



**HAL**  
open science

# Manuels des Analyses Psychométriques - Analyse factorielle exploratoire

Fabiana Queiroga

► **To cite this version:**

Fabiana Queiroga. Manuels des Analyses Psychométriques - Analyse factorielle exploratoire. LAP-COS. , 2024. hal-04729096

**HAL Id: hal-04729096**

**<https://hal.science/hal-04729096v1>**

Submitted on 9 Oct 2024

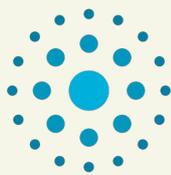
**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

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 4.0 International License

UNIVERSITÉ  
CÔTE D'AZUR



Manuels des Analyses

# Psychométriques





Manuels des Analyses  
**Psychométriques**

# Analyse Factorielle Exploratoire

Une production du Laboratoire d'Anthropologie et  
de Psychologie Clinique, Cognitive et Sociale

**Fabiana Queiroga**

Ingénieure d'études

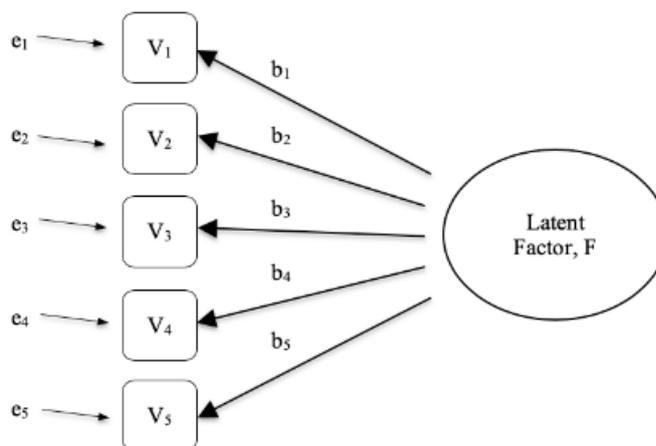
# Table des matières

<b>1. PRINCIPAUX CONCEPTS .....</b>	<b>2</b>
1.1 DE QUOI S'AGIT-IL ? .....	2
1.2 PETITE PARENTHÈSE SUR LES CARACTÉRISTIQUES DES INSTRUMENTS .....	3
1.3 LA FIABILITÉ DES FACTEURS .....	4
1.4 LA DÉCISION DU TYPE D'ANALYSE FACTORIELLE À LANCER : EXPLORATOIRE OU CONFIRMATOIRE ? .....	4
1.5 QUELQUES CONDITIONS ( <i>ASSUMPTIONS</i> ) POUR L'AFE .....	5
<b>2. ANALYSE FACTORIELLE EXPLORATOIRE AVEC LE LOGICIEL FACTOR.....</b>	<b>7</b>
2.1 COMMENT LANCER L'ANALYSE SUR LE LOGICIEL .....	7
2.2 COMMENT INTERPRÉTER L'OUTPUT DU LOGICIEL .....	12
<b>3. ANALYSE FACTORIELLE EXPLORATOIRE AVEC LE LOGICIEL JAMOVI .....</b>	<b>48</b>
3.1 COMMENT LANCER L'ANALYSE SUR LE LOGICIEL .....	48
3.2 COMMENT INTERPRÉTER L'OUTPUT DU LOGICIEL .....	48
<b>4. COMMENT CALCULER ET ANALYSER LA FIABILITÉ DES FACTEURS RETENUS .....</b>	<b>52</b>
4.1 COMMENT LANCER L'ANALYSE SUR LE LOGICIEL JAMOVI .....	52
4.2 COMMENT INTERPRÉTER LES RÉSULTATS .....	52
4.3 COMMENT LANCER L'ANALYSE AVEC LA CALCULATRICE DE FIABILITÉ COMPOSÉE.....	53
<b>5. COMMENT RAPPORTER LES RÉSULTATS .....</b>	<b>54</b>
<b>6. RÉFÉRENCES.....</b>	<b>59</b>

# 1.Principaux concepts

## 1.1 De quoi s'agit-il ?

L'analyse factorielle est définie comme un ensemble de techniques multivariées que vise à trouver ou à confirmer une structure sous-jacente dans une matrice de données. Ce que l'on veut savoir est s'il existe une structure latente qui « cause » les items (Figure 1). Et plus, le but est de déterminer le nombre et la nature des variables latentes (facteurs) qui représentent le mieux un ensemble de variables observées (les items).



**Figure 1**

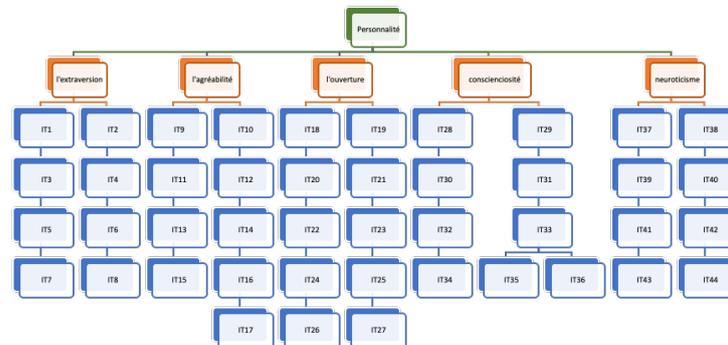
Facteur latent qui sous-tend la relation entre plusieurs variables observées

En pratique, l'analyse factorielle est une procédure empirique qui permet de tester ce qui a été défini théoriquement pour un construit. En règle générale, dans la recherche en sciences humaines, l'accent est mis sur les phénomènes que nous n'observons pas directement. Ce que l'on peut observer, ce sont les caractéristiques d'un phénomène. Nous listons donc ces caractéristiques dans un instrument et nous les appelons des *items*. Un ensemble d'items représente une caractéristique latente que nous appelons un *facteur*. L'ensemble des facteurs est la représentation du concept qui nous intéresse, que nous appelons un *construit*.

### Exemple : la personnalité (*construit*)

La personnalité fait référence "aux caractéristiques et au comportement durables qui constituent l'adaptation unique d'une personne à la vie, y compris les traits principaux, les intérêts, les pulsions, les valeurs, l'image de soi, les capacités et les schémas émotionnels" (Dictionnaire de psychologie de l'APA <https://dictionary.apa.org/personality>, mis à jour le 19/04/2018).

Selon la théorie des Big Five, la personnalité peut être évaluée à l'aide de cinq grandes caractéristiques (*facteurs*) : l'extraversion, l'agréabilité, l'ouverture, la conscienciosité et le neuroticisme (émotions négatives). Le Big Five Inventory (BFI) est un inventaire de 44 *items* qui mesure les cinq grands facteurs de la personnalité (Goldberg, 1993). La Figure 2 montre la représentation des facteurs avec leurs items respectifs.



**Figure 2**

Représentation des facteurs du Big Five avec leurs items respectifs.

Par conséquent, lorsque nous effectuons une analyse factorielle, nous testons empiriquement si ce qui a été prédit pour la mesure d'un concept (c'est à dire, l'instrument) fonctionne comme prévu théoriquement. Ainsi, lorsqu'il s'agit de démontrer les qualités psychométriques d'un instrument, ce que nous voulons faire, c'est démontrer l'utilité de ses scores pour accéder à/mesurer un concept conformément à ce qui a été défini théoriquement.

## 1.2 Petite parenthèse sur les caractéristiques des instruments

Avant de poursuivre, une observation importante sur les caractéristiques psychométriques des instruments. La littérature spécialisée (par exemple, American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education [AERA, APA, & NCME], 2014 ; Messick, 1989 ; Nunnally & Bernstein, 1994) indique que pour être considérés comme adéquats, les scores estimés par une échelle psychométrique doivent présenter diverses preuves de validité, ainsi que des indicateurs de précision adéquats. Ces preuves doivent être constamment testées, garantissant l'applicabilité de l'échelle dans différents contextes, échantillons, populations, ainsi que dans le temps (Sireci, 2007 ; Thompson, 2002).

Parmi les concepts de *validité*, la littérature classique a suggéré au moins deux perspectives dominantes. La première se réfère au modèle tripartite proposé en 1966 par les Standards for Educational and Psychological Testing de l'American Education Research Association (AERA), de l'American Psychological Association (APA) et du National Council on Measurement in Education (AERA, APA, & NCME, 1966). Dans cette structure, le concept de validité est composé de la *validité de contenu*, *validité de construit* et *validité de critère* (modèle CCC). La *validité de construit* inclut le

concept de *validité convergente*, qui se réfère à la preuve que les résultats d'un test sont significativement liés aux résultats d'un autre test externe qui mesure le même attribut (Campbell & Fiske, 1959). Bien qu'ancien, le modèle CCC est couramment utilisé dans la littérature parce que la séparation de la validité de contenu, de construit et de critère aide les chercheurs à comprendre les différentes formes de validité de manière didactique.

Le deuxième modèle dominant sur les critères de validité des scores se réfère à une mise à jour des normes de 1966, publiées en 1999 et révisées en 2014 (AERA, APA, & NCME, 2014). Depuis la publication de 1999, le concept de validité a été divisé en cinq sources de preuves : (a) preuves basées sur le contenu du test ; (b) preuves basées sur les processus de réponse ; (c) preuves basées sur la structure interne ; (d) preuves basées sur les relations avec d'autres variables (validité convergente, discriminante, de critère et de généralisation) ; et (e) preuves basées sur les conséquences du test.

Ainsi, l'analyse factorielle (exploratoire ou confirmatoire), associée à des indicateurs de fiabilité, répond à preuves basées sur la structure interne (si l'on utilise le modèle révisé) ou la validité de construit (si l'on utilise l'ancien modèle).

### 1.3 La fiabilité des facteurs

La fiabilité est la mesure dans laquelle les scores obtenus lors d'un test sont libres de toute erreur de mesure. Elle est définie de manière opérationnelle comme la proportion de la variance du score réel par rapport à la variance du score total observé (Damasio, 2021). L'alpha de Cronbach est probablement la mesure la plus utilisée pour évaluer la fiabilité des instruments. Cependant, malgré son utilisation répandue, l'alpha de Cronbach présente d'importantes limites. L'alpha suppose que tous les éléments ont la même importance pour le facteur (hypothèse d'« équivalence tau »), négligeant ainsi la charge factorielle des éléments.

En outre, comme il s'agit d'un estimateur de la « *lower-bound to reliability* » (limite inférieure de la fiabilité), les valeurs obtenues par la technique du coefficient alpha de Cronbach tendent à être inférieures à celles obtenues par des techniques plus appropriées, telles que la fiabilité composite et l'oméga de McDonald (Sijtsma, 2009).

### 1.4 La décision du type d'analyse factorielle à lancer : exploratoire ou confirmatoire ?

Le choix de l'analyse à effectuer est une décision théorique qui dépend de chaque instrument (Field, 2013). Lorsque ce n'est pas certain qu'un instrument corresponde à la proposition théorique pour laquelle il a été construit, l'idéal est de procéder à une *analyse factorielle exploratoire* (AFE). Dans ce format, les items et les facteurs sont « libres » et lorsque vous lancez cette analyse, c'est comme si

vous demandiez au logiciel « comment ces items de ma base de données se regroupent-ils ? ». Le résultat d'une analyse factorielle exploratoire vous permettra de connaître le nombre de facteurs dans lesquels les items peuvent être organisés et les items qui composeront chaque facteur.

En revanche, si l'instrument correspond à un modèle théorique plus solide ou même si l'instrument a déjà une structure factorielle consolidée, l'idéal est de procéder à *une analyse factorielle confirmatoire* (AFC). Dans ce format, les facteurs et les items sont déterminés à l'avance et lorsque vous lancez l'analyse, c'est comme si vous vous demandiez « cette structure correspond-elle à ma base de données ? ». Dans ce cas, l'objectif de l'analyse est de déterminer dans quelle mesure l'instrument est adapté aux données collectées dans le cadre de votre recherche.

**Attention :** l'AFE *n'est pas* une étape préliminaire à l'AFC. Il *n'est pas non plus obligatoire* qu'une AFC soit précédée d'une AFE. Le choix de l'analyse à effectuer est vraiment théorique et cela dépend de l'instrument qui sera analysé.

## 1.5 Quelques conditions (*assumptions*) pour l'AFE

*Pour plus de détails sur les conditions de l'AFE, voir Andy Field (2013)*

### **Niveau de mesure des variables**

Normalement, l'AFE exige l'utilisation de variables continues, bien que des données ordinales puissent être utilisées. Cependant, le logiciel *Factor* est capable d'effectuer l'AFE avec des données catégorielles, même les deux en même temps (c'est-à-dire des items dichotomiques et continus, par exemple).

### **Les cas extrêmes (outliers)**

L'AFE est sensible aux valeurs aberrantes ou extrêmes. Les valeurs aberrantes peuvent fausser la charge factorielle et la structure de charge.

### **Force de la relation entre les items**

Il ne doit pas y avoir de multicollinéarité parfaite entre les variables observées. Il y a multicollinéarité lorsqu'une variable observée peut être prédite à partir de la combinaison linéaire d'autres variables observées. La présence de nombreuses corrélations très élevées (à partir de 0,80) entre les variables peut indiquer la présence d'une multicollinéarité. Idéalement, une matrice factorielle devrait présenter des contrastes de corrélation élevés (car il est prévu que les items d'un facteur soient associés les uns aux autres) et des contrastes de corrélation faibles (car il est prévu que les items d'un facteur aient une relation plus faible avec les items d'un autre facteur).

## **Unidimensionnalité**

La charge factorielle est la valeur qui indique la saturation d'un item dans un facteur et il s'agit d'une valeur qui varie de -1 à 1. Pour qu'un item appartienne à un facteur, il faut que le coefficient de saturation (c'est-à-dire, la charge factorielle) soit d'au moins 0,30. Dans l'AFE, chaque item doit être associée à un seul facteur. Cet item doit avoir une charge factorielle plus élevée que la charge croisée (la charge en dehors de votre facteur d'appartenance). Dans ce cas, il est recommandé de supprimer l'item car il est considéré comme confus, à moins que : 1) la différence entre les charges factorielles est élevée (c'est-à-dire supérieure à  $|0,10|$ ) ; 2) il existe une justification théorique qui explique la charge factorielle confuse.

## **Taille de l'échantillon**

Ce point est très discutable. Il existe des règles générales qui demandent au moins 10 sujets pour chaque item de l'instrument, d'autres qui parlent de 100 sujets par facteur, etc. L'essentiel est que la taille de l'échantillon soit aussi grande que possible pour permettre une structure factorielle stable.

## **Distribution des variables**

L'AFE ne suppose pas la normalité de la variable observée. Toutefois, certaines méthodes d'estimation peuvent être plus sensibles à la distribution des variables, comme l'estimation maximale de la vraisemblance (Maximum Loglikelihood Estimation, MLE).

## **Linéarité**

L'AFE suppose que la relation linéaire entre les items continus est linéaire. Les corrélations de Pearson peuvent être utilisées pour examiner les relations linéaires. Mais si vous avez d'autres types de données et de corrélations, vous pouvez utiliser une matrice factorielle polychorique (une option qui peut être sélectionnée avec le logiciel Factor).

## 2. Analyse factoriel exploratoire avec logiciel Factor

Installation : <https://psico.fcep.urv.es/utilitats/factor/>

**Important !** Le logiciel DOIT IMPERATIVEMENT être installé dans le même dossier que le fichier de données à analyser.

Le logiciel Factor considère la matrice polychorique (indiquée aux données obtenues avec des échelles ordinales, comme l'échelle de Likert, et des échelles dichotomiques) et pas seulement la matrice de Pearson (indiquée aux données obtenues avec des échelles d'intervalle). La matrice polychorique est une « correction » de la matrice de Pearson pour les données non-intervalles.

### 2.1 Comment lancer l'analyse sur le logiciel

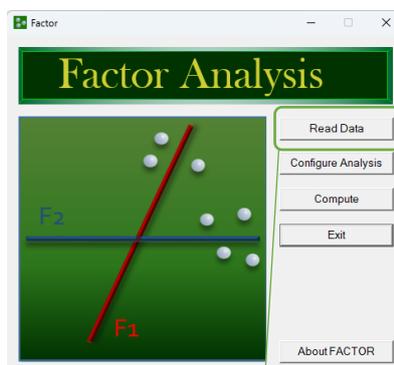
*Les analyses présentées dans cette section sont des exemples obtenus avec des bases de données fictives.*

#### Étape 1 – La base de données

Enregistrez la base de données au format « .dat. ».

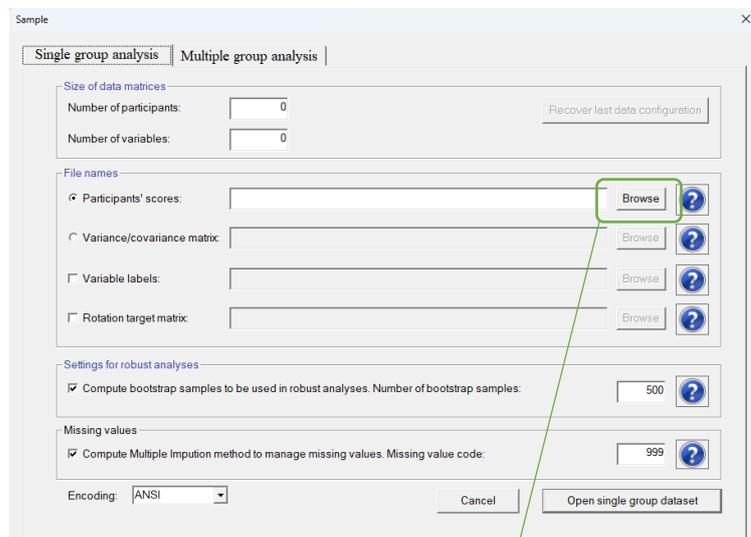
**Astuce :** 1) Ne laissez dans la base de données que les variables de l'instrument que vous souhaitez analyser. Le logiciel Factor ne lit pas le titre des variables, il sera donc plus difficile de savoir quelles variables doivent être exclues. La base de données « .dat » **ne doit pas contenir la ligne de titre de la variable** (uniquement les numéros) ; 2) Attribuez une valeur à celles manquantes (comme 99) car il ne peut pas y avoir de valeur vide.

#### Étape 2 – Read Data/Single group analysis



Cliquez sur le bouton « Read Data »

L'onglet « Multiple group analysis » ne doit être utilisé que si l'intention est de comparer la structure factorielle dans différents types de groupes.



Dans le champ Files names/ Participant's scores, cliquez sur le bouton « Browse » pour sélectionner le fichier .dat

Pour les autres champs :

- Settings for robust analyses: laisser coché car Factor va générer des intervalles de confiance pour toutes les analyses à partir de sous-échantillons de la base de données (méthode bootstrap).

**Astuce** : décochez si l'analyse prend trop de temps (il n'y aura pas de pertes, mais il n'y aura pas la précision des intervalles de confiance pour les analyses).

- Missing values : indiquer le code utilisé pour les valeurs manquantes, car le Factor utilisera la méthode **d'imputation multiple pour traiter ces cas**. L'imputation multiple est une approche couramment utilisée pour remédier aux données manquantes. Selon cette méthode, des valeurs multiples plausibles pour une variable donnée est attribuée, ou imputée, pour chacun des sujets avec une valeur manquante. Il en résulte la création de multiples groupes de données complètes. Des analyses statistiques identiques sont effectuées à partir de chacun de ces groupes de données complètes, et les résultats sont regroupés pour les différents groupes de données complètes (Austin et al., 2021).

