

**Factorial structure of the indicators in Big Five Plus Inventory**

Cristian Opariuc-Dan<sup>1,2,3</sup>, Gabriela Nicuță<sup>3</sup>, and & Ticu Constantin<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Ovidius University

Constanta

Romania

<sup>2</sup> Bucharest University

Bucharest

Romania

<sup>3</sup> Al. I. Cuza University

Iassy

Romania

**Author Note**

Cristian Opariuc-Dan, PhD Lecturer, Department of Administrative Sciences,  
Ovidius University, Constanta

Cristian Opariuc-Dan, PhD Lecturer, Department of Psychology, University of  
Bucharest, Romania

Gabriela Nicuță, Department of Psychology, Al. I. Cuza University, Iassy

Ticu Constantin, PhD Professor, Department of Psychology, Al. I. Cuza University,  
Iassy

The authors made the following contributions. Cristian Opariuc-Dan:  
Conceptualization, Writing - Original Draft Preparation, Writing - Data analysis; Gabriela  
Nicuță: Writing - Systematic review, Writing - Data analysis, Proofreading; Ticu  
Constantin: Data provider, Writing - Review & Editing.

Correspondence concerning this article should be addressed to Cristian  
Opariuc-Dan, Ovidius University Campus, Aleea Universității, No. 2, Constanța,  
Romania. E-mail: copariuc@gmail.com

## Abstract

One or two sentences providing a **basic introduction** to the field, comprehensible to a scientist in any discipline.

Two to three sentences of **more detailed background**, comprehensible to scientists in related disciplines.

One sentence clearly stating the **general problem** being addressed by this particular study.

One sentence summarizing the main result (with the words “**here we show**” or their equivalent).

Two or three sentences explaining what the **main result** reveals in direct comparison to what was thought to be the case previously, or how the main result adds to previous knowledge.

One or two sentences to put the results into a more **general context**.

Two or three sentences to provide a **broader perspective**, readily comprehensible to a scientist in any discipline.

*Keywords:* BigFive, Confirmatory Factor Analysis, Homogeneity analysis

Word count: X

## Factorial structure of the indicators in Big Five Plus Inventory

### Methods

Studiul este unul exploratoriu și urmărește **analiza modului în care modelul teoretic Big Five este susținut de date**. Volumul de date, chiar dacă este unul foarte mare și oferă putere studiului, nu constituie un eșantion deoarece nu s-a utilizat nicio tehnică de eșantionare, ci reprezintă rezultatele unor testări efectuate cu Inventarul de Personalitate Big Five Plus (Constantin et al., 2019) în perioada 2015 - 2020 pe populația din România. Răspunsurile la itemi au rezultat fie în urma unei administrări online folosindu-se platforma link, fie în urma administrării clasice, creion-hârtie, apoi a introducerii răspunsurilor în platformă în vederea coterării automate și generării protocoalelor.

La nivel de bază, variabilele manifeste reprezintă cei 244 de itemi dihotomici ai Inventarului de Personalitate Big Five Plus, analiza intrând în domeniul analizelor factoriale confirmatorii folosindu-se indicatori categoriali, mai precis dihotomici, iar acest lucru implică o abordare specifică.

Modelul nu prevede existența unor indicatori încărcăți de mai mult de un singur factor latent, fiecare factor latent încărcând 8 indicatori, prin urmare și aceștia vor reprezenta variabile latente categoriale, deoarece o amplitudine de 8 puncte nu-i poate califica drept variabile continue.

Factorii latenți care încarcă cei 8 indicatori sunt la rândul lor încărcăți de una dintre cele 5 dimensiuni Big Five, rezultând un model de analiză factorială de ordin secund (Byrne, 2013) cu factori de ordin secund necorelați, aceștia fiind reprezentați după cum urmează:

- **Extraversion**, variabilă latentă exogenă care încarcă un număr de 6 variabile latente endogene: *Friendliness*, *Gregariousness*, *Assertiveness*, *Activity level*, *Excitement seeking* și *Cheerfulness*.

