00688.x>
- Donnay, D. A. C., & Borgen, F. H. (1996). Validity, structure, and content of the 1994 Strong Interest Inventory. *Journal of Counseling Psychology*, 43(3), 275-291. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.43.3.275>
- Donnay, D. A. C., Morris, M. L., Schaubhut, N. A., & Thompson, R. C. (2005). *Strong Interest Inventory Manual*. Mountain View, CA: CPP, Inc.
- Donnay, D. A., Thompson, R. C., Morris, M. L., & Schaubhut, N. A. (2004). *Technical brief for the newly revised Strong interest assessment: Content, reliability and validity*. Mountain View, CA: Consulting Psychologists Press Incorporated.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsten, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2016). A note on improving EAP trait estimation in oblique factor-analytic and item response theory models. *Psicológica*, 37(2), 235-247. <https://www.uv.es/revispsi/>

[articulos2.16/7Ferrando.pdf](#)

- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78, 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Field, A.P. (2018). *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics (5e éd.)*, Sage, Newbury Park. <https://collegepublishing.sagepub.com/products/discovering-statistics-using-ibm-spss-statistics-5-260423>
- Furr, R. M. (2021). *Psychometrics: an introduction*. SAGE publications. <https://collegepublishing.sagepub.com/products/psychometrics-4-270928>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Gutter, J., and Hammer, A. L. (2005). *Strong Interest Inventory user's guide: Practitioner's tool for understanding, interpreting and use of the Strong profile and interpretive report*. Mountainview, CA: Consulting Psychology Press. <https://ap.themyersbriggs.com/Strong-Interest-Inventory-10/Strong-Interest-Inventory-Users-Guide-1-155>
- Jöreskog, K.G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: User's Reference Guide (2e éd.)*, Scientific Software International, Chicago.
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2014). *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modelling (PLS-SEM)*. Los Angeles: SAGE Publications. <https://us.sagepub.com/en-us/nam/a-primer-on-partial-least-squares-structural-equation-modeling-pls-sem/book270548>
- Hair, J.F., Hult, G.T.M., Ringle, C.M., Sarstedt, M., Danks, N.P., Ray, S. (2021). *Evaluation of Reflective Measurement Models*. Dans : *Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM) Using R. Classroom Companion: Business*. Springer, Cham. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-80519-7\\_4](https://doi.org/10.1007/978-3-030-80519-7_4)
- Haji-Othman, Y., & Yusuff, M. S. S. (2022). Assessing Reliability and Validity of Attitude Construct Using Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM). *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 12(5), 378-385. <http://doi.org/10.6007/IJARBS/v12-i5/13289>
- Hancock, G. R. (2001). Effect size, power, and sample size determination for structured means modeling and MIMIC approaches to between-groups hypothesis testing of means on a single latent construct. *Psychometrika*, 66, 373-388. <https://doi.org/10.1007/BF02294440>
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2000). *Rethinking construct reliability within latent variable systems*. Dans R. Cudek, S. H. C. duToit & D. F. Sorbom (éd.), *Structural equation modeling: Present and future* (pp. 195-216). Lincolnwood, IL: Scientific Software.
- Hannon, L. W., Hansen, J. C., Borgen, F. H., & Hammer, A. L. (1994). *Strong Interest Inventory: Applications and technical guide*. Palo Alto.
- Harmon, L. W., DeWitt, D. W., Campbell, D. P., & Hansen, J. I. C. (1994). *Strong interest inventory: Applications and technical guide: form T317 of the Strong vocational interest blanks*. Stanford University Press.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor Retention Decisions in Exploratory Factor Analysis: a Tutorial on Parallel Analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205. <https://doi.org/10.1177/1094428104263675>
- Hogan, J., & Holland, B. (2003). Using theory to evaluate personality and job-relations: a socioanalytic perspective. *Journal of Applied Psychology*, 88(1), 100-112. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.1.100>
- Hogan, R., & Blake, R. (1999). John Holland's vocational typology and personality theory. *Journal of Vocational Behavior*, 55(1), 41-56. <https://doi.org/10.1006/jvbe.1999.1696>
- Holland, J. L. (1959). A Theory of Vocational Choice. *Journal of Counseling Psychology*, 6(1), 35-45. <https://doi.org/10.1037/h0040767>
- Holland, J. L. (1973). *Making Vocational Choices : A theory of careers (Prentice-Halls Ed.)*. New Jersey.
- Holland, J. L. (1997). *Making Vocational Choices A theory of Vocational Personalities and Work Environments (3e éd.)*. Psychological Assessment Ressources. Florida.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>

- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kaiser, H. F., & Rice, J. (1974). Little jiffy, mark IV. *Educational and Psychological Measurement*, 34(1), 111-117. <https://doi.org/10.1177/001316447403400115>
- Kelley, T. L. (1935). *Essential Traits of Mental Life* (Harvard Studies in Education., Vol 26). Harvard University Press, Cambridge.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling (4e éd.)*. New York: The Guilford Press.
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling (5e éd.)*. Guilford Press.
- Kuder, G. F. (1938a). *The preference record*. Chicago, IL: University of Chicago Bookstore.
- Laberon, S., & Trahan, M. (2005). Quelques repères méthodologiques pour l'élaboration d'inventaires d'intérêts professionnels: La psychologie des intérêts. *Carriéologie (Montréal)*, 10(1-2), 119-130. <https://www.carriéologie.uqam.ca/index.php/2005/quelques-reperes-methodologiques-pour-lelaboration-dinventaires-dinterets-professionnels/>
- Larcebeau, S. (1971). Deux inventaires d'intérêts destinés aux élèves du second cycle de l'enseignement secondaire: QIA/m et f et QIP/m et f. *L'Orientation scolaire et professionnelle*, 27(5), 303-325. [https://www.persee.fr/doc/binop\\_0005-3147\\_1971\\_num\\_27\\_5\\_1894](https://www.persee.fr/doc/binop_0005-3147_1971_num_27_5_1894)
- Larson, L. M., Rottinghaus, P. J., & Borgen, F. H. (2002). Meta-analysis of Big Six Interests and Big Five Personality Factors. *Journal of Vocational Behavior*, 61, 217-239. <https://doi.org/10.1006/jvbe.2001.1854>
- Likert, R. (1931). *A technique for the measurement of attitudes: Archives of Psychology*. New-York: Columbia University Press.
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: a method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34(3), 347-356. <https://doi.org/10.1207/s15327906mbr34033>
- Lorenzo-Seva, U. (2003). A factor simplicity index. *Psychometrika*, 68, 49-60. <https://doi.org/10.1007/BF02296652>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments and Computers*, 38(1), 88-91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Lorenzo-Seva, u., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2 A Comprehensive Program for Fitting Exploratory and Semi-confirmatory Factor Analysis and IRT Models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. <https://doi.org/10.1177/0146621613487794>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Robust Promin: A method for diagonally weighted factor rotation. *Liberabit: Revista Peruana de Psicología*, 25(1), 99-106. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2020). Unrestricted factor analysis of multidimensional test items based on an objectively refined target matrix. *Behavior Research Methods*, 52, 116-130. <https://doi.org/10.3758/s13428-019-01209-1>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2021). MSA: The forgotten index for identifying inappropriate items before computing exploratory item factor analysis. *Methodology*, 17(4), 296-306. <https://doi.org/10.5964/meth.7185>
- Nunnally, J. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychological theory*. New York, NY: MacGraw-Hill.
- Maguire, T. O., & Rogers, W. T. (1989). Proposed Solutions for Nonrandomness in Educational Research. *Canadian Journal of Education / Revue Canadienne de l'éducation*, 14(2), 170-181. <https://doi.org/10.2307/1495349>
- McDonald, R. P. (1970). The theoretical foundations of principal factor analysis, canonical factor analysis, and alpha factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 23, 1-21. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1970.tb00432.x>
- McDonald, R.P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Muthén, B., & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171-189. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x>