Sample

Single group analysis | Multiple group analysis

Size of data matrices

Number of participants: 156

Number of variables: 7

Recover last data configuration

File names

Participants' scores: C:\Users\lqueiroga\OneDrive - Université Côte d'Azur\LAPCOS\Recherches\ Browse ?

Variance/covariance matrix: Browse ?

Variable labels: Browse ?

Rotation target matrix: Browse ?

Settings for robust analyses

Compute bootstrap samples to be used in robust analyses. Number of bootstrap samples: 500 ?

Missing values

Compute Multiple Imputation method to manage missing values. Missing value code: 999 ?

Encoding: ANSI

Cancel Open single group dataset

**Astuce** : Il est important de noter ces valeurs avant de vérifier que la base de données a été lue correctement.

Cliquez sur le bouton « open single group dataset ». Pour faire des analyses factorielles multi-groupe, allez dans l'onglet « multiple group analyses ».

### Étape 3 – L'adéquation des données

SOLOMON: a method for splitting a sample into equivalent subsamples in factor analysis

**SOLOMON**

M L D<sub>1</sub> T

C G D<sub>2</sub>

Indices

KMO value of the first subsample: 0.776

KMO value of the second subsample: 0.782

Community ratio (S) index: 0.9923

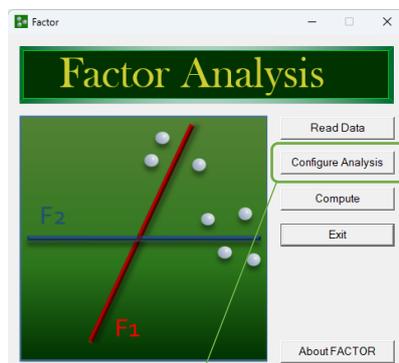
?

Ok

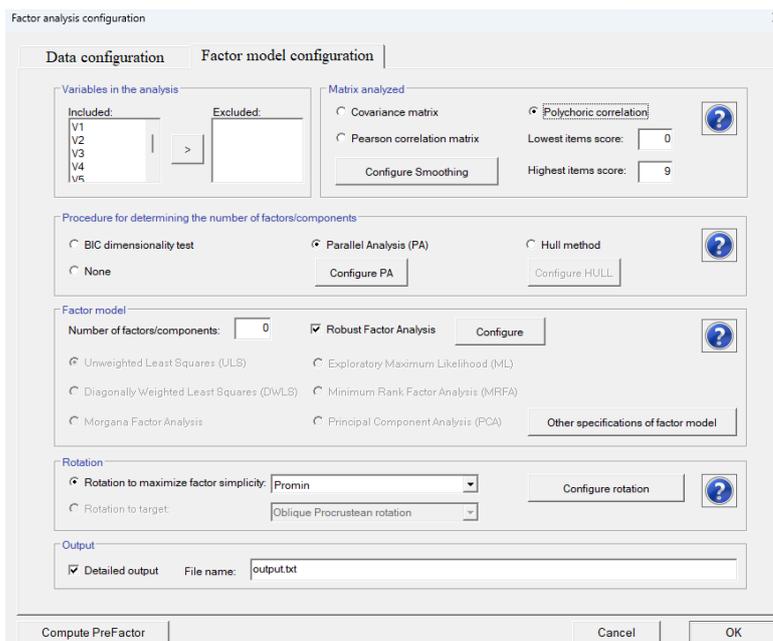
L'une des conditions les plus fréquentes lors de la réalisation d'une analyse factorielle est de vérifier l'adéquation des données générées par l'échantillon. Cet indicateur est généralement représenté par le KMO et doit être très proche de 1.

Sachant que cet indicateur n'est pas très fiable, le Factor calcule le rapport entre deux sous-échantillons de la base de données générés, de manière aléatoire (community ratio index).

## Étape 4 – Factor Model Configuration



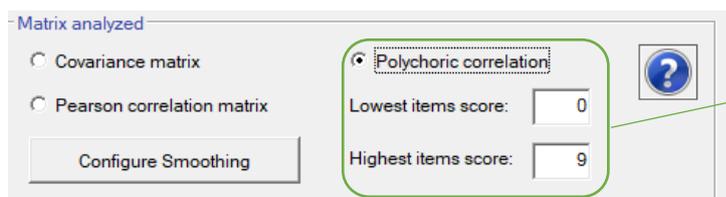
Cliquez sur le bouton  
« Configure Analysis »



### - Variables in the analysis

=> Comme Factor ne lit pas le titre des variables, il est difficile d'indiquer celles qui doivent être exclues. C'est pourquoi il est préférable de ne laisser dans la base de données que les variables de l'instrument qui seront analysées par l'analyse factorielle. Mais si vous avez des variables qui ne devraient pas être incluses dans l'analyse factorielle, vous devriez les déplacer dans la case « excluded ».

### - Matrix analyzed



**Astuce:** En cochant cette option, le Factor indiquera les valeurs minimales et maximales trouvées dans la base de données. Vérifiez cette valeur pour savoir s'il y a des erreurs sur la base de données !

Cochez l'option « Polychoric correlation » si les données sont dichotomiques et/ou si l'échelle est de type Likert.

Il est possible d'avoir différentes échelles de réponse (avec différents nombres de points sur l'échelle, ou deux types différents, comme Likert + dichotomique, par exemple).

### - Procedure for determining the number of factors/components

=> Cochez l'option « Parallel Analysis (PA)/Optimal implementation » (et vous n'avez pas besoin de modifier les autres paramètres). Le Factor offre trois options pour estimer le nombre de facteurs : l'analyse parallèle (l'implémentation classique et optimisée), la méthode de Hull et le BIC.

A.1 - L'implémentation classique d'analyse parallèle (Horn, 1965) est une procédure statistique de simulation de Monte-Carlo qui compare les eigenvalues des données originales avec les eigenvalues générées par des centaines de matrices aléatoires construites au cours du processus de simulation. Il s'agit d'une manière de corriger l'erreur d'échantillonnage (une correction qui n'est pas effectuée lors de l'utilisation de la méthode classique des eigenvalues de Kaiser-Guttman). Les bases aléatoires ont la même dimensionnalité que la base de données originale (même nombre de cas et de variables que la base de données à tester). Les eigenvalues moyennes des bases aléatoires doivent être inférieures à celles de la base originale.

A.2 - L'implémentation optimisée d'analyse parallèle (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) fonctionne selon la même logique que Horn, à la différence que les bases aléatoires sont générées par bootstrapping (ce qui permet de rapprocher les bases de l'estimation de la population) et la variance expliquée au lieu des eigenvalues.

B - La méthode de Hull (Lorenzo-Seva et al., 2011) évalue les indices de qualité d'ajustement (CFI et CAF) de toutes les solutions factorielles, ainsi que les degrés de liberté de chacun des modèles.

C - BIC (Bayesian Information Criterion ; Schwarz, 1978) est l'indice d'ajustement développé spécifiquement pour la sélection de modèles (cadre de sélection de modèles) en mettant l'accent sur des modèles parcimonieux, de sorte que la structure ayant la valeur BIC la plus faible soit sélectionnée. Il s'agit d'une technique plus robuste pour l'analyse factorielle confirmatoire.

#### **- Factor Model**

=> Number of factors/components : dans le Facteur, vous devez entrer le nombre de facteurs que vous attendez théoriquement. Toutefois, si le PA indique un nombre de facteurs différent de celui que vous aviez théoriquement prévu, vous devez **refaire l'analyse** en tenant compte du **nombre de facteurs suggéré par le PA**.

=> Laissez l'option « Robust analysis » cochée et choisissez la méthode d'extraction DWLS (Diagonally Weighed Least Squared), qui est la méthode la plus adaptée à la matrice polychorique. Le bouton « configure » vous permet de choisir la correction de distribution qui sera utilisée. L'option « Mean and variance adjusted chi-square statistic » (Asparouhov & Muthen, 2010) est celle qui corrige le mieux les données ordinales avec une distribution non normale. Il n'est pas nécessaire de modifier les autres options.

**Attention:** RDWLS (Robust Diagonally Weighed Least Squared) and WLSMV (Diagonally Weighed Least Squared Mean and Variance) sont similaires.

**- Bouton « *Other specifications of factor model* » (voici l'autre grand pouvoir du Factor)**

- Onglet « Non-linear Factor Analysis » : Cochez l'option « Display Item Response Theory (IRT) parameterization » qui sera utile pour analyser la qualité des items.

- Onglet « Unidimensionality » : Le Factor vérifie la structure unifactorielle de votre instrument, c'est-à-dire les indicateurs de qualité en considérant la structure d'un seul facteur. Dans ce cas, il est intéressant de cocher l'option « Closeness to unidimensionality assessment » et demander les indicateurs *glb* (Greater Lower Bound) et *omega* (de McDonald), car ce sont des indicateurs de fiabilité plus robustes que le traditionnel *alpha de Cronbach*.

**Attention :** ces indicateurs ne seront estimés que pour la structure unifactorielle !

- Onglet « Quality of Factor Solution » : Cochez l'option « Display eta-squared and Pratt's importance measures » qui indique la « taille d'effet » des facteurs, c'est-à-dire, le pourcentage de variance expliquée par chaque facteur pour chaque item. Cela permet de mieux comprendre la charge factorielle. Cochez l'option « Assess construct replicability » qui indique le potentiel de réplication du facteur dans d'autres échantillons. Cochez l'option « Assess quality of factor scores » qui indique le degré de précision du score factoriel.

- Onglet « Factor Scores » : Cochez l'option « Expected A Posteriori (EAP) factor scores » pour obtenir une base de données avec les scores des sujets (vous pouvez choisir le nom de ce fichier dans la boîte de texte ci-dessous). Cochez l'option « Compute continuous person-fit indices » pour obtenir un indice de la précision des réponses des sujets. Cela vous permet d'identifier les sujets qui ont obtenu des résultats très éloignés de la norme, *mais cela n'est utile que pour les instruments unidimensionnels*.

- Onglet « External Variable » : pas besoin de modifier.

**- Rotation**

=> « Rotation to maximize factor simplicity » : default = *Promin*, suggéré lorsque les facteurs sont liés les uns aux autres, ce qui est le cas de la plupart des concepts en psychologie. Bouton « Configure rotation » : pas besoin de modifier.

**- Output**

=> Définissez un nom pour votre fichier à chaque fois que vous effectuez une analyse.

Une fois que tout est configuré, cliquez sur OK. Durée moyenne de l'analyse: 40 minutes.

## 2.2 Comment interpréter l'output du logiciel

Les résultats présentées dans cette section sont des exemples obtenus avec des bases de données fictives.

### x F A C T O R

Unrestricted Factor Analysis  
Release Version 12.04.05 x32bits  
October, 2023  
Rovira i Virgili University  
Tarragona, SPAIN  
Programming:  
Urbano Lorenzo-Seva

Mathematical Specification:  
Urbano Lorenzo-Seva  
Pere J. Ferrando

Date: Monday, March 04, 2024  
Time: 13:34:1

Date et heure de l'analyse.

### DETAILS OF ANALYSIS

Participants' scores data file : C:\Users\fqueiroga\OneDrive - Université Côte d'Azur\LAPCOS\Recherches\Estelle\Gravité.dat  
Method to handle missing values : Hot-Deck Multiple Imputation in Exploratory Factor Analysis (Lorenzo-Seva & Van Ginkel, 2016)  
Missing code value : 999  
Number of participants : 150  
Number of variables : 13  
Variables included in the analysis : ALL  
Variables excluded in the analysis : NONE  
Number of factors : 5  
Number of second order factors : 0  
Procedure for determining the number of dimensions : Optimal implementation of Parallel Analysis (PA) (Timmerman, & Lorenzo-Seva, 2011)  
Dispersion matrix : Polychoric Correlations  
Robust analyses : Bias-corrected and accelerated (BCa; Lambert, Wildt & Durand, 1991)  
Number of bootstrap samples : 500  
Asymptotic Covariance/Variance matrix : estimated using bootstrap sampling  
Bootstrap confidence intervals : 95%  
Method for factor extraction : Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS)  
Correction for robust Chi square : Robust Mean and Variance-scaled (Asparouhov & Muthen, 2010)  
Rotation to achieve factor simplicity : Robust Promin (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019)  
Clever rotation start : Weighted Varimax  
Number of random starts : 100  
Maximum number of iterations : 1000  
Convergence value : 0.00001000  
Factor scores estimates : Estimates based on linear model

Résumé général de l'analyse : il est important de vérifier le nombre de sujets et de variables qui ont été pris en compte ainsi que toutes les options qui ont été cochées.

## UNIVARIATE DESCRIPTIVES

Variable	Mean	Confidence Interval (95%)	Variance	Skewness (Zero centered)	Kurtosis
V 1	1.580	( 1.34 1.82)	1.350	-0.234	-1.402
V 2	1.113	( 0.93 1.30)	0.767	0.136	-1.017
V 3	0.807	( 0.59 1.02)	1.076	0.792	-0.887
V 4	0.700	( 0.47 0.93)	1.197	1.141	-0.347
V 5	1.020	( 0.79 1.25)	1.206	0.447	-1.314
V 6	0.953	( 0.71 1.19)	1.324	0.673	-1.129
V 7	1.587	( 1.39 1.79)	0.896	-0.228	-0.840
V 8	1.007	( 0.81 1.20)	0.860	0.492	-0.755
V 9	1.313	( 1.07 1.55)	1.322	0.106	-1.461
V 10	1.420	( 1.23 1.61)	0.857	0.135	-0.811
V 11	1.027	( 0.81 1.24)	1.026	0.489	-1.003
V 12	0.827	( 0.60 1.05)	1.183	0.913	-0.664
V 13	0.453	( 0.29 0.62)	0.608	1.728	2.195

Analyses descriptives simples de chaque variable de l'échelle : moyenne, intervalle de confiance à 95 % de la moyenne, variance, valeurs de l'asymétrie et de l'aplatissement (skewness et kurtosis).

**Astuce 1** : rappelez-vous que l'écart-type est la racine carrée de la variance ;

**Astuce 2** : les valeurs skewness et kurtosis doivent être proches de zéro et les valeurs en dehors de l'intervalle de -3 à 3 indiquent la présence de valeurs aberrantes.

Polychoric correlation is advised when the univariate distributions of ordinal items are asymmetric or with excess of kurtosis. If both indices are lower than one in absolute value, then Pearson correlation is advised. You can read more about this subject in:

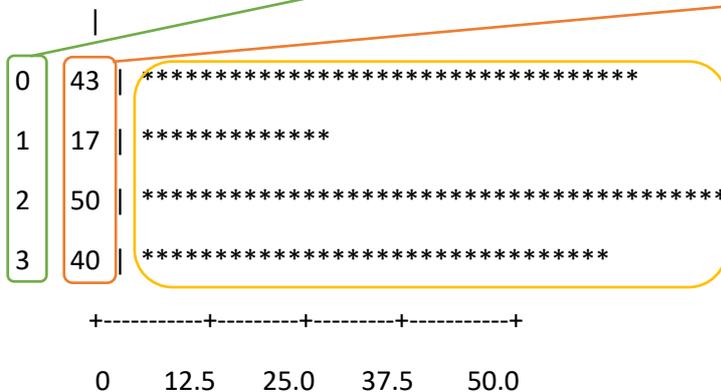
MuthÃ©n, B., & Kaplan D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 171-189. doi:10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x

MuthÃ©n, B., & Kaplan D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45, 19-30. doi:10.1111/j.2044-8317.1992.tb00975.x

## BAR CHARTS FOR ORDINAL VARIABLES

Variable 1

Value Freq



« Graphique » à barres de chaque variable de l'échelle. Il montre :

Les points de l'échelle de réponse ;

Fréquence à chaque point de l'échelle de réponse ;

Représentation graphique des fréquences de chaque point de l'échelle de réponse.

Variable 2

Value	Freq
0	44
1	51
2	49
3	6

+-----+-----+-----+-----+

0	12.8	25.5	38.2	51.0
---	------	------	------	------

Variable 3

Value	Freq
0	87
1	16
2	36
3	11

+-----+-----+-----+-----+

0	21.8	43.5	65.2	87.0
---	------	------	------	------

Variable 4

Value	Freq
0	102
1	8
2	23
3	17

+-----+-----+-----+-----+

0	25.5	51.0	76.5	102.0
---	------	------	------	-------

Variable 5

Value	Freq
0	73
1	17
2	44
3	16

+-----+-----+-----+-----+

0	18.2	36.5	54.8	73.0
---	------	------	------	------

Variable 6

Value	Freq
0	81
1	17
2	30
3	22

+-----+-----+-----+-----+

0	20.2	40.5	60.8	81.0
---	------	------	------	------

Variable 7

Value	Freq
0	24
1	39
2	62
3	25

+-----+-----+-----+-----+

0	15.5	31.0	46.5	62.0
---	------	------	------	------

Variable 8

Value	Freq
0	54
1	51
2	35
3	10

+-----+-----+-----+-----+

0	13.5	27.0	40.5	54.0
---	------	------	------	------

Variable 9

Value	Freq
0	55
1	21
2	46
3	28

+-----+-----+-----+-----+

0	13.8	27.5	41.2	55.0
---	------	------	------	------

Variable 10

Value	Freq
0	25
1	58
2	46
3	21

+-----+-----+-----+-----+

0	14.5	29.0	43.5	58.0
---	------	------	------	------

Variable 11

Value	Freq
0	61
1	38
2	37
3	14

+-----+-----+-----+-----+

0	15.2	30.5	45.8	61.0
---	------	------	------	------

Variable 12

Value	Freq
0	86
1	22
2	24
3	18

+-----+-----+-----+-----+

0	21.5	43.0	64.5	86.0
---	------	------	------	------

Variable 13

Value	Freq
0	104
1	29
2	12
3	5

+-----+-----+-----+-----+

0	26.0	52.0	78.0	104.0
---	------	------	------	-------

## MULTIVARIATE DESCRIPTIVES

Analysis of the Mardia's (1970) multivariate asymmetry skewness and kurtosis.

	Coefficient	Statistic	df	P
Skewness	27.844	696.104	455	1.0000
SKewness corrected for small sample	27.844	712.047	455	1.0000
Kurtosis	200.680	1.761		0.0391**

\*\* Significant at 0.05

Analyse de normalité multivariée de l'échelle. Les valeurs p inférieures à 0,05 indiquent que la normalité n'est pas présente.

**Astuce :** si vous avez déclaré que vos données sont ordinales et indiqué une matrice polychorique, l'absence de normalité n'est pas un problème. Si vous souhaitez citer ce résultat dans votre texte, vous pouvez ajouter que la méthode d'estimation utilisée (RDWLS) est robuste aux fuites de normalité.