- 69 • **Agreeableness**, variabilă latentă exogenă care încarcă un număr de 6 variabile latente  
70 endogene: *Trust, Morality, Altruism, Cooperation, Modesty* și *Sympathy*.
- 71 • **Neuroticism**, variabilă latentă exogenă care încarcă un număr de 6 variabile latente  
72 endogene: *Anxiety, Anger, Depression, Timidity, Immoderation* și *Vulnerability*.
- 73 • **Conscientiousness**, variabilă latentă exogenă care încarcă un număr de 6 variabile  
74 latente endogene: *Self-efficacy, Orderliness, Dutifulness, Achievement-striving, Self-*  
75 *discipline* și *Cautiousness*.
- 76 • **Openness to experience**, variabilă latentă exogenă care încarcă un număr de 6 vari-  
77 abile latente endogene: *Imagination, Artistic interests, Emotionality, Adventurousness,*  
78 *Intellect* și *Liberalism*.

## 79 Participants

80 Cercetarea a fost realizată în urma colectării unui număr de 14706 de protocoale (**n=14706**),  
81 administrate unui număr de 7907 *bărbați* (53.80%) și 6799 *femei* (6799%).

82 Sub aspectul **nivelului de studii**, cele mai multe persoane sunt absolvente de *universitate*,  
83 *cu diplomă de licență* (4014, reprezentând 27.30%), fiind urmate de *absolvenții de liceu* (3388,  
84 reprezentând 23%) și de persoanele absolvente de *universitate, cu diplomă de master* (1764,  
85 reprezentând 12%). Întâlnim, de asemenea, și persoane absolvente de *școli postliceale*, (1402,  
86 reprezentând 9.50%) și persoane absolvente de *școli de arte și meserii* (653, reprezentând  
87 4.40%), celelalte categorii fiind mult mai slab reprezentate.

88 Remarcăm, totuși, numărul mare al persoanelor care nu au precizat nivelul de studii (2813,  
89 reprezentând 19.10%), acestea urmând a fi eliminate din analizele ce presupun utilizarea  
90 acestei variabile.

91 În privința **vârstei participanților**, 14706 persoane au date valide. Media de vârstă este de  
92 35.70 ani cu o abatere standard de 11.89 ani ( $m=35.70$ ,  $sd=11.89$ ), mediana fiind situată la

93 nivelul vârstei de 35 ani. Participanții au o vârstă cuprinsă între 16 și 84 ani, amplitudinea  
94 fiind de 68 ani.

95 Din punct de vedere al simetriei, distribuția probabilităților de apariție a vârstelor este una  
96 *simetrică* ( $Skewness=0.31$ ,  $SE=0.02$ ) și *mezocurtică* ( $Kurtosis=-0.71$ ,  $SE=0.04$ ), putând fi  
97 asimilată unei distribuții continue normale în ciuda faptului că ipoteza nulă  $H_0$ : *Nu există*  
98 *nicio diferență statistic semnificativă între distribuția normală teoretică și distribuția empir-*  
99 *ică a vârstei* ( $Anderson-Darling A=0.07$ ,  $p=0.00$ ) nu poate fi respinsă.

## 100 **Material**

101 Instrumentul folosit este Inventarul de Personalitate Big Five Plus (Constantin et al., 2019),  
102 varianta 2020, datele fiind colectate în perioada 2015-2020 ( $n=14706$ ).

## 103 **TO BE DONE: Prezentarea generală a instrumentului**

## 104 **Procedure**

105 Analiza va presupune studiul inițial al consistenței interne, omogenității și unidimensionalității,  
106 pentru fiecare scală folosindu-se metoda  $\alpha$  Cronbach (Cronbach, 1951) în vederea calculu-  
107 lui coeficientului de consistență internă  $\alpha$  (Guttman  $\lambda_3$ ), dar și al coeficienților ierarhici  
108 de saturație  $\omega$  (Zinbarg et al., 2007) deoarece deoarece instrumentul nu este unul unifactorial.  
109 În vederea analizei de structură internă și a adecvării la model unidimensional, vom  
110 testa, la nivelul fiecărei fațete, atât acest model, cât și două modele alternative, cu două  
111 și 3 sub-componente în vederea identificării unei structuri axiale (prezența unor scale cu  
112 sub-componente - lumpyness).