- Muthén, L. K. and Muthén, B. O. (2017). *Mplus User's Guide (8e ed.)*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Padilla, M. A., & Divers, J. (2016). A Comparison of Composite Reliability Estimators: Coefficient Omega Confidence Intervals in the Current Literature. *Educational and Psychological Measurement*, 76(3), 436-453. <https://doi.org/10.1177/0013164415593776>
- Pavlov, G., Maydeu-Olivares, A., & Shi, D. (2021). Using the Standardized Root Mean Squared Residual (SRMR) to Assess Exact Fit in Structural Equation Models. *Educational and Psychological Measurement*, 81(1), 110–130. <https://doi.org/10.1177/0013164420926231>
- Pelletier, A. (2018). Exploration des dimensionnalités de l'inventaire typologique de caractéristiques personnelles: une étude avec un échantillon d'étudiants universitaires franco-québécois. [Essai de doctorat inédit, Université du Québec à Trois-Rivières]. <https://depot-e.uqtr.ca/id/eprint/8747>
- Poitras, S. C., Guay, F., & Ratelle, C. F. (2012). Using the self-directed search in research: Selecting a representative pool of items to measure vocational interests. *Journal of Career Development*, 39(2), 186-207. <https://doi.org/10.1177/0894845310384593>
- Pohlmann, J. T. (2004). Use and interpretation of factor analysis Dans The Journal of Educational Research : 1992-2002. *Journal of Educational Research*, 98(1), 14-22. <https://doi.org/10.3200/JOER.98.1.14-23>
- Psychometrics Canada. (2012). *Manuel de l'Inventaire des intérêts professionnels Strong<sup>MD</sup>*. <https://www.psychometrics.com/wp-content/uploads/2015/05/strong-occ-fr.pdf>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sigma. *Psychometrika*, 74(1), 145–154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Rochette S., & Balbinotti M. A. A. (2016). Guidelines for using exploratory factor analysis to test construct validity of inventories in sports research. *AJST*, 1(3), 57-71. <https://www.ajst.com>
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Rothwell, J. E., & Miller, K. M. (2011). *IRMR 3 : inventaire d'intérêts professionnels de Rothwell-Miller*. ECPA Pearson.
- Savickas, M. L., & Savickas, S. (2017). Vocational psychology, overview. In *Neuroscience and Biobehavioral Psychology, Reference Module*, (pp. 460–470). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-809324-5.05746-1>
- Strong, E. K., Jr. (1958). Satisfaction and interests. *American Psychologist*, 13(8), 449-456. <https://doi.org/10.1037/h0047824>
- Su, R., Murdock, C., & Rounds, J. (2015). Person-Environment Fit. Dans A P. Association (éd.), *APA Handbook of Career Intervention: Vol. 1 Foundations* (pp. 448). Washington, D.C. <https://doi.org/10.1037/14438-000>
- Sullivan, B. A., & Hansen, J.-1. C. (2004). Mapping Associations Between Interests and Personality: Toward a Conceptual Understanding of Individual Differences III Vocational Behavior. *Journal of Counseling Psychology*, 51(3), 287-298. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.51.3.287>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics (5e éd.)*. Allyn & Bacon/Pearson Education.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2012). *Using Multivariate Statistics. (6e éd.)*. Pers on Education: Boston.
- Ten Berge, J.M.F., Snijders, T.A.B. & Zegers, F.E. (1981). Computational aspects of the greatest lower bound to reliability and constrained minimum trace factor analysis. *Psychometrika*, 46, 201-213. <https://doi.org/10.1007/bf02293900>
- Ten Berge, M. F., & Socan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika*, 69, 613-625. <https://doi.org/10.1007/BF02289858>
- Tétreau, B. (2005). L'essor d'une psychologie des intérêts professionnels. *Carriérologie*, 1(1), 75-118. <https://www.carriérologie.uqam.ca/index.php/2005/lessor-dune-psychologie-des-interets-professionnels/>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Tracey, T. J. G., Wille, B., Duit, M. R., & De Fruyt, F. (2014). An enhanced examination of Holland's consistency and differentiation hypotheses. *Journal of Vocational Behavior*, 84(3), 237-247. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2014.05.001>

[org/10.1016/j.jvb.2014.01.008](https://doi.org/10.1016/j.jvb.2014.01.008)  
 Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology, 7*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>  
 Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 28*, 1-10. <https://doi.org/10.1007/BF02291170>  
 Vrignaud, P., & Bernaud, J. L. (2005). *L'évaluation des intérêts professionnels*. Mardaga. <https://www.editionsnardaga.com/products/evaluation-des-interets-professionnels#:~:text=L%27%C3%A9valuation%20des%20int%C3%A9r%C3%AAts%20professionnels%20est%20souvent%20pratique%20dans%20le,les%20pratiques%20dans%20ce%20domaine>  
 Woodhouse, B., & Jackson, P. H. (1977). Lower bounds to the reliability of the total score on a test composed of nonhomogeneous items: II. A search procedure to locate the greatest lower bound. *Psychometrika, 42*, 579-591. <https://doi.org/10.1007/BF02295980>  
 Yu, C., & Muthen, B. (2002). *Evaluation of model fit indices for latent variable models with categorical and continuous outcomes* [Paper presentation]. American Educational Research Association Annual meeting, New Orleans, L.A, United States.  
 Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Factors influencing five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin, 99*(3), 432-442. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.99.3.432>