## STANDARDIZED VARIANCE / COVARIANCE MATRIX (POLYCHORIC CORRELATION)

(Polychoric algorithm: Bayes modal estimation; Choi, Kim, Chen, & Dannels, 2011)

Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
V 1	1.000												
V 2	0.427	1.000											
V 3	0.325	0.410	1.000										
V 4	0.275	0.368	0.329	1.000									
V 5	0.516	0.533	0.282	0.143	1.000								
V 6	0.420	0.384	0.407	0.251	0.362	1.000							
V 7	0.546	0.339	0.147	0.348	0.322	0.429	1.000						
V 8	0.403	0.515	0.175	0.157	0.374	0.138	0.449	1.000					
V 9	0.178	0.275	0.159	0.298	0.263	0.205	0.476	0.255	1.000				
V 10	0.117	0.183	0.151	0.377	0.068	-0.073	0.121	0.311	0.180	1.000			
V 11	0.428	0.470	0.359	0.312	0.491	0.477	0.419	0.362	0.284	0.296	1.000		
V 12	0.166	0.309	0.312	0.434	0.174	0.352	0.236	0.195	0.210	0.139	0.198	1.000	
V 13	0.090	0.327	0.206	0.402	0.189	0.452	0.228	-0.045	0.123	0.164	0.265	0.196	1.000

Matrice de corrélation entre les paires d'items.

**Astuce :** si vous avez des charges factorielles supérieures à 1 (effet indésirable), vous pouvez utiliser ce tableau pour trouver des pistes pour résoudre le problème. Une matrice appropriée doit présenter un équilibre entre les corrélations faibles et les corrélations fortes.

## ADEQUACY OF THE POLYCHORIC CORRELATION MATRIX

Determinant of the matrix = 0.009400027819440  
 Bartlett's statistic = 671.3 (df = 78; P = 0.000010)  
 Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test = 0.75465 (fair)  
 Bootstrap 95% confidence interval of KMO = ( 0.500 0.872)

Indicateurs de l'adéquation de la matrice de données. Une valeur p inférieure à 0,05 est requise.

Test des indicateurs de qualité. Il est important d'obtenir une valeur supérieure à 0,80

#### ITEM LOCATION AND ITEM ADEQUACY INDICES

Items	QIM	RDI	Normed MSA	Bootstrap 95% Confidence interval
13 **	1	0.15111	0.60487	( 0.189 0.775)
4 **	2	0.23333	0.75356	( 0.354 0.828)
3 **	2	0.26889	0.84586	( 0.310 0.869)
12 **	2	0.27556	0.76951	( 0.293 0.851)
6 **	2	0.31778	0.74193	( 0.359 0.819)
8 **	3	0.33556	0.70408	( 0.288 0.784)
5 **	3	0.34000	0.81066	( 0.367 0.873)
11 **	3	0.34222	0.85990	( 0.475 0.891)
2 **	3	0.37111	0.81802	( 0.404 0.871)
9 **	3	0.43778	0.73529	( 0.261 0.829)
10 **	4	0.47333	0.54907	( 0.162 0.748)
1 **	4	0.52667	0.76069	( 0.362 0.856)
7 **	4	0.52889	0.72177	( 0.306 0.792)

Indicateurs d'adéquation de l'item selon la théorie de la réponse à l'item (voir explications et références pour chaque indicateur).

**Astuce :** La MSA a également été proposée par Kayser et fonctionne, grosso modo, comme un « KMO pour chaque item ». Les valeurs inférieures à 0,50 indiquent des problèmes d'items, **mais il n'est pas recommandé d'éliminer l'item avec cet indicateur.**

\*\* Number of items proposed to be removed based on MSA: 13

Quartile of Ipsative Means (QIM): The means of the variables are placed in the distribution of the average of the values registered for each participant, and the quartile in which the means are situated is reported. In a normal-range test, few items should be placed in the extreme quartiles, whereas most of items should be placed in the central quartiles.

Relative Difficulty Index (RDI): it assesses the position of the items. For a normal-range test, an optimal pool of items should have about 75% RDI values between .40 and .60 and the remaining values evenly distributed in both tails.

In test intended for clinical screening or selection purposes, a larger amount of more extreme items in the appropriate direction is generally recommended.

Measure of Sampling Adequacy (MSA): Values of MSA below .50 suggest that the item does not measure the same domain as the remaining items in the pool, and so that it should be removed.

When removing items from the pool, all these aspects should be taken into account. Sometimes, the conclusion is that new items should be added to the pool of items.

Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P.J. (2021) MSA: the forgotten index for identifying inappropriate items before computing exploratory item factor analysis. Methodology, in press.

**EXPLAINED VARIANCE BASED ON EIGENVALUES**

Variable Eigenvalue Proportion of Variance Cumulative Proportion of Variance

Variable	Eigenvalue	Proportion of Variance	Cumulative Proportion of Variance
1	4.59982	0.35383	0.35383
2	1.42984	0.10999	0.46382
3	1.30263	0.10020	0.56402
4	1.01692	0.07822	0.64225
5	0.89096	0.06854	0.71078
6	0.72117	0.05547	
7	0.69617	0.05355	
8	0.57970	0.04459	
9	0.54632	0.04202	
10	0.42182	0.03245	
11	0.30869	0.02375	
12	0.26644	0.02050	
13	0.21952	0.01689	

Il s'agit d'une méthode simpliste pour identifier le nombre de facteurs à retenir. Il est suggéré de retenir le nombre de facteurs dont l'eigenvalue est supérieure à 1.

**Attention** : Il s'agit d'une méthode conservatrice et peu fiable.

**PARALLEL ANALYSIS (PA) BASED ON MINIMUM RANK FACTOR ANALYSIS**  
(Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011)

Implementation details:

Correlation matrices analyzed: Polychoric correlation matrices  
 Number of random correlation matrices: 500  
 Method to obtain random correlation matrices: Permutation of the raw

Méthode d'identification des facteurs complexes : compare la variance expliquée par les données réelles (de votre échantillon) avec celle d'un échantillon aléatoire (généré avec les mêmes caractéristiques que les données réelles).

Variable Real-data % of variance Mean of random % of variance 95 percentile of random % of variance

Variable	Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of random % of variance
1	38.7987*	15.9935	18.2064
2	11.5523	14.0417	15.7370
3	10.6497	12.5750	13.8699
4	8.5783	11.2002	12.3241
5	7.0194	9.9627	10.9740
6	5.8752	8.7469	9.6384
7	4.9272	7.5396	8.4571
8	4.0997	6.3456	7.2977
9	3.6504	5.2073	6.2007
10	2.8381	4.0275	5.1458
11	1.2324	2.8355	3.9968
12	0.7785	1.5245	2.7319

Le critère d'arrêt (cut off) est le moment où la variance expliquée par l'échantillon aléatoire est plus grande que la variance expliquée par l'échantillon réel. Ceci indique le nombre de facteurs à retenir selon l'analyse parallèle.

**Astuce** : les analyses ultérieures seront relatives au nombre de facteurs indiqué lors du lancement de l'analyse. Par conséquent, si cette recommandation diffère du nombre de facteurs que vous avez demandé, il est important de refaire l'analyse.

\* Advised number of dimensions: 1

CLOSENESS TO UNIDIMENSIONALITY ASSESSMENT  
Ferrando & Lorenzo-Seva (2018)

Indicateurs d'unidimensionnalité, c'est-à-dire recommandation d'une structure à un seul facteur. Les seuils d'interprétation des indicateurs sont présentés ci-dessous. En résumé : UniCo >.95 ; ECV >.85; MIREAL < .30

ITEM-LEVEL ASSESSMENT

Variable	I-UniCo	BC Bootstrap 95% Confidence intervals	I-ECV	BC Bootstrap 95% Confidence intervals	I-REAL
V 1	0.968	( 0.615 1.000)	0.794	( 0.438 0.972)	0.351
V 2	1.000	( 0.999 1.000)	0.996	( 0.952 1.000)	0.048
V 3	0.997	( 0.808 1.000)	0.929	( 0.579 1.000)	0.136
V 4	0.931	( 0.446 1.000)	0.719	( 0.333 0.999)	0.349
V 5	0.991	( 0.724 1.000)	0.879	( 0.512 1.000)	0.233
V 6	0.984	( 0.593 1.000)	0.848	( 0.424 1.000)	0.272
V 7	0.997	( 0.493 1.000)	0.933	( 0.361 1.000)	0.183
V 8	0.794	( 0.207 1.000)	0.566	( 0.175 0.987)	0.488
V 9	1.000	( 0.983 1.000)	0.987	( 0.843 1.000)	0.051
V 10	1.000	( 0.998 1.000)	0.990	( 0.937 1.000)	0.032
V 11	1.000	( 0.999 1.000)	0.996	( 0.951 1.000)	0.045
V 12	0.967	( 0.312 1.000)	0.791	( 0.247 0.999)	0.231
V 13	0.373	( 0.004 0.729)	0.287	( 0.004 0.516)	0.716

OVERALL ASSESSMENT

UniCo = 0.923 BC BOOTSTRAP 95% CONFIDENCE INTERVALS = ( 0.915 0.956)  
 ECV = 0.778 BC BOOTSTRAP 95% CONFIDENCE INTERVALS = ( 0.746 0.822)  
 MIREAL = 0.241 BC BOOTSTRAP 95% CONFIDENCE INTERVALS = ( 0.201 0.258)

**Astuce :** Il est préférable d'examiner d'abord les indicateurs globaux, puis pour chaque item.  
 Il peut y avoir des contradictions entre les indicateurs. Mais la prise de décision dans une analyse factorielle doit tenir compte des différents indicateurs et surtout de la recommandation théorique.

A value of UniCo (Unidimensional Congruence) and I-Unico (Item Unidimensional Congruence) suggests that data can be treated as essentially unidimensional.  
 A value of ECV (Explained Common Variance) and I-ECV (Item Explained Common Variance) suggests that data can be treated as essentially unidimensional.  
 A value of MIREAL (Mean of Item RESidual Absolute Loadings) and I-REAL (Item RESidual Absolute Loadings) lower than 0.300 suggests that data can be treated as essentially unidimensional.

ROBUST GOODNESS OF FIT STATISTICS

Indices de qualité de la structure factorielle

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.139; BC Bootstrap 95% confidence interval = ( 0.0521 0.6871)  
 (larger than 0.100 : poor)  
 Estimated Non-Centrality Parameter (NCP) = 8.568  
 Degrees of Freedom = 23  
 Test of Approximate Fit  
 H0 : RMSEA < 0.05; P = 0.832

Le RMSEA est un indicateur résiduel et doit être au maximum de 0,08 (la limite supérieure de l'intervalle de confiance ne doit pas dépasser 0,10).

Minimum Fit Function Chi Square with 23 degrees of freedom = 42.714 (P = 0.007561)  
 Robust Mean and Variance-Adjusted Chi Square with 23 degrees of freedom = 88.788 (P = 0.000010)  
 Chi-Square for independence model with 78 degrees of freedom = 938.099

Le NNFI (ou TLI) et le CFI sont des indicateurs similaires qui permettent d'évaluer la qualité du modèle et des valeurs supérieures à 0,90 sont acceptables.

Non-Normed Fit Index (NNFI; Tucker & Lewis) = 0.741; BC Bootstrap 95% confidence interval = ( 0.000 0.999)  
 Comparative Fit Index (CFI) = 0.924; BC Bootstrap 95% confidence interval = ( 0.920 0.950 : fair)  
 Schwarz's Bayesian Information Criterion (BIC) = 479.617; BC Bootstrap 95% confidence interval = (423.136 2031.953)

Goodness of Fit Index (GFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = ( 1.000 1.000)  
 Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = ( 1.000 1.000)  
 Goodness of Fit Index without diagonal values (GFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = ( 1.000 1.000)  
 Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values (AGFI) = 1.000; BC Bootstrap 95% confidence interval = ( 1.000 1.000)

Cela signifie qu'il ne sert à rien de regarder une seule valeur de BIC, il faut comparer le BIC d'au moins deux modèles avec des facteurs différents.

Le BIC est un indicateur qui doit être utilisé pour *comparer* les modèles lors de la réalisation d'analyses factorielles avec différents nombres de facteurs. Le modèle qui présente le BIC le plus faible doit être retenu.

#### EIGENVALUES OF THE REDUCED CORRELATION MATRIX

Aucune information à signaler

Variable Eigenvalue

1	4.237837982
2	1.124238881
3	0.853385177
4	0.838855115
5	0.360665687
6	0.281651516
7	0.179307417
8	0.156643759
9	0.007674408
10	-0.041164550
11	-0.077478464
12	-0.127969935
13	-0.196910533

#### UNROTATED LOADING MATRIX

Aucune information à signaler

Variable F 1 F 2 F 3 F 4 F 5 Communality

V 1	0.661	-0.220	0.245	-0.189	0.101	0.592
V 2	0.708	-0.040	0.149	0.034	-0.164	0.554
V 3	0.491	0.212	-0.087	-0.052	-0.182	0.330
V 4	0.525	0.405	-0.363	0.409	0.037	0.740
V 5	0.630	-0.185	0.311	-0.243	-0.134	0.604
V 6	0.608	0.261	-0.260	-0.445	0.059	0.707
V 7	0.663	-0.132	-0.054	0.009	0.860	1.200
V 8	0.549	-0.387	0.489	0.360	0.045	0.821
V 9	0.452	-0.026	0.015	0.135	0.187	0.259
V 10	0.304	0.064	0.028	0.471	-0.080	0.325
V 11	0.681	-0.002	0.110	-0.036	-0.046	0.479
V 12	0.421	0.282	-0.269	0.121	-0.025	0.344
V 13	0.376	0.524	-0.476	-0.037	-0.012	0.643

#### WEIGHTS OF ROBUST ROTATION

Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P.J. (2019)

Aucune information à signaler

Variable h w

V 1	1.2587	0.2886
V 2	1.3169	0.2557
V 3	1.7693	0.0001
V 4	1.7403	0.0164
V 5	1.4270	0.1935
V 6	1.5134	0.1446
V 7	1.2410	0.2986
V 8	1.3098	0.2598
V 9	1.4756	0.1660
V 10	1.5443	0.1272
V 11	1.4110	0.2025
V 12	1.5776	0.1084
V 13	1.7372	0.0182

h: average of the diagonal values in the asymptotic variance/covariance matrix for each variable.

w: Robust weight value for each variable.

Interpretation guide: The variable with the less stable set of correlations (i.e., a large value of h) will have a weight value (w) close to zero. In the other hand, a variable with a set of perfectly stable correlations will have a weight value (w) of one. The largest the value in w, the most important the variable is order to define the simple structure of the factor solution.

SEMI-SPECIFIED TARGET LOADING MATRIX  
Obtained from prerotation of the loading matrix

Aucune information à signaler

Variable	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5
V 1	0.000	0.000	---	---	0.000
V 2	0.000	0.000	---	0.000	0.000
V 3	---	0.000	---	0.000	---
V 4	0.000	0.000	0.000	0.000	---
V 5	0.000	0.000	---	0.000	0.000
V 6	0.000	0.000	---	0.000	0.000
V 7	0.000	0.000	0.000	---	0.000
V 8	0.000	---	0.000	0.000	0.000
V 9	0.000	0.000	0.000	---	0.000
V 10	0.000	---	0.000	0.000	---
V 11	---	0.000	---	0.000	0.000
V 12	0.000	0.000	0.000	0.000	---
V 13	---	---	0.000	0.000	---

ROTATED LOADING MATRIX

Matrice avec charges factorielles à interpréter : pour être rattaché à un facteur, un item doit avoir une charge factorielle supérieure à 0,30

Variable	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5
V 1	-0.071	0.084	0.713	0.188	-0.309
V 2	-0.074	0.168	0.646	-0.151	0.112
V 3	0.152	0.038	0.408	-0.157	0.376
V 4	0.041	0.076	-0.197	0.069	0.945
V 5	0.063	0.197	0.839	-0.074	-0.253
V 6	0.043	-0.505	0.745	0.122	0.052
V 7	-0.003	0.047	-0.053	1.132	-0.049
V 8	-0.011	0.786	0.159	0.133	-0.014
V 9	-0.039	0.140	0.099	0.265	0.157
V 10	0.037	0.460	-0.223	-0.070	0.570
V 11	0.093	0.209	0.538	0.031	0.154
V 12	-0.066	-0.165	0.137	-0.032	0.488
V 13	0.211	-0.268	0.061	0.029	0.734

ROTATED LOADING MATRIX  
(loadings lower than absolute 0.300 omitted)

Variable	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5
V 1		0.713		-0.309	
V 2		0.646			
V 3		0.408		0.376	
V 4				0.945	
V 5		0.839			
V 6		-0.505	0.745		
V 7			1.132		
V 8		0.786			
V 9					
V 10		0.460		0.570	
V 11		0.538			
V 12				0.488	
V 13				0.734	

Voici la même matrice que celle présentée précédemment, avec des charges factorielles inférieures à 0,30 omises (plus facile à interpréter).

Il faut faire attention aux "charges croisées", c'est-à-dire lorsqu'un item a une charge factorielle supérieure à 0,30 sur plus d'un facteur. **Astuce** : si un item avec charge croisée a une charge factorielle beaucoup plus élevée sur le facteur d'origine, il peut être conservé sans problème. Dans le cas contraire, l'item doit être éliminé. Pour prendre cette décision, vous pouvez utiliser la *mesure de l'importance de PRATT* comme support (voir ci-dessous).

EXPLAINED VARIANCE OF ROTATED FACTORS AND RELIABILITY OF PHI-INFORMATION OBLIQUE EAP SCORES

Ferrando & Lorenzo-Seva (2016)

Aucune information à signaler

Factor	Variance	ORION	Factor Determinacy Index
1	0.009	0.811	0.900
2	1.402	0.854	0.924
3	2.643	0.886	0.941
4	1.479	0.775	0.880
5	2.064	0.857	0.926

The appropriate implementation of EAP score estimation in factor model involves to obtain point estimates that make use of the full prior information (in particular the inter-factor correlation matrix), and to complement the point estimates with measures of the reliability of these estimates. In order to achieve it, FACTOR computes: (1) the EAP score estimation named 'Fully-Informative Prior Oblique EAP scores'; and (2) the reliability estimates named ORION (acronym for 'Overall Reliability of fully-Informative prior Oblique N-EAP scores'). See Ferrando & Lorenzo-Seva (2016) for further details.

INTER-FACTORS CORRELATION MATRIX

Corrélation entre les facteurs

Factor	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5
1	1.000				
2	-0.805	1.000			
3	-0.314	0.339	1.000		
4	-0.445	0.193	0.556	1.000	
5	-0.460	0.017	0.541	0.429	1.000

STRUCTURE MATRIX

Aucune information à signaler

Variable	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5
V 1	-0.304	0.414	0.701	0.500	0.191
V 2	-0.396	0.419	0.703	0.322	0.433
V 3	-0.109	0.029	0.489	0.170	0.459
V 4	-0.424	0.005	0.365	0.361	0.850
V 5	-0.209	0.412	0.708	0.294	0.143
V 6	0.138	-0.263	0.656	0.442	0.479
V 7	-0.505	0.248	0.567	1.092	0.411
V 8	-0.746	0.874	0.495	0.372	0.147
V 9	-0.374	0.259	0.391	0.432	0.345
V 10	-0.494	0.350	0.190	0.123	0.410
V 11	-0.328	0.324	0.680	0.394	0.418
V 12	-0.187	-0.063	0.348	0.252	0.576
V 13	0.057	-0.400	0.317	0.233	0.678

PRATT'S IMPORTANCE MEASURES

La mesure de l'importance de Pratt : il peut être utile d'interpréter les charges croisées : regardez les indicateurs standardisés.