113 Vom testa apoi modelul în care factorul latent încarcă cei 8 indicatori, pentru fiecare dintre  
114 cele 6 fațete ale unei dimensiuni, și existența dimensiunii comune pentru toți cei 6 factori  
115 latenți.

În urma interpretării parametrilor și a diagnosticului modelelor acestea vor fi respecificate, identificându-se, dacă este cazul, modele explicative mai bune.

## Data analysis

Toate analizele s-au realizat folosind limbajul R versiunea 4.1.1 și următoarele pachete: R [Version 4.1.1; R Core Team (2021)] and the R-packages *dplyr* [Version 1.0.7; Wickham et al. (2021)], *epiDisplay* [Version 3.5.0.1; Chongsuvivatwong (2018)], *foreign* [Version 0.8.81; R Core Team (2020)], *lavaan* [Version 0.6.9; Rosseel (2012)], *MASS* [Version 7.3.54; Venables & Ripley (2002a)], *nnet* [Version 7.3.16; Venables & Ripley (2002b)], *nortest* [Version 1.0.4; Gross & Ligges (2015)], *papaja* [Version 0.1.0.9997; Aust & Barth (2020)], *psych* [Version 2.1.9; Revelle (2021)], *purrr* [Version 0.3.4; Henry & Wickham (2020)], *stargazer* [Version 5.2.2; Hlavac (2018)], and *survival* [Version 3.2.11; Terry M. Therneau & Patricia M. Grambsch (2000)].

## Results

În prima fază vom prezenta comparativ analizele autorilor privind consistența internă utilizându-se metoda alpha Cronbach a fidelității tau-echivalente (Cronbach, 1951), incluzând atât indicatorii globali, cât și cei defalcați în funcție de genul biologic și de modalitatea de administrare. Analiza s-a realizat utilizându-se pachetul „psych” (Revelle, 2021), plecându-se de la condiția itemilor cumulativi, scorul total rezultând în urma adunării celor 8 itemi (amplitudinea teoretică de 8 puncte) cu identificarea varianțelor negative ale itemilor și recodare automată și utilizând o reeșantionare neparametrică folosind 100 de eșantioane în vederea verificării stabilității parametrilor.

În cea de-a doua fază se vor calcula coeficienții ierarhici de saturație  $\omega_h$  (Zinbarg et al., 2007), efectuându-se o analiză ierarhică a componentelor principale cu rotație oblică (*oblimin*) pe baza unei matrici de corelații tetrachorice cu inversarea automată a itemilor ce

prezintă covarianțe negative cu factorul general, apoi aplicarea transformării Schmid Leiman asupra acesteia, testându-se astfel un număr de două modele în vederea identificării unei potențiale structuri „lumpyness”: **primul**, în care presupunem că itemii sunt încărcăți de trei sub-componente ale factorului general, **al doilea**, în care vom pleca de la ipoteza în care itemii sunt încărcăți de două sub-componente ale factorului general, iar în acest caz vom trata trei situații: (1) încărcările factorului general vor fi redistribuite egal pe cele două subcomponente, (2) încărcările factorului general vor fi echivalate cu cele ale primei sub-componente și (3) încărcările factorului general vor fi echivalate cu ale celei de-a doua sub-componentă.