Annexe A

Échelle Entrepreneur (EE-ITCP-72-R)

Cet inventaire contient diverses caractéristiques personnelles. Quelques caractéristiques peuvent mieux vous décrire que d'autres. Choisissez lesquelles des caractéristiques personnelles présentées sont les plus importantes pour vous dans un milieu de travail. Encerclez, en accord avec l'échelle ci-dessous, à quel niveau chacune des caractéristiques personnelles présentées vous représente selon la question: « Dans un milieu de travail, je me vois comme une personne...? ». Notez que si vous accordez une valeur plus grande à la caractéristique, cela signifie que cette caractéristique personnelle vous représente davantage.

Niveaux à indiquer pour chacune des caractéristiques présentées:

- 1 = Me décrit très faiblement
- 2 = Me décrit peu
- 3 = Me décrit moyennement
- 4 = Me décrit bien
- 5 = Me décrit très fortement

Exemple

Dans un milieu de travail, je me vois comme une personne...

	Me décrit très faiblement 1	Me décrit peu 2	Me décrit moyennement 3	Me décrit bien 4	Me décrit très fortement 5
1. <b>Cohérente</b> Qui est conséquente dans ses actes, dans ses propos et fidèle à soi-même.	1	2	3	4	5
2. <b>Équilibré</b> Qui jouit d'un bon équilibre mental.	1	2	3	4	5
3. <b>Chaotique</b> Qui est désordonnée et qui ne range pas ses affaires.	1	2	3	4	5

Lisez chacune des caractéristiques ci-dessous et répondez en encerclant le numéro qui vous convient. Sachez qu'il n'existe pas de bonnes ou de mauvaises réponses et que chacune des réponses doit simplement vous décrire le plus adéquatement possible.

***Dans un milieu de travail, je me vois comme une personne...***

	Me décrit très faiblement 1	Me décrit peu 2	Me décrit moyennement 3	Me décrit bien 4	Me décrit très fortement 5
<b>1. Avide</b> Qui manifeste de la cupidité en désirant de l'argent, des biens ou quelque chose avec voracité.	1	2	3	4	5
<b>2. Convaincante</b> Qui est éloquente, persuasive et qui possède de la facilité à convaincre les autres avec la parole.	1	2	3	4	5
<b>3. Déterminée</b> Qui est convaincu du bien fondée des activités qu'elle entreprend et qui manifeste ainsi de la détermination dans l'accomplissement de ces dernières.	1	2	3	4	5
<b>4. Rusée</b> Qui influence autrui de manière sournoise pour arriver à ses fins ou obtenir des gains.	1	2	3	4	5
<b>5. Argumentatrice</b> Qui se plaît à débattre, à plaider et à argumenter.	1	2	3	4	5
<b>6. Vigoureuse</b> Qui démontre de la détermination et de la fermeté.	1	2	3	4	5
<b>7. Exigeante</b> Qui est difficile à contenter et qui possède de grandes exigences et attentes envers autrui.	1	2	3	4	5
<b>8. Leader</b> Qui est charismatique et qui aime être le dirigeant d'une équipe pour l'emmener à réaliser un objectif commun.	1	2	3	4	5
<b>9. Ambitieuse</b> Qui vise l'accomplissement d'objectifs professionnels élevés.	1	2	3	4	5
<b>10. Critique</b> Qui est encline à critiquer et qui cherche à relever les défauts et les qualités d'une œuvre ou des travaux d'autrui.	1	2	3	4	5
<b>11. Combative</b> Qui est compétitive et qui fait preuve d'ardeur dans une lutte.	1	2	3	4	5
<b>12. Entreprenante</b> Qui aime entreprendre quelque chose après en avoir décidée.	1	2	3	4	5