Wu & Zumbo (2017)

UNSTANDARDIZED PRATT'S MEASURES (ETA-SQUARED)

Variable	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5
V 1	0.020	0.032	0.455	0.085	0.000
V 2	0.027	0.065	0.418	0.000	0.045
V 3	0.000	0.001	0.176	0.000	0.153
V 4	0.000	0.000	0.000	0.024	0.715
V 5	0.000	0.072	0.532	0.000	0.000
V 6	0.006	0.133	0.489	0.054	0.025
V 7	0.001	0.011	0.000	1.187	0.000
V 8	0.008	0.685	0.079	0.049	0.000
V 9	0.015	0.036	0.039	0.115	0.054
V 10	0.000	0.133	0.000	0.000	0.192
V 11	0.000	0.064	0.344	0.011	0.061
V 12	0.012	0.010	0.046	0.000	0.275
V 13	0.012	0.107	0.019	0.007	0.498

## COMMUNALITY-STANDARDIZED PRATT'S MEASURES

Les valeurs indiquent l'importance de l'élément dans chaque facteur. La somme des valeurs de chaque facteur est égale à 1.

Variable	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5
V 1	0.033	0.054	0.769	0.144	0.000
V 2	0.049	0.117	0.754	0.000	0.081
V 3	0.000	0.003	0.534	0.000	0.463
V 4	0.000	0.000	0.000	0.032	0.967
V 5	0.000	0.120	0.880	0.000	0.000
V 6	0.008	0.188	0.692	0.076	0.035
V 7	0.001	0.010	0.000	0.989	0.000
V 8	0.010	0.834	0.096	0.060	0.000
V 9	0.057	0.141	0.150	0.443	0.210
V 10	0.000	0.408	0.000	0.000	0.592
V 11	0.000	0.133	0.717	0.024	0.127
V 12	0.035	0.030	0.135	0.000	0.800
V 13	0.019	0.167	0.030	0.011	0.774

## UNIQUE DIRECTIONAL CORRELATION (ETA)

Variable	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5
V 1	0.140	0.178	0.674	0.292	0.000
V 2	0.164	0.254	0.646	0.000	0.211
V 3	0.000	0.031	0.420	0.000	0.391
V 4	0.000	0.018	0.000	0.155	0.846
V 5	0.000	0.269	0.729	0.000	0.000
V 6	0.077	0.365	0.699	0.233	0.157
V 7	0.036	0.107	0.000	1.089	0.000
V 8	0.089	0.828	0.280	0.222	0.000
V 9	0.121	0.191	0.197	0.338	0.233
V 10	0.000	0.364	0.000	0.000	0.439
V 11	0.000	0.252	0.586	0.107	0.246
V 12	0.110	0.101	0.215	0.000	0.524
V 13	0.109	0.327	0.139	0.083	0.706

Importance measures indicate the proportions of the variation in each observed indicator that are attributable to the factors (an interpretation analogous to the effect size measure of eta-squared). Eta correlations is a measure of unique directional correlation of each factor with an observed indicator.

## BIAS-CORRECTED AND ACCELERATED (BCa) BOOTSTRAP 95% CONFIDENCE INTERVALS FOR LOADING VALUES

Variable F 1 BCa Confidence Interval

V 1	-0.071	(-9.965	3.759)
V 2	-0.074	(-15.346	1.187)
V 3	0.152	(-0.307	45.703)
V 4	0.041	(-1.285	18.535)
V 5	0.063	(-4.189	2.361)
V 6	0.043	(-10.215	4.017)
V 7	-0.003	(-0.642	22.261)
V 8	-0.011	(-1.097	11.260)
V 9	-0.039	(-6.127	6.541)
V 10	0.037	(-8.509	2.342)
V 11	0.093	(-9.223	1.250)
V 12	-0.066	(-0.873	11.582)
V 13	0.211	(-18.339	1.980)

Variable F 2 BCa Confidence Interval

V 1	0.084	(-89.167	0.449)
V 2	0.168	(-33.490	0.361)
V 3	0.038	(-0.305	7.465)
V 4	0.076	(-0.372	7.739)
V 5	0.197	(-2.685	1.265)
V 6	-0.505	(-18.188	0.078)
V 7	0.047	(-11.440	0.308)
V 8	0.786	( 0.476	34.380)
V 9	0.140	(-2.305	3.651)
V 10	0.460	(-0.614	7.084)
V 11	0.209	(-0.314	6.761)
V 12	-0.165	(-7.916	0.278)
V 13	-0.268	(-0.920	10.362)

Variable F 3 BCa Confidence Interval

V 1	0.713	( 0.268	22.283)
V 2	0.646	( 0.342	6.438)
V 3	0.408	(-4.984	0.666)
V 4	-0.197	(-6.658	0.270)
V 5	0.839	( 0.555	19.637)
V 6	0.745	( 0.497	27.260)
V 7	-0.053	(-22.866	0.124)
V 8	0.159	(-5.612	0.352)
V 9	0.099	(-0.168	6.422)
V 10	-0.223	(-2.274	1.275)
V 11	0.538	( 0.167	3.100)
V 12	0.137	(-5.938	0.879)
V 13	0.061	(-10.112	0.272)

Variable F 4 BCa Confidence Interval

V 1	0.188	(-56.361	0.803)
V 2	-0.151	(-25.109	0.344)
V 3	-0.157	(-0.787	12.394)
V 4	0.069	(-5.656	1.134)
V 5	-0.074	(-6.151	0.231)
V 6	0.122	(-49.205	0.431)
V 7	1.132	( 0.698	115.647)
V 8	0.133	(-29.372	1.058)
V 9	0.265	(-25.922	0.681)
V 10	-0.070	(-1.246	6.780)
V 11	0.031	(-3.513	1.600)
V 12	-0.032	(-3.903	1.378)
V 13	0.029	(-15.902	1.231)

Variable F 5 BCa Confidence Interval

V 1	-0.309	(-53.441	0.107)
V 2	0.112	(-35.165	0.626)
V 3	0.376	(-0.006	11.274)
V 4	0.945	( 0.575	21.445)

V 5 -0.253 (-16.355 0.099)  
V 6 0.052 (-5.392 0.541)  
V 7 -0.049 (-15.860 0.774)  
V 8 -0.014 (-0.403 7.180)  
V 9 0.157 (-8.796 1.184)  
V 10 0.570 (-0.115 8.600)  
V 11 0.154 (-2.234 2.391)  
V 12 0.488 (-0.378 5.969)  
V 13 0.734 ( 0.373 17.957)

-----  
INDICES OF FACTOR SIMPLICITY

Bentler (1977) & Lorenzo-Seva (2003)

Bentler's simplicity index (S) = 0.60926 (Percentile 100)

BC Bootstrap 95% confidence interval = ( 0.446 0.900)

Loading simplicity index (LS) = 0.31198 (Percentile 100)

BC Bootstrap 95% confidence interval = ( 0.241 0.868)

-----  
BIAS-CORRECTED BOOTSTRAP 95% CONFIDENCE INTERVALS FOR INTER-FACTORS CORRELATION VALUES

1 -- 2 -0.805 (-1.091 0.050)  
1 -- 3 -0.314\* (-1.083 -0.033)  
1 -- 4 -0.445 (-1.092 0.108)  
1 -- 5 -0.460\* (-1.130 -0.128)  
2 -- 3 0.339\* ( 0.092 1.000)  
2 -- 4 0.193 (-0.969 0.998)  
2 -- 5 0.017 (-1.136 0.473)  
3 -- 4 0.556\* ( 0.306 1.000)  
3 -- 5 0.541 (-0.493 0.999)  
4 -- 5 0.429 (-0.961 0.998)

\* Significantly different from zero at population

CONSTRUCT REPLICABILITY: GENERALIZED H (G-H) INDEX

Ferrando & Lorenzo-Seva (2018)

Factor	H-Latent	BC Bootstrap	95 % Confidence intervals	H-Observed	BC Bootstrap
F 1	0.811	(-40940.438 3163.962)	0.721	( 0.340 2.011)	
F 2	0.854	(-175371.164 1995.731)	0.930	( 0.537 2.132)	
F 3	0.886	(-844218.684 118.516)	0.792	( 0.716 2.075)	
F 4	1.225	(-6.136 12554.663)	0.987	( 0.622 2.671)	
F 5	0.857	(-855136.514 288.985)	0.780	( 0.585 3.252)	

Il indique dans quelle mesure la structure latente est bien définie, ce qui permet de la reproduire dans d'autres études. Les valeurs supérieures à 0,80 indiquent une structure bien définie.  
**Astuce** : les valeurs inférieures à 0,80 n'indiquent pas forcément qu'il y a des problèmes dans le modèle actuel, mais peuvent être signalées à titre d'avertissement pour les études futures.

The H index evaluates how well a set of items represents a common factor. It is bounded between 0 and 1 and approaches unity as the magnitude of the factor loadings and/or the number of items increase. High H values (>.80) suggest a well defined latent variable, which is more likely to be stable across studies, whereas low H values suggest a poorly defined latent variable, which is likely to change across studies.

H-Latent assesses how well the factor can be identified by the continuous latent response variables that underlie the observed item scores, whereas H-Observed assesses how well it can be identified from the observed item scores.

QUALITY AND EFFECTIVENESS OF FACTOR SCORE ESTIMATES

Ferrando & Lorenzo-Seva (2018)

	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5
Factor Determinacy Index (FDI)	0.900	0.924	0.941	0.880	0.926
ORION marginal reliability	0.811	0.854	0.886	0.775	0.857
Sensitivity ratio (SR)	2.070	2.417	2.784	1.854	2.449
Expected percentage of true differences (EPTD)	89.1%	90.5%	91.8%	100.0%	90.1%

Indices de qualité des **scores** générés par les **facteurs**. **Astuce** : ne doit être interprété que lorsqu'il existe une solution factorielle définitive, c'est-à-dire lorsque le nombre de facteurs a été correctement défini et que les items ont été correctement éliminés.

Factor Determinacy Index (FDI)  
ORION marginal reliability

Indicateurs de *fiabilité* des scores factoriels obtenus. FDI > .90 et ORION > .80

Sensitivity ratio (SR)

Ratio de sensibilité qui indique la capacité du facteur à discriminer (séparer) les groupes en fonction des différents traits latents des individus. Il doit être supérieur à 2.

The sensitivity ratio (SR) can be interpreted as the number of different factor levels than can be differentiated on the basis of the factor score estimates. The expected percentage of true differences (EPTD) is the estimated percentage of differences between the observed factor score estimates that are in the same direction as the corresponding true differences.

If factor scores are to be used for individual assessment, FDI values above .90, marginal reliabilities above .80, SR above 2, and EPTDs above 90% are recommended.

ITEM RESPONSE THEORY PARAMETERIZATION: MULTIDIMENSIONAL NORMAL-OGIVE GRADED RESPONSE MODEL

Reckase's parameterization (Reckase, 1985)

PATTERN OF ITEM DISCRIMINATIONS

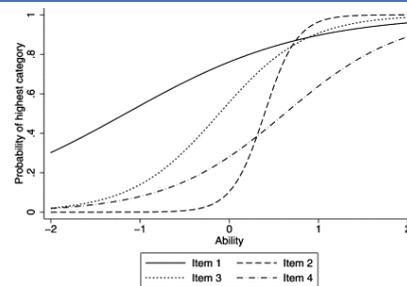
Item	a 1	a 2	a 3	a 4	a 5	MDISC
V 1	-0.111	0.132	1.116	0.294	-0.484	1.264
V 2	-0.111	0.251	0.967	-0.225	0.168	1.044
V 3	0.186	0.046	0.498	-0.192	0.459	0.730
V 4	0.081	0.148	-0.386	0.135	1.852	1.904
V 5	0.101	0.313	1.334	-0.117	-0.402	1.436
V 6	0.080	-0.933	1.376	0.226	0.096	1.682
V 7	-inf	inf	-inf	inf	-inf	inf
V 8	-0.025	1.859	0.377	0.315	-0.034	1.923
V 9	-0.046	0.163	0.115	0.308	0.183	0.412
V 10	0.045	0.560	-0.272	-0.085	0.694	0.937
V 11	0.129	0.289	0.745	0.042	0.214	0.839
V 12	-0.082	-0.204	0.169	-0.039	0.603	0.665
V 13	0.354	-0.449	0.102	0.049	1.230	1.361

a: item discrimination in each dimension

MDISC: item multidimensional discrimination

Indique la capacité de l'item de différencier les personnes avec des niveaux différents du trait latent.

Considérez le graphique suivant d'items " vrai ou faux " (par exemple, un test de mathématiques). La courbe en S de l'item 2 montre qu'il est le plus discriminant : les personnes ayant un trait latent faible ont peu de chances de répondre correctement à l'item et, à mesure que les capacités augmentent, les chances de répondre correctement à l'item augmentent également. En revanche, la courbe droite de l'item 1 montre qu'il n'est pas très discriminant.



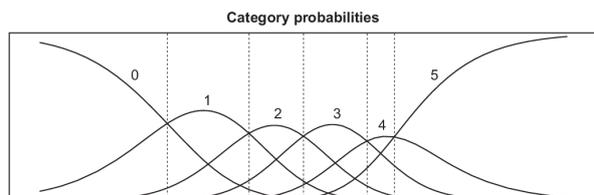
Le Factor indique les valeurs de discrimination (toujours représentées par la lettre a dans la Théorie de la Réponse à l'Item) pour chaque facteur. On s'attend à ce que l'item soit plus discriminant dans son facteur d'origine. C'est pourquoi il est essentiel d'identifier les éléments attendus dans chaque facteur.

L'indice de discrimination multidimensionnelle considère l'instrument dans son ensemble et n'a de sens à interpréter que s'il est possible de combiner tous les facteurs en un construit général.

CATEGORY INTERCEPTS

Item	d 1	d 2	d 3
V 1	-0.881	-0.396	0.975
V 2	-0.814	0.510	2.621
V 3	0.247	0.594	1.773
V 4	0.916	1.221	2.369
V 5	-0.053	0.403	1.978
V 6	0.185	0.728	1.940
V 7	-inf	-inf	inf
V 8	-0.848	1.240	3.550
V 9	-0.396	0.019	1.034
V 10	-1.178	0.163	1.315
V 11	-0.327	0.572	1.830
V 12	0.228	0.720	1.451
V 13	0.846	2.025	3.071

Il s'agit des indicateurs de seuil des items (thresholds). C'est le point d'intersection entre une catégorie de réponse et une autre. Lorsqu'un item a des seuils ordonnés, cela signifie que le point d'intersection change progressivement d'une catégorie à l'autre (voir figure ci-dessous).



Le nombre de seuils est égal au nombre de catégories moins 1. Pour savoir si les seuils sont bien classés, il suffit de regarder si les valeurs dans les catégories d'interception (category intercepts) augmentent. Si les seuils ne sont pas classés, il s'agit d'un autre indicateur de la (mauvaise) qualité de l'item.

-----

GREATEST LOWER BOUND (GLB) TO RELIABILITY

Woodhouse & Jackson (1977)

Indicateur de fiabilité de l'échelle globale. **Note** : ne doit être observé que si l'échelle est unidimensionnelle.

WARNING: The GLB and Omega can only be trusted in large samples, preferably 1,000 cases or more, due to a positive sampling bias (ten Berge & Socan, 2004).

Greatest Lower Bound to Reliability = 1.014471

McDonald's ordinal Omega = 0.843909

Standardized Cronbach's alpha = 0.840801

Total observed variance = 13.000

Total Common Variance = 9.286

ASSOCIATED COMMUNALITIES

Variable Commuality

V 1	0.928544
V 2	0.800147
V 3	0.394629
V 4	0.664233
V 5	0.736161
V 6	0.852810
V 7	0.888700
V 8	0.741089
V 9	0.514847
V 10	0.648827
V 11	0.734073
V 12	0.545275
V 13	0.836605

The greatest lower bound (glb) to reliability represents the smallest reliability possible given observed covariance matrix under the restriction that the sum of error variances is maximized for errors that correlate 0 with other variables (Ten Berge, Snijders, & Zegers, 1981).

Omega can be interpreted as the square of the correlation between the scale score and the latent variable common to all the indicators in the infinite universe of indicators of which the scale indicators are a subset (McDonald, 1999, page 89).

McDonald, R.P. (1999). Test theory : A unified treatment. Mahwah. L.E.A.

DISTRIBUTION OF RESIDUALS

Autres indicateurs résiduels pour l'analyse de l'adéquation du modèle.

Number of Residuals = 78

Summary Statistics for Fitted Residuals

Smallest Fitted Residual = -0.2337

Median Fitted Residual = 0.0113

Largest Fitted Residual = 0.1980

Mean Fitted Residual = 0.0090

Variance Fitted Residual = 0.0057

Root Mean Square of Residuals (RMSR) = 0.0759

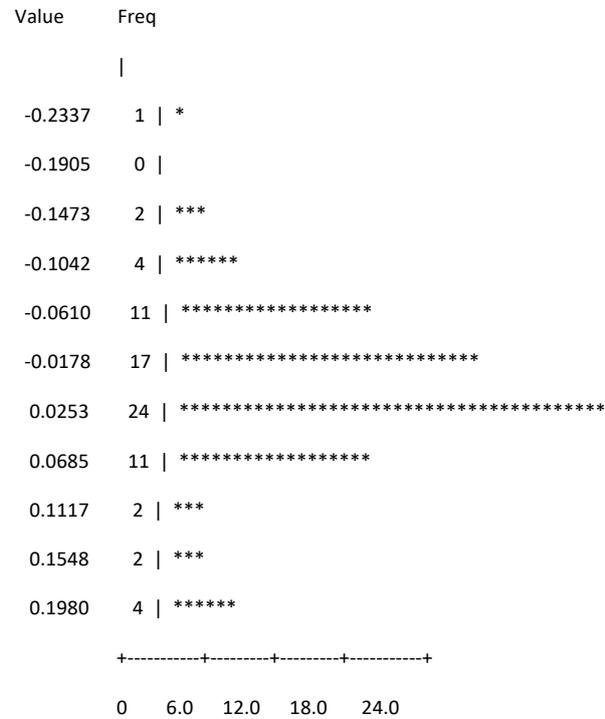
BC Bootstrap 95% confidence interval of RMSR = ( 0.042 0.329)

Expected mean value of RMSR for an acceptable model = 0.0819 (Kelley's criterion) (Kelley, 1935,page 13; see also Harman, 1962, page 21 of the 2nd edition)

Weighted Root Mean Square Residual (WRMR) = 0.0606 (values under 1.0 have been recommended to represent good fit; Yu & Muthen, 2002)

BC Bootstrap 95% confidence interval of WRMR = ( 0.033 0.283)

Histogram for fitted residuals



Summary Statistics for Standardized Residuals

Smallest Standardized Residual = -2.85

Median Standardized Residual = 0.14

Largest Standardized Residual = 2.42

Mean Standardized Residual = 0.11

Stemleaf Plot for Standardized Residuals

```
-2 | 90
-1 | 75221
-0 | 8887766666643222211111
0 | 000000111112222222233334456677777899
1 | 0239
2 | 02334
```

Largest Negative Standardized Residuals

Residual for Var 13 and Var 12 -2.85

DESCRIPTIVES RELATED TO MISSING DATA

Missing value code : 999

No missing data was observed in your data

PARTICIPANTS' SCORE ESTIMATES ON FACTORS: ORION EAP scores

Ferrando & Lorenzo-Seva (2016)

Model to estimate factor scores: linear approximation  
ORION scores saved in file: FxG\_scores.dat

Case	Factor				
	1	2	3	4	5
1	-1.406	-0.867	-0.767	-1.053	-0.452
2	1.215	-1.077	-0.019	1.456	-1.097
3	0.976	2.402	0.591	0.459	7.765
4	-0.268	-0.835	-0.032	0.255	-1.368
5	0.658	0.541	-0.428	0.613	-1.559
6	-1.000	-0.860	-0.229	-1.211	-1.734
7	0.028	0.218	1.037	-0.962	-3.348
8	-0.474	0.897	-0.485	-0.793	-3.649
9	0.710	-0.506	-0.986	1.158	0.530
10	1.034	0.622	1.223	0.827	8.934
11	-1.060	-0.468	0.156	-1.071	-1.138
12	0.445	-0.158	1.353	-0.272	5.983
13	0.285	0.061	-0.393	0.814	-1.035
14	-0.845	-0.918	-0.563	-0.672	-1.323

Scores factoriels calculés pour chaque sujet (également sauvegardés dans le fichier sur demande). Il est intéressant d'examiner l'erreur de mesure pour chaque facteur.