## Internal consistency analysis

### *Extraversion*

- Media corelațiilor inter-itemi la factorul **Afectivitate** este  $m_r=0.26$ , cu media scalei  $m_{scale}=4.94$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.28$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $alpha=0.73$  ( $CI_{95\%}=0.73 - 0.74$ , alfa standardizat= $0.73$ ), valoarea foarte apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $alpha=.744$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.98$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.59$ ). Se constată că itemul *I34*, dacă ar fi eliminat, nu ar conduce la modificarea consistenței scalei ( $alpha=0.73$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.51$ , respectiv  $r=0.39$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).
- Media corelațiilor inter-itemi la factorul **Sociabilitate** este  $m_r=0.30$ , cu media scalei  $m_{scale}=4.44$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.39$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $alpha=0.77$  ( $CI_{95\%}=0.77 - 0.78$ , alfa standardizat= $0.77$ ), valoarea de asemenea apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $alpha=.775$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un



indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.68$ ). Se constată că itemul *I11*, dacă ar fi eliminat, nu ar conduce la modificarea consistenței scalei ( $\alpha=0.77$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.50$ , respectiv  $r=0.37$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).

- În cazul factorului **Asertivitate**, media corelațiilor inter-itemi este  $m_r=0.22$ , cu media scalei  $m_{scale}=4.12$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.18$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.69$  ( $CI_{95\%}= 0.68 - 0.70$ ,  $\alpha$  standardizat= $0.69$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.702$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.52$ ). Se constată că itemul *I7*, dacă ar fi eliminat, ar conduce o ușoară creștere a consistenței scalei ( $\alpha=0.70$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.40$ , respectiv  $r=0.25$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).
- Pentru factorul **Activism**, media corelațiilor inter-itemi este  $m_r=0.19$ , cu media scalei  $m_{scale}=4.89$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.08$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.65$  ( $CI_{95\%}= 0.64 - 0.66$ ,  $\alpha$  standardizat= $0.65$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.696$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.98$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității ușor redus ( $U=0.44$ ). Se constată că itemul *I28*, dacă ar fi eliminat, ar conduce o ușoară creștere a consistenței scalei ( $\alpha=0.66$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.43$ , respectiv  $r=0.28$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei). De asemenea, eliminarea itemilor *I31* și *I37* nu ar modifica fidelitatea ( $\alpha=0.65$ , respectiv  $\alpha=0.65$ ) corelațiile cu scorul total fiind reduse ( $r=0.45$ , respectiv  $r=0.45$ , iar după corecția de suprapunere și fidelitate,  $r=0.30$  respectiv  $r=0.29$ ).
- Factorul **Excitabilitate** are o medie a corelațiilor inter-itemi  $m_r=0.29$ , cu media scalei  $m_{scale}=3.30$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.30$ , rezultând un coeficient de consistență

internă  $\alpha=0.76$  ( $CI_{95\%}= 0.76 - 0.77$ ,  $\alpha$  standardizat= $0.76$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.786$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.65$ ). Se constată că itemul *I32*, dacă ar fi eliminat, nu ar conduce la modificarea consistenței scalei ( $\alpha=0.76$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.48$ , respectiv  $r=0.35$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).

- În fine, factorul **Veselie** are o medie a corelațiilor inter-itemi  $m_r=0.21$ , cu media scalei  $m_{scale}=4.80$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.09$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.68$  ( $CI_{95\%}= 0.67 - 0.69$ ,  $\alpha$  standardizat= $0.68$ ), ușor diferită de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.735$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care, dacă ar fi eliminați, ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.50$ ).

## Agreeableness

- Media corelațiilor inter-itemi la factorul **Încredere** este  $m_r=0.23$ , cu media scalei  $m_{scale}=5.04$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.19$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.71$  ( $CI_{95\%}= 0.70$  și  $0.71$ , standardizat  $\alpha=0.71$ ), valoarea foarte apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.660$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.97$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.52$ ). Se constată că itemul *I82*, dacă ar fi eliminat, nu ar conduce la modificarea consistenței scalei ( $\alpha=0.71$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.46$ , respectiv  $r=0.31$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).
- Media corelațiilor inter-itemi la factorul **Simț moral** este  $m_r=0.20$ , cu media scalei  $m_{scale}=6.25$  și abaterea standard  $sd_{scale}=1.74$ , rezultând un coeficient de consistență

internă  $\alpha=0.65$  ( $CI_{95\%}= 0.64$  și  $0.66$ , standardizat  $\alpha=0.67$ ), valoarea de asemenea apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.708$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care dacă ar fi eliminați ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.98$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității ușor redus ( $U=0.47$ ).