15	2.650	1.161	3.023	0.964	3.979
16	0.830	1.506	-1.058	1.569	-2.757
17	0.161	-0.883	0.101	-0.020	1.078
18	0.977	-0.459	-1.192	1.701	-0.686
19	-0.369	0.179	0.646	-0.808	-0.688
20	-0.768	0.637	-0.509	-0.185	10.195
21	1.274	1.621	0.565	0.719	-1.757
22	0.285	-0.044	0.480	-0.140	-0.927
23	-0.365	-0.217	-0.346	-0.161	-0.942
24	-1.074	-0.632	-0.498	-0.794	-0.051
25	0.002	-0.291	-0.156	-0.106	-1.348
26	0.137	0.570	-0.158	0.334	-2.871
27	-1.277	-0.830	-0.060	-1.255	-0.748
28	1.434	1.893	2.419	-0.289	-6.499
29	-1.041	-0.602	1.027	-2.076	-4.452
30	-0.459	-0.648	1.321	-1.529	-3.858
31	1.565	0.914	-0.316	1.899	-4.137
32	1.053	1.207	1.610	-0.317	-3.813
33	-1.405	-0.982	-0.774	-1.011	-0.585
34	-0.367	-0.460	1.149	-1.192	-2.484
35	0.444	0.754	2.237	-1.011	-0.331
36	0.772	0.368	-0.457	0.765	-2.376
37	-0.133	-0.587	0.309	0.184	-0.913
38	0.801	-0.572	-0.418	1.167	5.060
39	0.287	1.647	-0.367	-0.185	-3.849
40	0.407	-0.581	-1.355	1.835	0.191
41	-0.227	-0.375	-1.026	0.612	-2.097
42	0.791	2.325	0.781	0.169	-3.646
43	0.318	-0.706	-0.658	0.742	0.037
44	0.250	-0.079	-0.331	0.375	1.004
45	1.065	1.630	0.894	-0.153	-1.795
46	1.275	0.193	-0.322	1.468	-0.737
47	-1.340	-0.921	-0.607	-0.946	2.182
48	0.241	0.807	-0.833	0.540	-1.738
49	0.294	0.972	0.918	-0.028	8.170
50	0.123	0.582	-1.186	1.050	1.948
51	-0.029	-0.516	0.623	-0.421	-1.595
52	-0.499	0.675	-0.812	0.484	17.103
53	-0.840	-0.902	-0.658	-0.754	-0.251
54	-0.217	0.389	-0.660	0.132	0.287
55	1.166	-0.047	0.165	1.123	1.184
56	-0.973	-0.336	1.216	-1.759	-3.059
57	0.181	-0.846	-0.762	0.447	3.243
58	-1.360	-1.017	-0.511	-1.104	-0.822
59	-0.156	-0.526	-0.178	-0.045	-0.062
60	-0.587	-0.294	-1.353	0.543	-1.255
61	0.303	-0.541	0.540	0.224	1.963
62	0.344	0.267	-0.157	0.266	-2.585
63	-0.611	-0.552	0.283	-0.960	3.291
64	-0.006	-0.935	-0.878	0.764	-0.050
65	1.211	1.950	0.187	1.444	4.648
66	-1.342	-1.011	-0.870	-0.865	-0.317
67	0.633	-1.047	0.125	0.735	-1.431
68	-0.947	-0.181	0.792	-1.709	-4.681
69	1.373	0.685	-0.995	2.382	-2.654
70	2.106	-0.462	-1.317	3.046	-0.660
71	-0.672	-0.388	1.063	-1.490	2.792
72	-0.458	-0.008	0.806	-1.171	-0.571
73	0.844	-0.242	-0.239	1.091	7.949
74	0.333	-0.576	-0.804	0.951	3.503
75	-1.184	-0.676	-0.611	-0.816	3.240
76	0.228	-0.796	-0.817	0.971	-1.017
77	0.404	0.349	0.066	0.490	3.724
78	0.121	0.241	-0.717	0.357	-2.551
79	-0.783	-0.890	-0.798	-0.119	7.921
80	-0.928	-0.726	-0.360	-0.858	-1.716

81	-0.910	-0.196	-1.103	0.026	2.038
82	-1.322	-0.874	-0.637	-0.960	-0.300
83	-0.410	-0.201	-0.973	0.156	-1.618
84	-0.305	-1.004	-0.531	-0.023	-0.853
85	-1.071	-0.783	-0.657	-0.859	-0.054
86	-0.288	1.231	1.089	-0.688	-0.740
87	0.479	1.175	0.552	0.337	2.823
88	-1.031	-1.109	-0.635	-0.533	-1.199
89	0.639	1.004	0.675	0.575	5.636
90	-0.884	-0.846	0.699	-1.420	-2.568
91	1.553	0.532	2.672	-0.116	-4.828
92	1.664	-0.082	-0.972	2.915	0.759
93	-1.358	-1.058	-0.397	-1.158	-1.342
94	-0.594	-0.584	-0.732	-0.153	2.266
95	0.757	1.051	1.173	0.395	4.347
96	0.290	-0.805	0.907	-0.407	-0.646
97	0.154	1.333	1.312	-0.733	9.981
98	0.869	-0.544	-0.436	1.946	0.103
99	-1.275	-1.102	0.077	-1.305	-2.086
100	-0.764	-0.721	-0.361	-0.856	-0.305
101	-0.537	-0.719	1.112	-1.389	-1.657
102	-0.211	-0.878	-0.213	-0.144	-1.385
103	0.430	0.183	-1.598	1.783	-2.238
104	0.122	-0.090	-0.246	0.514	0.808
105	-1.031	-0.948	-0.835	-0.800	-0.486
106	0.205	-0.118	0.518	-0.229	1.890
107	0.203	-0.340	0.207	0.412	-1.703
108	0.187	-0.178	-0.185	-0.128	1.321
109	0.641	0.966	1.038	0.159	5.232
110	-0.075	0.070	-1.030	0.238	-4.149
111	-0.125	-0.682	-0.187	0.548	-1.781
112	2.097	0.466	2.596	0.266	-3.316
113	-0.073	0.495	-0.847	0.319	1.824
114	-0.794	1.124	-0.960	-0.297	-2.166
115	0.108	1.353	-1.025	0.440	-5.036
116	-0.885	-0.979	-0.832	-0.595	-0.164
117	1.613	1.498	1.423	0.990	-7.159
118	-0.943	-0.397	-0.747	-0.932	-2.784
119	0.434	0.893	-0.218	0.083	-1.029
120	-1.240	-0.867	-0.564	-0.904	-0.754
121	1.491	1.427	2.175	0.371	-2.112
122	0.537	-0.047	-0.937	1.178	1.078
123	-0.270	0.451	0.287	-0.440	0.692
124	-1.275	-1.102	0.077	-1.305	-2.086
125	-0.133	0.919	-0.634	-0.158	-2.141
126	-1.240	-0.846	-0.557	-0.916	-1.364
127	0.951	-0.752	0.781	0.768	0.761
128	0.167	-0.575	-0.364	0.346	0.306
129	-0.033	0.659	-0.710	0.534	5.718
130	-0.832	-0.714	-0.286	-0.575	3.464
131	-0.606	-0.729	-0.466	-0.204	2.038
132	-0.614	-0.103	1.480	-1.616	-2.905
133	-0.040	0.233	-0.049	0.199	-3.869
134	-1.093	0.038	-0.561	-1.055	-2.978
135	1.425	1.979	2.643	-0.473	-8.377
136	-1.249	-0.793	-0.619	-0.870	-0.715
137	0.609	1.215	1.315	-0.240	-0.113
138	1.366	0.379	3.100	-0.999	1.546
139	-0.944	-0.396	-0.797	-0.619	4.673
140	-0.460	-0.848	-0.703	-0.010	0.158
141	-1.069	-0.455	-0.513	-0.902	0.124
142	0.100	-0.208	-0.211	0.412	-0.523
143	0.996	1.362	0.101	1.069	-4.018
144	-0.796	-0.390	-0.477	-0.432	0.006
145	-1.047	-0.503	0.550	-1.307	-0.815
146	-0.394	0.480	-0.594	-0.016	-3.237

147 0.627 2.583 -1.168 1.632 12.480  
 148 -0.117 0.107 -0.441 0.203 -2.867  
 149 1.432 -0.011 0.119 1.946 -0.758  
 150 -0.369 0.179 0.646 -0.808 -0.688

PRECISION OF FACTOR SCORE ESTIMATES

FACTOR: 1

Case	Approximate 95% confidence interval	Posterior SE
1	(-2.054 -0.757)	0.394
2	( 0.567 1.864)	0.394
3	( 0.327 1.624)	0.394
4	(-0.916 0.381)	0.394
5	( 0.010 1.307)	0.394
6	(-1.649 -0.352)	0.394
7	(-0.621 0.676)	0.394
8	(-1.123 0.174)	0.394
9	( 0.062 1.359)	0.394
10	( 0.386 1.683)	0.394
11	(-1.709 -0.412)	0.394
12	(-0.204 1.093)	0.394
13	(-0.363 0.934)	0.394
14	(-1.493 -0.196)	0.394
15	( 2.002 3.299)	0.394
16	( 0.182 1.479)	0.394
17	(-0.487 0.810)	0.394
18	( 0.328 1.625)	0.394
19	(-1.018 0.279)	0.394
20	(-1.416 -0.119)	0.394
21	( 0.625 1.922)	0.394
22	(-0.364 0.933)	0.394
23	(-1.014 0.283)	0.394
24	(-1.723 -0.426)	0.394
25	(-0.646 0.651)	0.394
26	(-0.512 0.785)	0.394
27	(-1.926 -0.629)	0.394
28	( 0.786 2.083)	0.394
29	(-1.690 -0.393)	0.394
30	(-1.107 0.190)	0.394
31	( 0.916 2.213)	0.394
32	( 0.404 1.701)	0.394
33	(-2.053 -0.756)	0.394
34	(-1.016 0.281)	0.394
35	(-0.204 1.093)	0.394
36	( 0.124 1.421)	0.394
37	(-0.782 0.515)	0.394
38	( 0.152 1.449)	0.394
39	(-0.362 0.935)	0.394
40	(-0.241 1.056)	0.394
41	(-0.875 0.422)	0.394
42	( 0.142 1.439)	0.394
43	(-0.331 0.966)	0.394
44	(-0.399 0.898)	0.394
45	( 0.416 1.713)	0.394
46	( 0.627 1.923)	0.394
47	(-1.989 -0.692)	0.394
48	(-0.407 0.890)	0.394
49	(-0.354 0.943)	0.394
50	(-0.525 0.772)	0.394
51	(-0.677 0.620)	0.394
52	(-1.147 0.150)	0.394
53	(-1.489 -0.192)	0.394

L'erreur de mesure pour chaque facteur : à examiner.

54	(-0.866 0.431)	0.394
55	( 0.518 1.815)	0.394
56	(-1.621 -0.324)	0.394
57	(-0.467 0.830)	0.394
58	(-2.008 -0.711)	0.394
59	(-0.805 0.492)	0.394
60	(-1.236 0.061)	0.394
61	(-0.346 0.951)	0.394
62	(-0.305 0.992)	0.394
63	(-1.260 0.037)	0.394
64	(-0.655 0.642)	0.394
65	( 0.562 1.859)	0.394
66	(-1.990 -0.693)	0.394
67	(-0.016 1.281)	0.394
68	(-1.595 -0.298)	0.394
69	( 0.725 2.022)	0.394
70	( 1.458 2.755)	0.394
71	(-1.321 -0.024)	0.394
72	(-1.107 0.190)	0.394
73	( 0.195 1.492)	0.394
74	(-0.315 0.982)	0.394
75	(-1.832 -0.535)	0.394
76	(-0.420 0.877)	0.394
77	(-0.244 1.053)	0.394
78	(-0.528 0.769)	0.394
79	(-1.431 -0.134)	0.394
80	(-1.576 -0.279)	0.394
81	(-1.558 -0.261)	0.394
82	(-1.970 -0.673)	0.394
83	(-1.059 0.238)	0.394
84	(-0.953 0.344)	0.394
85	(-1.719 -0.422)	0.394
86	(-0.936 0.361)	0.394
87	(-0.170 1.127)	0.394
88	(-1.680 -0.383)	0.394
89	(-0.010 1.287)	0.394
90	(-1.532 -0.235)	0.394
91	( 0.905 2.202)	0.394
92	( 1.016 2.313)	0.394
93	(-2.007 -0.710)	0.394
94	(-1.242 0.055)	0.394
95	( 0.108 1.405)	0.394
96	(-0.358 0.939)	0.394
97	(-0.495 0.802)	0.394
98	( 0.220 1.517)	0.394
99	(-1.923 -0.626)	0.394
100	(-1.413 -0.116)	0.394
101	(-1.186 0.111)	0.394
102	(-0.860 0.437)	0.394
103	(-0.218 1.079)	0.394
104	(-0.526 0.771)	0.394
105	(-1.679 -0.382)	0.394
106	(-0.444 0.853)	0.394
107	(-0.445 0.852)	0.394
108	(-0.462 0.835)	0.394
109	(-0.007 1.290)	0.394
110	(-0.723 0.574)	0.394
111	(-0.773 0.524)	0.394
112	( 1.449 2.746)	0.394
113	(-0.722 0.575)	0.394
114	(-1.443 -0.146)	0.394
115	(-0.540 0.757)	0.394
116	(-1.534 -0.237)	0.394
117	( 0.964 2.261)	0.394
118	(-1.592 -0.295)	0.394
119	(-0.215 1.082)	0.394

120	(-1.889 -0.592)	0.394
121	( 0.842 2.139)	0.394
122	(-0.112 1.185)	0.394
123	(-0.918 0.379)	0.394
124	(-1.923 -0.626)	0.394
125	(-0.781 0.516)	0.394
126	(-1.889 -0.592)	0.394
127	( 0.302 1.599)	0.394
128	(-0.482 0.815)	0.394
129	(-0.681 0.616)	0.394
130	(-1.480 -0.183)	0.394
131	(-1.254 0.043)	0.394
132	(-1.262 0.035)	0.394
133	(-0.688 0.609)	0.394
134	(-1.741 -0.444)	0.394
135	( 0.777 2.074)	0.394
136	(-1.897 -0.600)	0.394
137	(-0.040 1.257)	0.394
138	( 0.718 2.015)	0.394
139	(-1.593 -0.296)	0.394
140	(-1.109 0.188)	0.394
141	(-1.718 -0.421)	0.394
142	(-0.549 0.748)	0.394
143	( 0.347 1.644)	0.394
144	(-1.444 -0.148)	0.394
145	(-1.696 -0.399)	0.394
146	(-1.042 0.255)	0.394
147	(-0.022 1.275)	0.394
148	(-0.765 0.532)	0.394
149	( 0.783 2.080)	0.394
150	(-1.018 0.279)	0.394

PRECISION OF FACTOR SCORE ESTIMATES

FACTOR: 2

Case	Approximate 95% confidence interval	Posterior SE
1	(-1.527 -0.206)	0.402
2	(-1.738 -0.416)	0.402
3	( 1.742 3.063)	0.402
4	(-1.496 -0.174)	0.402
5	(-0.120 1.202)	0.402
6	(-1.521 -0.199)	0.402
7	(-0.442 0.879)	0.402
8	( 0.236 1.558)	0.402
9	(-1.167 0.155)	0.402
10	(-0.039 1.283)	0.402
11	(-1.129 0.193)	0.402
12	(-0.819 0.503)	0.402
13	(-0.600 0.722)	0.402
14	(-1.578 -0.257)	0.402
15	( 0.500 1.822)	0.402
16	( 0.846 2.167)	0.402
17	(-1.544 -0.222)	0.402
18	(-1.120 0.201)	0.402
19	(-0.481 0.840)	0.402
20	(-0.024 1.298)	0.402
21	( 0.960 2.281)	0.402
22	(-0.705 0.617)	0.402
23	(-0.878 0.444)	0.402
24	(-1.293 0.028)	0.402
25	(-0.952 0.370)	0.402
26	(-0.090 1.231)	0.402

27	(-1.491 -0.169)	0.402
28	( 1.232 2.554)	0.402
29	(-1.263 0.059)	0.402
30	(-1.309 0.013)	0.402
31	( 0.253 1.574)	0.402
32	( 0.546 1.868)	0.402
33	(-1.643 -0.321)	0.402
34	(-1.121 0.201)	0.402
35	( 0.093 1.415)	0.402
36	(-0.293 1.029)	0.402
37	(-1.248 0.074)	0.402
38	(-1.233 0.089)	0.402
39	( 0.986 2.308)	0.402
40	(-1.242 0.080)	0.402
41	(-1.036 0.286)	0.402
42	( 1.664 2.986)	0.402
43	(-1.367 -0.045)	0.402
44	(-0.739 0.582)	0.402
45	( 0.970 2.291)	0.402
46	(-0.468 0.854)	0.402
47	(-1.581 -0.260)	0.402
48	( 0.146 1.468)	0.402
49	( 0.311 1.633)	0.402
50	(-0.078 1.243)	0.402
51	(-1.177 0.144)	0.402
52	( 0.015 1.336)	0.402
53	(-1.562 -0.241)	0.402
54	(-0.271 1.050)	0.402
55	(-0.708 0.614)	0.402
56	(-0.997 0.324)	0.402
57	(-1.507 -0.185)	0.402
58	(-1.678 -0.357)	0.402
59	(-1.187 0.135)	0.402
60	(-0.955 0.366)	0.402
61	(-1.202 0.120)	0.402
62	(-0.394 0.928)	0.402
63	(-1.213 0.109)	0.402
64	(-1.596 -0.274)	0.402
65	( 1.289 2.611)	0.402
66	(-1.672 -0.350)	0.402
67	(-1.707 -0.386)	0.402
68	(-0.842 0.479)	0.402
69	( 0.025 1.346)	0.402
70	(-1.123 0.198)	0.402
71	(-1.049 0.273)	0.402
72	(-0.669 0.653)	0.402
73	(-0.903 0.419)	0.402
74	(-1.236 0.085)	0.402
75	(-1.337 -0.015)	0.402
76	(-1.457 -0.135)	0.402
77	(-0.312 1.010)	0.402
78	(-0.420 0.902)	0.402
79	(-1.551 -0.229)	0.402
80	(-1.387 -0.065)	0.402
81	(-0.857 0.465)	0.402
82	(-1.535 -0.213)	0.402
83	(-0.862 0.460)	0.402
84	(-1.665 -0.344)	0.402
85	(-1.444 -0.122)	0.402
86	( 0.570 1.892)	0.402
87	( 0.514 1.836)	0.402
88	(-1.770 -0.448)	0.402
89	( 0.344 1.665)	0.402
90	(-1.507 -0.185)	0.402
91	(-0.129 1.193)	0.402
92	(-0.743 0.579)	0.402

93	(-1.719 -0.397)	0.402
94	(-1.245 0.077)	0.402
95	( 0.390 1.712)	0.402
96	(-1.466 -0.144)	0.402
97	( 0.672 1.994)	0.402
98	(-1.205 0.117)	0.402
99	(-1.763 -0.442)	0.402
100	(-1.382 -0.060)	0.402
101	(-1.380 -0.059)	0.402
102	(-1.539 -0.217)	0.402
103	(-0.478 0.843)	0.402
104	(-0.751 0.571)	0.402
105	(-1.608 -0.287)	0.402
106	(-0.778 0.543)	0.402
107	(-1.000 0.321)	0.402
108	(-0.839 0.483)	0.402
109	( 0.305 1.626)	0.402
110	(-0.591 0.731)	0.402
111	(-1.343 -0.021)	0.402
112	(-0.195 1.126)	0.402
113	(-0.166 1.156)	0.402
114	( 0.463 1.785)	0.402
115	( 0.692 2.013)	0.402
116	(-1.640 -0.318)	0.402
117	( 0.838 2.159)	0.402
118	(-1.058 0.264)	0.402
119	( 0.232 1.554)	0.402
120	(-1.528 -0.207)	0.402
121	( 0.766 2.088)	0.402
122	(-0.708 0.614)	0.402
123	(-0.209 1.112)	0.402
124	(-1.763 -0.442)	0.402
125	( 0.258 1.579)	0.402
126	(-1.506 -0.185)	0.402
127	(-1.412 -0.091)	0.402
128	(-1.236 0.086)	0.402
129	(-0.002 1.320)	0.402
130	(-1.375 -0.053)	0.402
131	(-1.390 -0.068)	0.402
132	(-0.764 0.558)	0.402
133	(-0.428 0.893)	0.402
134	(-0.623 0.699)	0.402
135	( 1.319 2.640)	0.402
136	(-1.454 -0.133)	0.402
137	( 0.554 1.876)	0.402
138	(-0.281 1.040)	0.402
139	(-1.057 0.265)	0.402
140	(-1.509 -0.187)	0.402
141	(-1.115 0.206)	0.402
142	(-0.869 0.453)	0.402
143	( 0.701 2.023)	0.402
144	(-1.051 0.271)	0.402
145	(-1.164 0.158)	0.402
146	(-0.181 1.141)	0.402
147	( 1.922 3.244)	0.402
148	(-0.554 0.768)	0.402
149	(-0.672 0.650)	0.402
150	(-0.481 0.840)	0.402

PRECISION OF FACTOR SCORE ESTIMATES

FACTOR: 3

Case      Approximate 95%      Posterior  
             confidence interval      SE

1	(-1.433 -0.101)	0.405
2	(-0.685 0.648)	0.405
3	(-0.075 1.257)	0.405
4	(-0.698 0.634)	0.405
5	(-1.094 0.239)	0.405
6	(-0.895 0.438)	0.405
7	( 0.371 1.703)	0.405
8	(-1.152 0.181)	0.405
9	(-1.652 -0.319)	0.405
10	( 0.556 1.889)	0.405
11	(-0.510 0.822)	0.405
12	( 0.687 2.020)	0.405
13	(-1.059 0.273)	0.405
14	(-1.229 0.103)	0.405
15	( 2.357 3.690)	0.405
16	(-1.724 -0.391)	0.405
17	(-0.566 0.767)	0.405
18	(-1.858 -0.525)	0.405
19	(-0.021 1.312)	0.405
20	(-1.175 0.157)	0.405
21	(-0.101 1.232)	0.405
22	(-0.186 1.147)	0.405
23	(-1.012 0.321)	0.405
24	(-1.165 0.168)	0.405
25	(-0.823 0.510)	0.405
26	(-0.824 0.508)	0.405
27	(-0.726 0.607)	0.405
28	( 1.753 3.086)	0.405
29	( 0.360 1.693)	0.405
30	( 0.655 1.988)	0.405
31	(-0.982 0.351)	0.405
32	( 0.944 2.276)	0.405
33	(-1.440 -0.107)	0.405
34	( 0.483 1.815)	0.405
35	( 1.570 2.903)	0.405
36	(-1.123 0.209)	0.405
37	(-0.357 0.976)	0.405
38	(-1.084 0.249)	0.405
39	(-1.033 0.300)	0.405
40	(-2.021 -0.689)	0.405
41	(-1.692 -0.360)	0.405
42	( 0.115 1.448)	0.405
43	(-1.325 0.008)	0.405
44	(-0.997 0.335)	0.405
45	( 0.228 1.560)	0.405
46	(-0.988 0.344)	0.405
47	(-1.274 0.059)	0.405
48	(-1.500 -0.167)	0.405
49	( 0.251 1.584)	0.405
50	(-1.852 -0.519)	0.405
51	(-0.043 1.289)	0.405
52	(-1.478 -0.146)	0.405
53	(-1.325 0.008)	0.405
54	(-1.326 0.007)	0.405
55	(-0.501 0.832)	0.405
56	( 0.549 1.882)	0.405
57	(-1.428 -0.096)	0.405
58	(-1.178 0.155)	0.405
59	(-0.844 0.489)	0.405
60	(-2.019 -0.687)	0.405
61	(-0.127 1.206)	0.405
62	(-0.823 0.510)	0.405
63	(-0.383 0.950)	0.405
64	(-1.544 -0.212)	0.405
65	(-0.479 0.854)	0.405

66	(-1.537 -0.204)	0.405
67	(-0.542 0.791)	0.405
68	( 0.126 1.459)	0.405
69	(-1.662 -0.329)	0.405
70	(-1.983 -0.650)	0.405
71	( 0.397 1.729)	0.405
72	( 0.140 1.472)	0.405
73	(-0.905 0.428)	0.405
74	(-1.470 -0.138)	0.405
75	(-1.278 0.055)	0.405
76	(-1.483 -0.150)	0.405
77	(-0.600 0.733)	0.405
78	(-1.383 -0.050)	0.405
79	(-1.464 -0.132)	0.405
80	(-1.026 0.306)	0.405
81	(-1.769 -0.436)	0.405
82	(-1.304 0.029)	0.405
83	(-1.640 -0.307)	0.405
84	(-1.198 0.135)	0.405
85	(-1.323 0.009)	0.405
86	( 0.423 1.756)	0.405
87	(-0.115 1.218)	0.405
88	(-1.301 0.031)	0.405
89	( 0.009 1.341)	0.405
90	( 0.033 1.366)	0.405
91	( 2.005 3.338)	0.405
92	(-1.638 -0.305)	0.405
93	(-1.064 0.269)	0.405
94	(-1.398 -0.065)	0.405
95	( 0.507 1.839)	0.405
96	( 0.241 1.573)	0.405
97	( 0.646 1.979)	0.405
98	(-1.103 0.230)	0.405
99	(-0.589 0.743)	0.405
100	(-1.027 0.306)	0.405
101	( 0.446 1.778)	0.405
102	(-0.880 0.453)	0.405
103	(-2.265 -0.932)	0.405
104	(-0.912 0.420)	0.405
105	(-1.501 -0.169)	0.405
106	(-0.148 1.185)	0.405
107	(-0.459 0.874)	0.405
108	(-0.852 0.481)	0.405
109	( 0.372 1.704)	0.405
110	(-1.696 -0.363)	0.405
111	(-0.853 0.479)	0.405
112	( 1.930 3.262)	0.405
113	(-1.513 -0.181)	0.405
114	(-1.626 -0.294)	0.405
115	(-1.692 -0.359)	0.405
116	(-1.498 -0.165)	0.405
117	( 0.757 2.090)	0.405
118	(-1.413 -0.080)	0.405
119	(-0.884 0.448)	0.405
120	(-1.230 0.102)	0.405
121	( 1.509 2.841)	0.405
122	(-1.604 -0.271)	0.405
123	(-0.379 0.954)	0.405
124	(-0.589 0.743)	0.405
125	(-1.300 0.032)	0.405
126	(-1.223 0.110)	0.405
127	( 0.114 1.447)	0.405
128	(-1.030 0.302)	0.405
129	(-1.377 -0.044)	0.405
130	(-0.952 0.380)	0.405
131	(-1.132 0.201)	0.405

132	( 0.813 2.146)	0.405
133	(-0.715 0.617)	0.405
134	(-1.227 0.106)	0.405
135	( 1.977 3.309)	0.405
136	(-1.285 0.048)	0.405
137	( 0.648 1.981)	0.405
138	( 2.434 3.767)	0.405
139	(-1.464 -0.131)	0.405
140	(-1.370 -0.037)	0.405
141	(-1.179 0.153)	0.405
142	(-0.878 0.455)	0.405
143	(-0.565 0.768)	0.405
144	(-1.144 0.189)	0.405
145	(-0.116 1.217)	0.405
146	(-1.261 0.072)	0.405
147	(-1.835 -0.502)	0.405
148	(-1.107 0.225)	0.405
149	(-0.547 0.785)	0.405
150	(-0.021 1.312)	0.405

PRECISION OF FACTOR SCORE ESTIMATES

FACTOR: 4

Case	Approximate 95% confidence interval	Posterior SE
1	(-1.770 -0.335)	0.436
2	( 0.739 2.173)	0.436
3	(-0.258 1.176)	0.436
4	(-0.462 0.972)	0.436
5	(-0.104 1.330)	0.436
6	(-1.928 -0.494)	0.436
7	(-1.679 -0.245)	0.436
8	(-1.510 -0.076)	0.436
9	( 0.441 1.875)	0.436
10	( 0.110 1.544)	0.436
11	(-1.788 -0.354)	0.436
12	(-0.989 0.445)	0.436
13	( 0.097 1.531)	0.436
14	(-1.389 0.045)	0.436
15	( 0.247 1.681)	0.436
16	( 0.851 2.286)	0.436
17	(-0.737 0.697)	0.436
18	( 0.984 2.418)	0.436
19	(-1.525 -0.091)	0.436
20	(-0.902 0.532)	0.436
21	( 0.002 1.436)	0.436
22	(-0.857 0.577)	0.436
23	(-0.878 0.557)	0.436
24	(-1.511 -0.076)	0.436
25	(-0.823 0.611)	0.436
26	(-0.383 1.052)	0.436
27	(-1.972 -0.538)	0.436
28	(-1.006 0.428)	0.436
29	(-2.794 -1.359)	0.436
30	(-2.246 -0.812)	0.436
31	( 1.182 2.616)	0.436
32	(-1.034 0.400)	0.436
33	(-1.728 -0.294)	0.436
34	(-1.910 -0.475)	0.436
35	(-1.728 -0.293)	0.436
36	( 0.048 1.482)	0.436
37	(-0.533 0.901)	0.436
38	( 0.450 1.884)	0.436

39	(-0.902 0.532)	0.436
40	( 1.118 2.552)	0.436
41	(-0.105 1.329)	0.436
42	(-0.549 0.886)	0.436
43	( 0.025 1.459)	0.436
44	(-0.342 1.092)	0.436
45	(-0.870 0.564)	0.436
46	( 0.751 2.185)	0.436
47	(-1.663 -0.228)	0.436
48	(-0.177 1.257)	0.436
49	(-0.745 0.689)	0.436
50	( 0.333 1.767)	0.436
51	(-1.138 0.296)	0.436
52	(-0.233 1.201)	0.436
53	(-1.471 -0.037)	0.436
54	(-0.585 0.849)	0.436
55	( 0.406 1.841)	0.436
56	(-2.476 -1.042)	0.436
57	(-0.270 1.164)	0.436
58	(-1.821 -0.387)	0.436
59	(-0.762 0.672)	0.436
60	(-0.174 1.260)	0.436
61	(-0.493 0.941)	0.436
62	(-0.451 0.983)	0.436
63	(-1.677 -0.243)	0.436
64	( 0.047 1.481)	0.436
65	( 0.727 2.161)	0.436
66	(-1.582 -0.148)	0.436
67	( 0.018 1.452)	0.436
68	(-2.427 -0.992)	0.436
69	( 1.665 3.099)	0.436
70	( 2.329 3.763)	0.436
71	(-2.207 -0.773)	0.436
72	(-1.888 -0.454)	0.436
73	( 0.374 1.808)	0.436
74	( 0.234 1.668)	0.436
75	(-1.533 -0.099)	0.436
76	( 0.254 1.688)	0.436
77	(-0.227 1.207)	0.436
78	(-0.360 1.074)	0.436
79	(-0.836 0.598)	0.436
80	(-1.575 -0.141)	0.436
81	(-0.691 0.743)	0.436
82	(-1.677 -0.243)	0.436
83	(-0.561 0.873)	0.436
84	(-0.740 0.694)	0.436
85	(-1.576 -0.142)	0.436
86	(-1.405 0.029)	0.436
87	(-0.380 1.054)	0.436
88	(-1.250 0.184)	0.436
89	(-0.142 1.292)	0.436
90	(-2.137 -0.703)	0.436
91	(-0.833 0.601)	0.436
92	( 2.198 3.632)	0.436
93	(-1.876 -0.441)	0.436
94	(-0.870 0.564)	0.436
95	(-0.322 1.112)	0.436
96	(-1.124 0.310)	0.436
97	(-1.450 -0.016)	0.436
98	( 1.229 2.663)	0.436
99	(-2.022 -0.588)	0.436
100	(-1.573 -0.139)	0.436
101	(-2.106 -0.672)	0.436
102	(-0.861 0.573)	0.436
103	( 1.066 2.500)	0.436
104	(-0.203 1.231)	0.436

105	(-1.517 -0.082)	0.436
106	(-0.946 0.488)	0.436
107	(-0.305 1.129)	0.436
108	(-0.845 0.589)	0.436
109	(-0.558 0.876)	0.436
110	(-0.479 0.955)	0.436
111	(-0.169 1.265)	0.436
112	(-0.451 0.983)	0.436
113	(-0.398 1.036)	0.436
114	(-1.014 0.420)	0.436
115	(-0.277 1.157)	0.436
116	(-1.312 0.122)	0.436
117	( 0.273 1.707)	0.436
118	(-1.649 -0.214)	0.436
119	(-0.634 0.800)	0.436
120	(-1.621 -0.187)	0.436
121	(-0.346 1.088)	0.436
122	( 0.461 1.895)	0.436
123	(-1.157 0.277)	0.436
124	(-2.022 -0.588)	0.436
125	(-0.875 0.559)	0.436
126	(-1.633 -0.199)	0.436
127	( 0.051 1.485)	0.436
128	(-0.371 1.063)	0.436
129	(-0.183 1.251)	0.436
130	(-1.292 0.142)	0.436
131	(-0.921 0.513)	0.436
132	(-2.333 -0.899)	0.436
133	(-0.518 0.916)	0.436
134	(-1.773 -0.338)	0.436
135	(-1.190 0.244)	0.436
136	(-1.587 -0.153)	0.436
137	(-0.958 0.477)	0.436
138	(-1.716 -0.282)	0.436
139	(-1.336 0.098)	0.436
140	(-0.727 0.707)	0.436
141	(-1.619 -0.185)	0.436
142	(-0.305 1.129)	0.436
143	( 0.352 1.786)	0.436
144	(-1.149 0.285)	0.436
145	(-2.025 -0.590)	0.436
146	(-0.734 0.701)	0.436
147	( 0.915 2.349)	0.436
148	(-0.515 0.920)	0.436
149	( 1.229 2.663)	0.436
150	(-1.525 -0.091)	0.436

PRECISION OF FACTOR SCORE ESTIMATES

FACTOR: 5

Case	Approximate 95% confidence interval	Posterior SE
1	(-0.452 -0.452)	0.000
2	(-1.097 -1.097)	0.000
3	( 7.765 7.765)	0.000
4	(-1.368 -1.368)	0.000
5	(-1.559 -1.559)	0.000
6	(-1.734 -1.734)	0.000
7	(-3.348 -3.348)	0.000
8	(-3.649 -3.649)	0.000
9	( 0.530 0.530)	0.000
10	( 8.934 8.934)	0.000
11	(-1.138 -1.138)	0.000

12	( 5.983 5.983)	0.000
13	(-1.035 -1.035)	0.000
14	(-1.323 -1.323)	0.000
15	( 3.979 3.979)	0.000
16	(-2.757 -2.757)	0.000
17	( 1.078 1.078)	0.000
18	(-0.686 -0.686)	0.000
19	(-0.688 -0.688)	0.000
20	( 10.195 10.195)	0.000
21	(-1.757 -1.757)	0.000
22	(-0.927 -0.927)	0.000
23	(-0.942 -0.942)	0.000
24	(-0.051 -0.051)	0.000
25	(-1.348 -1.348)	0.000
26	(-2.871 -2.871)	0.000
27	(-0.748 -0.748)	0.000
28	(-6.499 -6.499)	0.000
29	(-4.452 -4.452)	0.000
30	(-3.858 -3.858)	0.000
31	(-4.137 -4.137)	0.000
32	(-3.813 -3.813)	0.000
33	(-0.585 -0.585)	0.000
34	(-2.484 -2.484)	0.000
35	(-0.331 -0.331)	0.000
36	(-2.376 -2.376)	0.000
37	(-0.913 -0.913)	0.000
38	( 5.060 5.060)	0.000
39	(-3.849 -3.849)	0.000
40	( 0.191 0.191)	0.000
41	(-2.097 -2.097)	0.000
42	(-3.646 -3.646)	0.000
43	( 0.037 0.037)	0.000
44	( 1.004 1.004)	0.000
45	(-1.795 -1.795)	0.000
46	(-0.737 -0.737)	0.000
47	( 2.182 2.182)	0.000
48	(-1.738 -1.738)	0.000
49	( 8.170 8.170)	0.000
50	( 1.948 1.948)	0.000
51	(-1.595 -1.595)	0.000
52	( 17.103 17.103)	0.000
53	(-0.251 -0.251)	0.000
54	( 0.287 0.287)	0.000
55	( 1.184 1.184)	0.000
56	(-3.059 -3.059)	0.000
57	( 3.243 3.243)	0.000
58	(-0.822 -0.822)	0.000
59	(-0.062 -0.062)	0.000
60	(-1.255 -1.255)	0.000
61	( 1.963 1.963)	0.000
62	(-2.585 -2.585)	0.000
63	( 3.291 3.291)	0.000
64	(-0.050 -0.050)	0.000
65	( 4.648 4.648)	0.000
66	(-0.317 -0.317)	0.000
67	(-1.431 -1.431)	0.000
68	(-4.681 -4.681)	0.000
69	(-2.654 -2.654)	0.000
70	(-0.660 -0.660)	0.000
71	( 2.792 2.792)	0.000
72	(-0.571 -0.571)	0.000
73	( 7.949 7.949)	0.000
74	( 3.503 3.503)	0.000
75	( 3.240 3.240)	0.000
76	(-1.017 -1.017)	0.000
77	( 3.724 3.724)	0.000