- În cazul factorului **Altruism**, media corelațiilor inter-itemi este  $m_r=0.15$ , cu media scalei  $m_{scale}=5.20$  și abaterea standard  $sd_{scale}=1.75$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.59$  ( $CI_{95\%}= 0.58$  și  $0.60$ , standardizat  $\alpha=0.59$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.653$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care dacă ar fi eliminați ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=1.00$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității destul de mic ( $U=0.38$ ).
- Pentru factorul **Cooperare**, media corelațiilor inter-itemi este  $m_r=0.17$ , cu media scalei  $m_{scale}=4.96$  și abaterea standard  $sd_{scale}=1.94$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.63$  ( $CI_{95\%}= 0.62$  și  $0.64$ , standardizat  $\alpha=0.63$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.641$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității ușor redus ( $U=0.42$ ). Se constată că itemul *I79*, dacă ar fi eliminat, ar conduce la creșterea ușoară a consistenței scalei ( $\alpha=0.63$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.40$ , respectiv  $r=0.24$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei), iar dacă am elimina itemul *I61* consistența scalei nu s-ar modifica ( $\alpha=0.63$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mică ( $r=0.41$ , respectiv  $r=0.25$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).
- Factorul **Modestie**, are o medie a corelațiilor inter-itemi  $m_r=0.18$ , cu media scalei  $m_{scale}=4.12$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.02$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.65$  ( $CI_{95\%}= 0.64$  și  $0.66$ , standardizat  $\alpha=0.64$ ), apropiată de cea ra-

portată de autori în manualul probei ( $\alpha=.660$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil (Fit=0.99), itemii având un indicator al unidimensionalității ușor redus ( $U=0.45$ ). Se constată că itemii *I86* și *I93*, dacă ar fi eliminați, nu ar conduce la modificarea consistenței scalei ( $\alpha=0.64$ , respectiv  $\alpha=0.64$ ), corelația acestora cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.46$ , și  $r=0.29$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei, respectiv  $r=0.42$  și  $r=0.29$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).

- În fine, factorul **Compasiune**, are o medie a corelațiilor inter-itemi  $m_r=0.23$ , cu media scalei  $m_{scale}=4.55$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.14$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.70$  ( $CI_{95\%}=0.70$  și  $0.71$ , standardizat  $\alpha=0.70$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.705$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care dacă ar fi eliminați ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării parametrul s-a dovedit a fi stabil (Fit=0.98), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.54$ ).

## Neuroticism

- Media corelațiilor inter-itemi la factorul **Anxietate** este  $m_r=0.34$ , cu media scalei  $m_{scale}=2.19$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.30$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.81$  ( $CI_{95\%}=0.80$  și  $0.81$ , standardizat  $\alpha=0.81$ ), valoarea foarte apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.708$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care dacă ar fi eliminați ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil (Fit=0.99), itemii având un indicator al unidimensionalității foarte bun ( $U=0.75$ ).
- Media corelațiilor inter-itemi la factorul **Furie** este  $m_r=0.39$ , cu media scalei  $m_{scale}=2.54$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.47$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.84$  ( $CI_{95\%}=0.83$  și  $0.84$ , standardizat  $\alpha=0.84$ ), valoarea de asemenea apropiată de

cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.839$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care dacă ar fi eliminați ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $\text{Fit}=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității foarte bun ( $U=0.81$ ).

- În cazul factorului **Depresie**, media corelațiilor inter-itemi este  $m_r=0.32$ , cu media scalei  $m_{\text{scale}}=2.02$  și abaterea standard  $sd_{\text{scale}}=2.11$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.78$  ( $\text{CI}_{95\%}=0.77$  și  $0.78$ , standardizat  $\alpha=0.79$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.730$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care dacă ar fi eliminați ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $\text{Fit}=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității foarte bun ( $U=0.71$ ).
- Pentru factorul **Timiditate**, media corelațiilor inter-itemi este  $m_r=0.25$ , cu media scalei  $m_{\text{scale}}=3.27$  și abaterea standard  $sd_{\text{scale}}=2.26$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.72$  ( $\text{CI}_{95\%}=0.72$  și  $0.73$ , standardizat  $\alpha=0.73$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.649$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $\text{Fit}=0.98$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.57$ ). Se constată că itemul *I109*, dacă ar fi eliminat, ar conduce la creșterea consistenței scalei ( $\alpha=0.75$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.37$ , respectiv  $r=0.18$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).
- Factorul **Exagerare**, are o medie a corelațiilor inter-itemi  $m_r=0.25$ , cu media scalei  $m_{\text{scale}}=2.76$  și abaterea standard  $sd_{\text{scale}}=2.19$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.72$  ( $\text{CI}_{95\%}=0.72$  și  $0.73$ , standardizat  $\alpha=0.72$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.761$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care dacă ar fi eliminați ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $\text{Fit}=0.98$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.58$ ).

- În fine, factorul **Vulnerabilitate**, are o medie a corelațiilor inter-itemi  $m_r=0.32$ , cu media scalei  $m_{scale}=2.46$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.18$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $alfa=0.79$  ( $CI_{95\%}=0.78$  și  $0.79$ , standardizat  $alfa=0.79$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $alpha=.749$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.97$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității bun ( $U=0.69$ ). Se constată că itemul *I111*, dacă ar fi eliminat, ar conduce la creșterea consistenței scalei ( $alpha=0.81$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.43$ , respectiv  $r=0.26$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).

### *Conscientiousness*

- Media corelațiilor inter-itemi la factorul **Eficiență personală** este  $m_r=0.26$ , cu media scalei  $m_{scale}=5.54$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.13$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $alfa=0.73$  ( $CI_{95\%}=0.73$  și  $0.74$ , standardizat  $alfa=0.74$ ), valoare foarte apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $alpha=.679$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității bun ( $U=0.61$ ). Se constată că itemul *I160*, dacă ar fi eliminat, nu ar conduce la modificarea consistenței scalei ( $alpha=0.73$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.49$ , respectiv  $r=0.34$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).
- Media corelațiilor inter-itemi la factorul **Planificare** este  $m_r=0.24$ , cu media scalei  $m_{scale}=4.77$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.19$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $alfa=0.72$  ( $CI_{95\%}=0.71$  și  $0.73$ , standardizat  $alfa=0.71$ ), valoarea de asemenea apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $alpha=.650$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.97$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.54$ ). Se constată că itemul *I170*, dacă ar fi eliminat, ar conduce la creșterea ușoară a consistenței scalei ( $alpha=0.72$ ),

corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.36$ , respectiv  $r=0.27$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei), în timp ce eliminarea itemului 179 nu ar determina modificarea consistenței scalei ( $\alpha=0.71$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind mică ( $r=0.52$ , respectiv  $r=0.37$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).

- În cazul factorului **Rigiditate morală**, media corelațiilor inter-itemi este  $m_r=0.14$ , cu media scalei  $m_{scale}=5.76$  și abaterea standard  $sd_{scale}=1.70$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.56$  ( $CI_{95\%}= 0.55$  și  $0.57$ , standardizat  $\alpha=0.57$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.648$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității destul de slab ( $U=0.34$ ). Se constată că itemul 1147, dacă ar fi eliminat, ar conduce la creșterea consistenței scalei ( $\alpha=0.59$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.37$ , respectiv  $r=0.12$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei)
- Pentru factorul **Ambiție**, media corelațiilor inter-itemi este  $m_r=0.20$ , cu media scalei  $m_{scale}=4.69$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.03$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.67$  ( $CI_{95\%}= 0.66$  și  $0.68$ , standardizat  $\alpha=0.67$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.646$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității destul de slab ( $U=0.48$ ). Se constată că itemii 1172 și 1188, dacă ar fi eliminați, nu ar conduce la modificarea consistenței scalei ( $\alpha=0.67$  respectiv  $\alpha=0.67$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.44$ , și  $r=0.28$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei, respectiv  $r=0.45$ , și  $r=0.29$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei)
- Factorul **Perseverență**, are o medie a corelațiilor inter-itemi  $m_r=0.22$ , cu media scalei  $m_{scale}=5.44$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.05$ , rezultând un coeficient de consistență in-