78	(-2.551 -2.551)	0.000
79	( 7.921 7.921)	0.000
80	(-1.716 -1.716)	0.000
81	( 2.038 2.038)	0.000
82	(-0.300 -0.300)	0.000
83	(-1.618 -1.618)	0.000
84	(-0.853 -0.853)	0.000
85	(-0.054 -0.054)	0.000
86	(-0.740 -0.740)	0.000
87	( 2.823 2.823)	0.000
88	(-1.199 -1.199)	0.000
89	( 5.636 5.636)	0.000
90	(-2.568 -2.568)	0.000
91	(-4.828 -4.828)	0.000
92	( 0.759 0.759)	0.000
93	(-1.342 -1.342)	0.000
94	( 2.266 2.266)	0.000
95	( 4.347 4.347)	0.000
96	(-0.646 -0.646)	0.000
97	( 9.981 9.981)	0.000
98	( 0.103 0.103)	0.000
99	(-2.086 -2.086)	0.000
100	(-0.305 -0.305)	0.000
101	(-1.657 -1.657)	0.000
102	(-1.385 -1.385)	0.000
103	(-2.238 -2.238)	0.000
104	( 0.808 0.808)	0.000
105	(-0.486 -0.486)	0.000
106	( 1.890 1.890)	0.000
107	(-1.703 -1.703)	0.000
108	( 1.321 1.321)	0.000
109	( 5.232 5.232)	0.000
110	(-4.149 -4.149)	0.000
111	(-1.781 -1.781)	0.000
112	(-3.316 -3.316)	0.000
113	( 1.824 1.824)	0.000
114	(-2.166 -2.166)	0.000
115	(-5.036 -5.036)	0.000
116	(-0.164 -0.164)	0.000
117	(-7.159 -7.159)	0.000
118	(-2.784 -2.784)	0.000
119	(-1.029 -1.029)	0.000
120	(-0.754 -0.754)	0.000
121	(-2.112 -2.112)	0.000
122	( 1.078 1.078)	0.000
123	( 0.692 0.692)	0.000
124	(-2.086 -2.086)	0.000
125	(-2.141 -2.141)	0.000
126	(-1.364 -1.364)	0.000
127	( 0.761 0.761)	0.000
128	( 0.306 0.306)	0.000
129	( 5.718 5.718)	0.000
130	( 3.464 3.464)	0.000
131	( 2.038 2.038)	0.000
132	(-2.905 -2.905)	0.000
133	(-3.869 -3.869)	0.000
134	(-2.978 -2.978)	0.000
135	(-8.377 -8.377)	0.000
136	(-0.715 -0.715)	0.000
137	(-0.113 -0.113)	0.000
138	( 1.546 1.546)	0.000
139	( 4.673 4.673)	0.000
140	( 0.158 0.158)	0.000
141	( 0.124 0.124)	0.000
142	(-0.523 -0.523)	0.000
143	(-4.018 -4.018)	0.000

144	( 0.006 0.006)	0.000
145	(-0.815 -0.815)	0.000
146	(-3.237 -3.237)	0.000
147	( 12.480 12.480)	0.000
148	(-2.867 -2.867)	0.000
149	(-0.758 -0.758)	0.000
150	(-0.688 -0.688)	0.000

-----  
FACTOR completed  
Computing time : 15.60 minutes.  
Matrices generated : 202894565

FACTOR is based on CLAPACK.

Anderson, E., Bai, Z., Bischof, C., Blackford, S., Demmel, J., Dongarra, J., Du Croz, J., Greenbaum, A., Hammarling, S., McKenney, A., & Sorensen, D. (1999). LAPACK Users' Guide. Society for Industrial and Applied Mathematics. Philadelphia, PA

FACTOR can be referred as:

Ferrando, P.J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-241. doi: 10.7334/psicothema2016.304

Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2013). FACTOR 9.2 A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. doi:10.1177/0146621613487794

Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods*, 38(1), 88-91. 10.3758/bf03192753

For further information and new releases go to:

[psico.fcep.urv.cat/utilitats/factor](http://psico.fcep.urv.cat/utilitats/factor)

Our last advice: Distrust 5% of statistics, and 95% of statisticians.

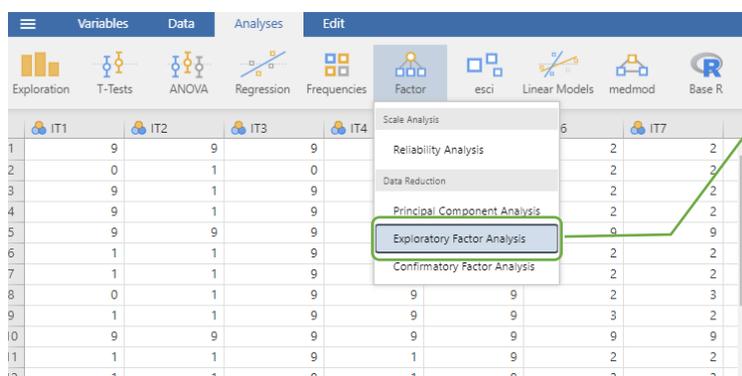
### 3. Analyse factorielle exploratoire avec le logiciel JAMOVI

Installation : <https://jamovi.org/download.html>

Le logiciel JAMOVI considère la matrice de Pearson (indiquée aux données obtenues avec des échelles d'intervalle).

#### 3.1 Comment lancer l'analyse sur le logiciel

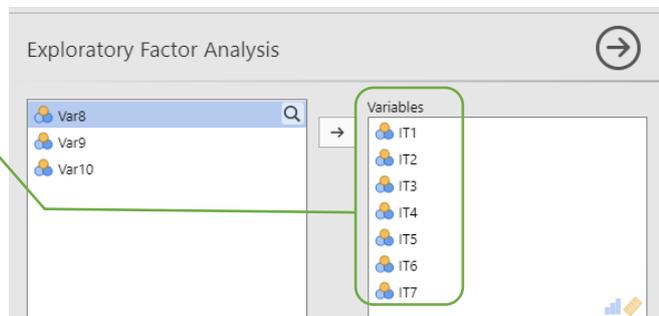
Les analyses présentées dans cette section sont des exemples obtenus avec des bases de données fictives.



Dans le menu *Analyses/Factor*, choisissez *Exploratory Factor Analysis*.

**Attention :** *Principal Component Analysis* est également un type d'AFE. Toutefois, son application est plus appropriée lorsque les items sont des indicateurs plus directement observés (par exemple, le nombre de salles de bains, les types d'appareils ménagers et le nombre de pièces dans la maison formant des indicateurs socio-économiques).

Tous les items de l'instrument doivent être sélectionnés et saisis dans le champ *variables*.



#### Assumption checks

Conserver les deux options sélectionnées pour vérifier l'adéquation de l'échantillon.

#### Factor Loadings

Pour vérifier si un item appartient à un facteur, il doit avoir une charge factorielle d'au moins  $|0,30|$ . En entrant cette valeur dans ce champ, le logiciel "cachera" les charges factorielles inférieures à  $|0,30|$ . Cette procédure permet une inspection visuelle plus propre. De même, le fait de trier les éléments en fonction de l'importance des saturations factorielles rend l'inspection visuelle plus rapide.

**Astuce !** Pour évaluer la qualité d'un item, il est important de connaître les saturations de tous les facteurs. Pour ce faire, cette valeur doit être supprimée. On s'attend à ce que la différence entre la saturation du facteur d'appartenance soit beaucoup plus élevée que les autres.

#### Assumption Checks

- Bartlett's test of sphericity
- KMO measure of sampling adequacy

#### Factor Loadings

- Hide loadings below
- Sort loadings by size

## Method

### Extraction

Jamovi propose trois options d'extraction pour les facteurs :

- Minimum residuals. Est une solution des moindres carrés non pondérée qui utilise la fonction optim et ajuste les éléments diagonaux de la matrice de corrélation pour minimiser le résidu au carré lorsque le modèle factoriel est la décomposition en valeurs propres de la matrice réduite.

- Maximum likelihood. Signifie que nous supposons que l'échantillon provient d'une distribution normale multivariée.

- Principal axis factoring. Méthode d'extraction de facteurs à partir de la matrice de corrélation originale, les coefficients de corrélation multiple au carré étant placés dans la diagonale en tant qu'estimations initiales des communalités. Il est généralement le plus approprié pour les instruments de psychologie.

### Rotation

Il est nécessaire d'indiquer comment les facteurs présents dans l'instrument analysé sont liés, c'est-à-dire s'ils sont indépendants (rotation varimax) ou s'il existe un certain degré de relation entre eux (tous les autres types). La rotation Promax est généralement la plus appropriée, car elle tient compte d'un certain degré d'indépendance entre les facteurs, mais aussi de la relation théorique entre eux.

## Method

Extraction

Rotation

## Number of Factors

Based on parallel analysis

Based on eigenvalue

Eigenvalues greater than

Fixed number

factor(s)

## Number of Factors

Le Jamovi offre trois méthode d'identification des facteurs.

- Based on parallel analysis, où la variance expliquée par les données réelles (de votre échantillon) est comparée avec celle d'un échantillon aléatoire (est généralement le plus fiable) ;
- Based on eigenvalue, où les facteurs sont retenus à partir de la valeur de l'engainvalue introduite (généralement à partir de 1) ;
- Fixed number, qui peut être utilisé lorsqu'il y a une prédiction théorique à tester.

## Additional Output

- Factor summary
- Factor correlations
- Model fit measures
- Initial eigenvalues
- Scree plot

## Additional Output

Ces options doivent être maintenues sélectionnées pour générer les indicateurs de qualité pour l'analyse factorielle de l'instrument.

## 3.2 Comment interpréter l'output du logiciel

### Results

#### Exploratory Factor Analysis

Factor Loadings

	Factor		Uniqueness
	1	2	
IT3	0.854	-0.385	0.1220
IT4	0.818	-0.325	0.2261
IT5	0.757	-0.430	0.2413
IT2	0.678	0.304	0.4484
IT1	0.666		0.5554
IT6	0.368	0.922	0.0151
IT7	0.404	0.878	0.0655

Note. 'Principal axis factoring' extraction method was used in combination with a 'none' rotation

**Factor loadings** : ils sont les charges factorielles à surveiller. Idéalement, un item devrait avoir une charge supérieure à  $|0,30|$  sur un seul facteur (tel que IT1). Toutefois, s'il existe une grande différence (supérieure à  $|0,10|$ ) entre les saturations factorielles, l'item peut être conservé dans le facteur dans avec la saturation factorielle la plus élevée. Dans cet exemple, en utilisant le critère de charge factorielle, le Facteur 1 pourrait être composé des éléments IT3, IT4, IT5, IT2 et IT1.

**Uniqueness** (l'unicité) : est le pourcentage de variance de l'item qui n'est pas expliqué par les facteurs communs. La quantité « 1 – unicité » est appelée communalité. Si l'unicité est élevée (plus de 0,71), la variable n'est pas bien expliquée par les facteurs.

#### Factor Statistics

##### Factor Statistics

**SS Loadings** : sont les valeurs propres (eigenvalues) pour chaque facteur après rotation ;  
**% of Variance** : la quantité de variance expliquée par chaque facteur ;  
**Cumulative %** : variance expliquée par l'ensemble des facteurs.

**Astuce** : il n'est pas approprié d'examiner la variance individuelle des facteurs car il existe toujours un degré de dépendance entre eux qui n'est pas pris en compte dans ce calcul. Par conséquent, la valeur à présenter est toujours celle de la dernière ligne de la colonne *Cumulative %*.

Summary			
Factor	SS Loadings	% of Variance	Cumulative %
1	3.17	45.3	45.3
2	2.15	30.8	76.1

Inter-Factor Correlations		
	1	2
1	—	0.00
2		—

**Inter-Factor Correlations** : la corrélation entre les facteurs. **Rappel** : la corrélation est une valeur qui varie de -1 à 1. Plus elle est proche de  $|0,30|$ , plus la corrélation est forte.

#### Model Fit

Model Fit Measures			Model Test				
RMSEA	RMSEA 90% CI		TLI	BIC	$\chi^2$	df	p
	Lower	Upper					
0.179	0.133	0.230	0.897	7.46	47.8	8	< .001

**RMSEA** (Root Mean Square Error of Approximation) : est un indicateur résiduel et doit être au maximum de 0,08 (la limite supérieure de l'intervalle de confiance ne doit pas dépasser 0,10).

**BIC** (Bayesian Information Criterion) : est un indicateur qui doit être utilisé pour *comparer* les modèles lors de la réalisation d'analyses factorielles avec différents nombres de facteurs. Le modèle qui présente le BIC le plus faible doit être retenu.

**TLI** (Tucker-Lewis Index ou NNFI, Non-Normed Fit Index) : est un indicateur qui permettent d'évaluer la qualité du modèle et des valeurs supérieures à 0,90 sont acceptables.

#### Assumption Checks

Bartlett's Test of Sphericity		
$\chi^2$	df	p
1043	21	< .001

KMO Measure of Sampling Adequacy	
	MSA
Overall	0.744
IT1	0.895
IT2	0.894
IT3	0.753
IT4	0.827
IT5	0.851
IT6	0.556
IT7	0.569

**Bartlett's Test of Sphericity** et le **KMO** sont des indicateurs qui indiquent la conformité de l'échantillon à l'analyse.

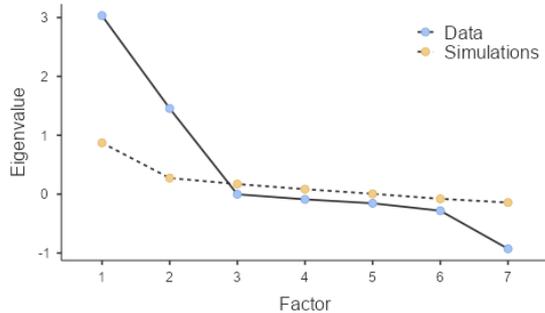
Le **Bartlett's Test of Sphericity** doit être significatif ( $p < 0,05$ ) ;

Le **KMO (overall)** doit être  $> 0,80$ .

## Eigenvalues

Initial Eigenvalues	
Factor	Eigenvalue
1	3.03149
2	1.45584
3	-0.00260
4	-0.08889
5	-0.15535
6	-0.28198
7	-0.92789

Scree Plot



Le nombre de facteurs à extraire s'effectue en calculant les eigenvalues (valeurs propres). Il existe une règle générale (*rule of thumb*) selon laquelle les eigenvalues supérieures à 1 indique le nombre de facteurs que doit être retenu. Dans cet exemple, les valeurs du tableau indiquent que deux facteurs doivent être retenus.

La règle du diagramme de Catell trace les eigenvalues et indique que le nombre de facteurs au-dessus du « coude » doit être retenu. Dans cet exemple, la ligne de points bleus indique qu'il faut retenir deux facteurs (ou trois si l'on inclut le point qui forme le coude).

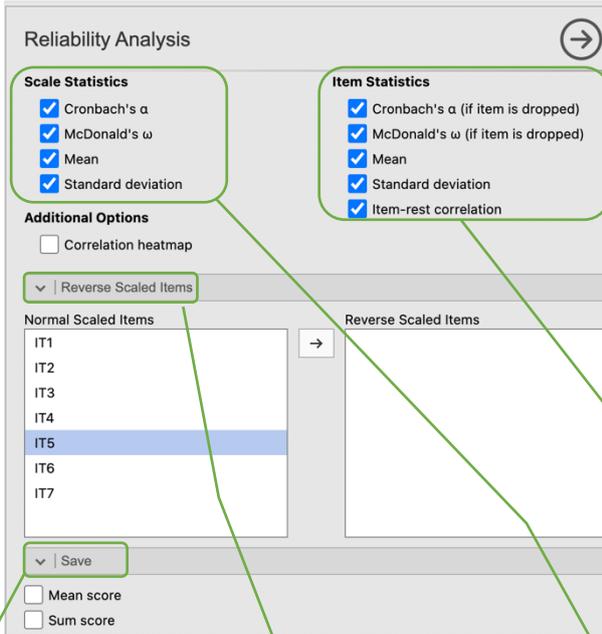
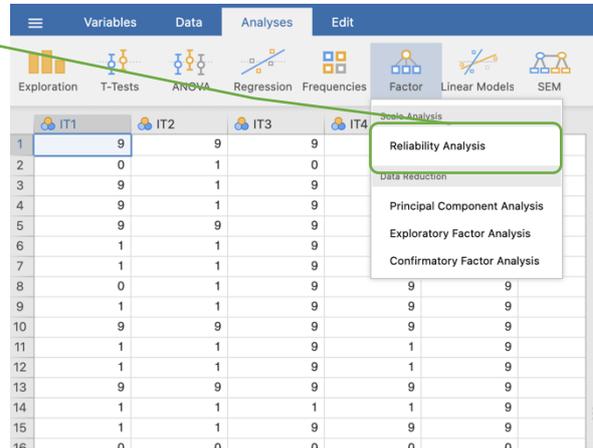
L'analyse parallèle compare les eigenvalues générées avec les données collectées (ligne de points bleus) avec les valeurs propres générées avec des données simulées (ligne de points jaunes). La règle dit que les eigenvalues simulées ne soient pas supérieures aux eigenvalues empiriques. Dans ce graphique, la troisième eigenvalues simulée est supérieure à la eigenvalues empirique. Par conséquent, deux facteurs doivent être retenus.

## 4. Comment calculer et analyser la fiabilité des facteurs retenus

### 4.1 Comment lancer l'analyse sur le logiciel JAMOVI

Installation : <https://jamovi.org/download.html>

Dans le menu *Analyses/Factor*, choisissez *Reliability Analysis*



**Item Statistics** : il est possible de demander la moyenne et l'écart-type pour chaque item et aussi sa corrélation avec les autres items (*item-rest correlation*). Encore, il est possible de demander les valeurs d'Alpha et d'Oméga si l'item n'est pas pris en compte.

**Astuce** : Parfois, cela peut compléter la décision pour maintenir un item dont la charge factorielle est à la

**Reverse Scale Items** : les items de sens inverse dans un même facteur doivent être signalés ici.

**Save** : avec cette option, il est possible d'enregistrer les scores des facteurs dans la base de données en utilisant soit le moyen des items (*mean score*), soit la somme des items (*sum score*).

**Scale Statistics** : garder toutes les options sélectionnées pour obtenir les indicateurs Alpha de Cronbach, Oméga de McDonald, moyenne et écart-type pour chaque facteur.

### 4.2 Comment interpréter les résultats

**Reliability Analysis**

Scale Reliability Statistics

	Mean	SD	Cronbach's $\alpha$	McDonald's $\omega$
scale	4.59	2.62	0.822	0.830

[4]

Item Reliability Statistics

	Mean	SD	Item-rest correlation	If item dropped	
				Cronbach's $\alpha$	McDonald's $\omega$
IT1	3.28	3.92	0.636	0.785	0.804
IT2	2.54	3.39	0.669	0.783	0.805
IT3	5.74	4.24	0.693	0.774	0.785
IT4	5.45	4.26	0.687	0.775	0.785
IT5	6.32	4.09	0.597	0.792	0.800
IT6	4.52	3.08	0.309	0.833	0.844
IT7	4.32	3.20	0.345	0.829	0.841

**Scale Reliability Statistics** : moyenne (mean) et écart-type (SD) du facteur ; Alpha de Cronbach, Oméga de McDonald du facteur : des valeurs supérieures à 0,60 sont acceptables, mais la fiabilité idéale devrait être supérieure à 0,70.

**Item Reliability Statistics** : moyenne (mean) et écart-type (SD) de chaque item ; Alpha de Cronbach, Oméga de McDonald du facteur si l'item est supprimé. La colonne *item-rest correlation* représente la corrélation d'item avec les autres.

### 4.3 Comment lancer l'analyse avec la calculatrice de fiabilité composite

Accès à la calculatrice : <https://www.analysisinn.com/post/how-to-calculate-average-variance-extracted-and-composite-reliability/>

- 1) Téléchargez le fichier Excel (cr-ave.xls) ;
- 2) Dans le fichier Excel, choisissez l'onglet en fonction du nombre d'éléments dans le facteur
- 3) Les charges factorielles **standardisées** (ROTATED LOADING MATRIX) pour chaque facteur doivent être saisies SANS tenir compte du signe de la charge
- 4) La valeur de fiabilité composite est indiquée dans la colonne E, intitulée CR. (*composite reliability*).

	Factor loading	SMC	1-SMC	CR	AVE
Item 1	0,750	0,563	0,438	0,898	0,559
Item 2	0,800	0,640	0,360		
Item 3	0,700	0,490	0,510		
Item 4	0,660	0,436	0,564		
Item 5	0,770	0,593	0,407		
Item 6	0,830	0,689	0,311		
Item 7	0,710	0,504	0,496		
Average Variance Extracted, (AVE)					0,559

A composite reliability of **0.70** is recommended( Hair,1997) ,  
Fornell and Larcker (1981) recommended a CR value of **0.60** or more  
Fornell and Larcker(1981) recommended an AVE greater than **0.5**

Note : l'AVE (Average Variance Extracted) est également une mesure de la précision qui peut être rapportée. Voir plus d'informations sur :

Cheung, G.W., Cooper-Thomas, H.D., Lau, R.S. *et al.* Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations. *Asia Pac J Manag* **41**, 745–783 (2024). <https://doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y>

## 5. Comment rapporter les résultats

*Les descriptions présentées dans cette section sont des exemples de la présentation des indicateurs les plus importants. Les valeurs surlignées en gris doivent être remplacées par les résultats obtenus par chaque recherche, ainsi que par leur interprétation. Ce rapport peut être adapté en fonction de son objectif de publication (mémoire, thèse, revue scientifique avec des normes différentes, etc.) et du logiciel utilisé.*

### MÉTHODE

#### Procédures d'analyse des données

Une analyse factorielle exploratoire (AFE) a été réalisée pour évaluer la structure factorielle de l'échelle [écrire le nom de l'échelle originale] (référence de l'instrument). L'analyse a été réalisée à travers l'utilisation d'une matrice polychorique et d'une méthode d'extraction *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS) (Asparouhov & Muthen, 2010). La décision sur le nombre de facteurs à retenir a été prise en utilisant la technique de l'analyse parallèle avec permutation aléatoire des données observées (Timmerman, & Lorenzo-Seva, 2011) et la rotation utilisée était la **Robust Promin** (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019).

L'adéquation du modèle a été évaluée à partir des indices d'ajustement *Root Mean Square Error of Aproximation* (RMSEA), *Comparative Fit Index* (CFI) et *Tucker-Lewis Index* (TLI). Selon la littérature (Brown, 2006), les valeurs RMSEA doivent être inférieures à 0,08, avec un intervalle de confiance n'atteignant pas 0,10, et les valeurs CFI et TLI doivent être supérieures à 0,90, ou de préférence à 0,95.

La stabilité des facteurs a été évaluée à partir de l'indice  $H$  (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018). L'indice  $H$  évalue dans quelle mesure un ensemble d'éléments représente un facteur commun (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018). Les valeurs  $H$  varient de 0 à 1. Des valeurs  $H$  élevées ( $> 0,80$ ) suggèrent une variable latente bien définie, qui est plus susceptible d'être stable dans différentes études. Des valeurs  $H$  faibles suggèrent une variable latente mal définie, susceptible d'être instable dans différentes études (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018). Enfin, le paramètre de discrimination et les seuils (*thresholds*) des items ont été évalués à l'aide de la paramétrisation de Reckase (Reckase, 1985).

## RÉSULTATS

Les tests de sphéricité de Bartlett (6480,3, dl = 300,  $p < 0,001$ ) et le KMO (0,80) ont indiqué des valeurs favorables pour l'interprétation de la matrice de corrélation des items. L'analyse parallèle a suggéré que cinq facteurs étaient les plus représentatifs des données (Voir Tableau 1).

Tableau 1.

Résultats de l'analyse parallèle

Facteurs	Pourcentage de la variance expliquée par les données réelles	Pourcentage de la variance expliquée par les données aléatoires (IC 95 %)
1	24.4981*	8.9333
2	14.8708*	8.2760
3	10.9436*	7.8398
4	9.2248*	7.4261
5	7.1095*	7.0144
6	4.6093	6.6423
7	4.2872	6.2850
8	3.0445	5.9738
9	2.9684	5.6105
10	2.4764	5.2900
11	2.3248	4.9697
12	1.8957	4.6687
13	1.7772	4.3647
14	1.5962	4.0680
15	1.5100	3.7724
16	1.4063	3.4720
17	1.2342	3.1900
18	1.0142	2.9007
19	0.8955	2.5726
20	0.8037	2.3199
21	0.5735	1.8996
22	0.4929	1.5467
23	0.2701	1.1931
24	0.1731	0.7683

Note : Le nombre de facteurs à retenir est de cinq, car cinq facteurs issus des données réelles ont un % de variance expliquée plus élevée que les données aléatoires.

Les saturations factorielles des items sont présentées dans le Tableau 2. Les indices de Fiabilité Composée, ainsi que les estimations de répliquabilité des scores factoriels (*H*-index ; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018) sont également indiqués.

Tableau 2.

Structure factorielle de [nom de l'instrument]

Items	Facteur I	Facteur II	Facteur III	Facteur IV	Facteur V
1. Item1Item1Item1	<b>-0,797</b>	0,160	0,136	0,070	0,194
2. Item2Item2Item2	-0,214	0,026	-0,071	-0,032	<b>0,794</b>
3. Item3Item3Item3	-0,078	0,086	-0,006	<b>0,851</b>	0,031
4. Item4Item4Item4	0,030	<b>0,710</b>	0,005	-0,057	-0,111
5. Item5Item5Item5	-0,038	-0,008	<b>0,680</b>	0,047	0,042
6. Item6Item6Item6	<b>0,883</b>	-0,143	-0,005	0,078	-0,014
7. Item7Item7Item7	0,081	-0,049	0,045	0,016	<b>0,762</b>
8. Item8Item8Item8	-0,077	0,081	0,030	<b>0,852</b>	-0,030
9. Item9Item9Item9	0,124	<b>0,734</b>	0,115	-0,105	-0,017
10. Item10Item10	0,079	-0,009	<b>0,658</b>	-0,149	0,111
11. Item11Item11	<b>0,882</b>	0,041	0,026	0,039	0,021
12. Item12Item12	-0,328	0,059	-0,019	-0,068	<b>0,609</b>
13. Item13Item13	0,067	-0,012	-0,068	<b>0,685</b>	0,029
14. Item14Item14	0,063	<b>0,764</b>	-0,114	-0,114	0,187
15. Item15Item15	0,083	0,021	<b>0,552</b>	-0,130	0,008
16. Item16Item16	<b>-0,459</b>	-0,103	0,202	0,108	0,052
17. Item17Item17	-0,051	0,047	0,092	0,089	<b>0,651</b>
18. Item18Item18	0,117	-0,123	-0,053	<b>0,574</b>	0,047
19. Item19Item19	-0,129	<b>0,765</b>	-0,082	0,192	0,111
20. Item20Item20	-0,114	0,011	<b>0,358</b>	-0,010	-0,013
21. Item21Item21	<b>0,675</b>	0,180	0,058	0,020	0,013
22. Item22Item22	0,146	-0,014	0,213	0,094	<b>0,478</b>
23. Item23Item23	0,222	-0,103	0,058	<b>0,421</b>	0,328
24. Item24Item24	0,033	<b>0,665</b>	0,101	0,111	-0,194
25. Item25Item25	-0,207	0,008	<b>0,432</b>	0,199	-0,126
Fiabilité Composée	0,864	0,849	0,673	0,816	0,796
H-latent	0,912	0,881	0,757	0,882	0,852
H-observed	0,935	0,887	0,750	0,850	0,807

Les items ont montré des charges factorielles adéquates, avec des charges factorielles élevées sur leurs facteurs respectifs. Seuls deux items présentaient des saturations croisées (c'est-à-dire des items avec des saturations supérieures à 0,30 sur plus d'un facteur), à savoir l'item 12 et l'item 23.

Les indices d'ajustement de l'instrument étaient adéquats ( $\chi^2 = 535,92$ ,  $gl = 185$ ;  $p < 0,001$ ; RMSEA = 0,057; CFI = 0,944; TLI = 0,965). La Fiabilité Composée des facteurs était

également acceptable (supérieure à 0,70) pour presque tous les facteurs, à l'exception de "l'ouverture à l'expérience" (CF = 0,67). La mesure de reproductibilité de la structure factorielle (H-index, Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018) suggère que le facteur "Ouverture à l'expérience" pourrait ne pas être reproductible dans les études futures ( $H < 0,80$ ).

Les paramètres de discrimination et les seuils (*thresholds*) des items ont été évalués à l'aide de la théorie de la réponse à l'item et sont présentés dans les Tableaux 3 et 4, respectivement.

Tableau 3.

La discrimination des items

Items	Facteur I	Facteur II	Facteur III	Facteur IV	Facteur V
1. Item1Item1Item1	<b>-1.406</b>	0.282	0.239	0.124	0.343
2. Item2Item2Item2	-0.347	0.042	-0.115	-0.052	<b>1.292*</b>
3. Item3Item3Item3	-0.150	0.165	-0.011	<b>1.639*</b>	0.060
4. Item4Item4Item4	0.046	<b>1.102</b>	0.008	-0.089	-0.172
5. Item5Item5Item5	-0.054	-0.011	<b>0.964*</b>	0.067	0.059
6. Item6Item6Item6	<b>1.576</b>	-0.255	-0.008	0.139	-0.025
7. Item7Item7Item7	0.133	-0.080	0.074	0.026	<b>1.244</b>
8. Item8Item8Item8	-0.143	0.150	0.056	<b>1.580</b>	-0.055
9. Item9Item9Item9	0.214	<b>1.266</b>	0.199	-0.182	-0.029
10. Item10Item10	0.108	-0.012	<b>0.901</b>	-0.203	0.152
11. Item11Item11	<b>1.933*</b>	0.091	0.057	0.084	0.045
12. Item12Item12	-0.431	0.077	-0.024	-0.090	<b>0.801</b>
13. Item13Item13	0.092	-0.017	-0.094	<b>0.945</b>	0.040
14. Item14Item14	0.116	<b>1.406*</b>	-0.210	-0.210	0.343
15. Item15Item15	0.099	0.026	<b>0.660</b>	-0.155	0.009
16. Item16Item16	<b>-0.592</b>	-0.132	0.260	0.139	0.068
17. Item17Item17	-0.073	0.066	0.131	0.126	<b>0.921</b>
18. Item18Item18	0.148	-0.156	-0.067	<b>0.728</b>	0.060
19. Item19Item19	-0.184	<b>1.088</b>	-0.116	0.273	0.158
20. Item20Item20	-0.123	0.012	<b>0.389</b>	-0.011	-0.014
21. Item21Item21	<b>1.027</b>	0.274	0.088	0.030	0.020
22. Item22Item22	0.184	-0.018	0.268	0.119	<b>0.603</b>

Items	Facteur I	Facteur II	Facteur III	Facteur IV	Facteur V
23. Item23Item23	0.293	-0.136	0.077	<b>0.556</b>	0.432
24. Item24Item24	0.046	<b>0.920</b>	0.140	0.153	-0.269
25. Item25Item25	-0.249	0.010	<b>0.519</b>	0.239	-0.151

Note : \* l'item le plus discriminant dans chacune des dimensions.

Comme le montre le Tableau 3, l'item le plus discriminant pour le Facteur I est "xxxxx" ( $a = 1,933$ ). Pour le Facteur II, l'item le plus discriminant est "xxxxxx" ( $a = 1,406$ ). Pour Facteur III, l'item le plus discriminant était "xxxx" ( $a = 0,964$ ). Pour le Facteur IV, l'item le plus discriminant est "xxxxx" ( $a = 1,639$ ) et enfin, pour le Facteur V, l'item le plus discriminant est "xxxxx" ( $a = 1,292$ ).

Tableau 4.

Thresholds des items

Items	Threshold <sub>1-2</sub>	Threshold <sub>2-3</sub>	Threshold <sub>3-4</sub>	Threshold <sub>4-5</sub>
1. Item1Item1Item1	-2.773	-1.408	-0.461	1.269
2. Item2Item2Item2	-3.272	-2.268	-0.797	1.479
3. Item3Item3Item3	-4.604	-2.878	-1.805	0.747
4. Item4Item4Item4	-1.306	-0.198	0.829	1.959
5. Item5Item5Item5	-2.727	-1.615	-0.530	0.975
6. Item6Item6Item6	-2.459	-0.974	0.213	1.748
7. Item7Item7Item7	-4.421	-3.059	-1.595	1.071
8. Item8Item8Item8	-4.757	-2.787	-1.492	0.684
9. Item9Item9Item9	-1.242	0.051	1.104	2.331
10. Item10Item10	-1.583	-0.450	0.389	1.454
11. Item11Item11	-2.514	-0.919	0.440	2.532
12. Item12Item12	-2.795	-2.019	-0.979	1.085
13. Item13Item13	-3.196	-2.277	-1.443	0.217
14. Item14Item14	-2.222	-0.974	0.070	1.772
15. Item15Item15	-1.567	-0.765	-0.148	0.908
16. Item16Item16	-1.695	-0.794	0.288	1.620
17. Item17Item17	-3.830	-2.387	-1.011	0.988
18. Item18Item18	-2.037	-0.839	-0.081	1.076

Items	Threshold <sub>1-2</sub>	Threshold <sub>2-3</sub>	Threshold <sub>3-4</sub>	Threshold <sub>4-5</sub>
19. Item19Item19	-2.699	-1.564	-0.711	0.704
20. Item20Item20	-1.361	-0.456	0.285	1.257
21. Item21Item21	-1.536	-0.246	0.841	2.103
22. Item22Item22	-3.110	-2.196	-1.060	0.807
23. Item23Item23	-3.393	-1.970	-0.901	0.981
24. Item24Item24	-1.438	-0.177	0.780	2.138
25. Item25Item25	-1.777	-0.695	0.331	1.563

En ce qui concerne les seuils (*thresholds*) des items, aucun modèle de réponse inattendu n'a été trouvé, de sorte que plus la catégorie de réponse de l'échelle est élevée, plus le niveau de trait latent nécessaire pour l'approuver est élevé.

## 6. Références

- Asparouhov, T., & Muthen, B. (2010). Simple second order chi-square correction. Unpublished manuscript. Available at [https://www.statmodel.com/download/WLSMV\\_new\\_chi21.pdf](https://www.statmodel.com/download/WLSMV_new_chi21.pdf).
- Bentler, P.M. (1977). Factor simplicity index and transformations. *Psychometrika*, 59, 567-579. doi:10.1007/bf02294054
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Buja, A., & Eyuboglu, N. (1992). Remarks on parallel analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 27(4), 509-540. doi:10.1207/s15327906mbr2704\_2
- Damasio, B. (2021, 9 de maio). Validade baseada na estrutura interna. *Blog Psicometria Online*. <https://www.blog.psicometriaonline.com.br/validade-baseada-na-estrutura-interna/>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva U. (2016). A note on improving EAP trait estimation in oblique factor-analytic and item response theory models. *Psicologica*, 37, 235-247.
- 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. doi:10.1177/0013164417719308
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*. sage.
- Harman, H. H. (1962). *Modern Factor Analysis*, 2nd Edition. University of Chicago Press, Chicago.
- Kelley, T. L. (1935). *Essential Traits of Mental Life*, Harvard Studies in Education, vol. 26. Harvard University Press, Cambridge.
- Lambert, Z.V., Wildt, A.R., & Durand, R.M. (1991). Approximating confidence intervals for factor loadings. *Multivariate behavioral research*, 26(3), 421 - 434. doi:10.1207/s15327906mbr2603\_3
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: a method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34,347-356. doi:10.1207/s15327906mbr3403\_3

- Lorenzo-Seva, U. (2003). A factor simplicity index. *Psychometrika*, 68, 49-60. doi:10.1007/bf02296652
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P.J. (2019). Robust Promin: a method for diagonally weighted factor rotation. *LIBERABIT, Revista Peruana de Psicología*, 25, 99-106. doi:10.24265/liberabit.2019.v25n1.08
- Lorenzo-Seva, U., & Van Ginkel, J. R. (2016). Multiple Imputation of missing values in exploratory factor analysis of multidimensional scales: estimating latent trait scores. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 32(2), 596-608. doi:10.6018/analesps.32.2.215161
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530. doi:10.2307/2334770
- McDonald, R.P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Mislevy, R.J., & Bock, R.D. (1990). *BILOG 3 Item analysis and test scoring with binary logistic models*. Mooresville: Scientific Software.
- Olsson, U. (1979a). Maximum likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient. *Psychometrika*, 44, 443-460. doi:10.1007/bf02296207
- Olsson, U. (1979b). On the robustness of factor analysis against crude classification of the observations. *Multivariate Behavioral Research*, 14, 485-500. doi:10.1207/s15327906mbr1404\_7
- Plateforme de Formation en Psychométrie – Psicometria Online Academy - <https://psicometriaonline.com.br/>
- Reckase, M. D. (1985). The difficulty of test items that measure more than one ability. *Applied Psychological Measurement*, 9, 401-412. doi:10.1177/014662168500900409
- Samejima F. (1969). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometric Monograph*, No. 17. doi:10.1007/bf03372160
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. doi:10.1037/a0023353
- 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. doi:10.1007/bf02295980
- Wu, A.D., & Zumbo, B.D. (2017). Using Pratt's Importance Measures in Confirmatory Factor Analyses. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 16(2), 81-98. doi:10.22237/jmasm/1509494700
- Yu, C., & Muthen, B. (2002, April). Evaluation of model fit indices for latent variable models with categorical and continuous outcomes. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, New Orleans, L.A.