ternă  $\alpha=0.69$  ( $CI_{95\%} = 0.68$  și  $0.69$ , standardizat  $\alpha=0.69$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.655$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care dacă ar fi eliminați ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.52$ ).

- În fine, factorul **Prudență**, are o medie a corelațiilor inter-itemi  $m_r=0.22$ , cu media scalei  $m_{scale}=5.41$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.08$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.70$  ( $CI_{95\%} = 0.69$  și  $0.70$ , standardizat  $\alpha=0.70$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.729$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.98$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.52$ ). Se constată că itemul *I174*, dacă ar fi eliminat, nu ar determina creșterea consistenței scalei ( $\alpha=0.70$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.44$ , respectiv  $r=0.29$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).

### *Openness to experience*

- Media corelațiilor inter-itemi la factorul **Imaginație** este  $m_r=0.22$ , cu media scalei  $m_{scale}=2.16$  și abaterea standard  $sd_{scale}=1.96$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.69$  ( $CI_{95\%} = 0.68$  și  $0.69$ , standardizat  $\alpha=0.69$ ), valoarea foarte apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.658$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.52$ ). Se constată că itemul *I217*, dacă ar fi eliminat, nu ar conduce la modificarea consistenței scalei ( $\alpha=0.69$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.47$ , respectiv  $r=0.30$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).

- Media corelațiilor inter-itemi la factorul **Interes artistic** este  $m_r=0.28$ , cu media scalei



$m_{scale}=2.97$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.30$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $alfa=0.76$  ( $CI_{95\%} = 0.75$  și  $0.76$ , standardizat  $alfa=0.76$ ), valoarea de asemenea apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $alpha=.732$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care dacă ar fi eliminați ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității bun ( $U=0.66$ ).

- În cazul factorului **Emoționalitate**, media corelațiilor inter-itemi este  $m_r=0.19$ , cu media scalei  $m_{scale}=5.03$  și abaterea standard  $sd_{scale}=1.96$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $alfa=0.64$  ( $CI_{95\%} = 0.63$  și  $0.65$ , standardizat  $alfa=0.65$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $alpha=.671$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.96$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității destul de redus ( $U=0.42$ ). Se constată că itemul *I196 este un item cu varianță negativă și care pare a fi codat invers*, iar dacă ar fi eliminat, ar conduce la creșterea consistenței scalei ( $alpha=0.68$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.32$ , respectiv  $r=0.08$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).
- Pentru factorul **Spirit aventurier**, media corelațiilor inter-itemi este  $m_r=0.24$ , cu media scalei  $m_{scale}=3.17$  și abaterea standard  $sd_{scale}=2.21$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $alfa=0.72$  ( $CI_{95\%} = 0.71$  și  $0.72$ , standardizat  $alfa=0.72$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $alpha=.750$ ,  $n=1340$ ), neexistând itemi care dacă ar fi eliminați ar putea duce la creșterea consistenței scalare. În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil ( $Fit=0.99$ ), itemii având un indicator al unidimensionalității acceptabil ( $U=0.57$ ).
- Factorul **Intelect**, are o medie a corelațiilor inter-itemi  $m_r=0.12$ , cu media scalei  $m_{scale}=3.35$  și abaterea standard  $sd_{scale}=1.62$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $alfa=0.52$  ( $CI_{95\%} = 0.51$  și  $0.53$ , standardizat  $alfa=0.52$ ), apropiată de cea ra-

portată de autori în manualul probei ( $\alpha=.572$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil (Fit=0.98), itemii având un indicator al unidimensionalității foarte redus (U=0.27). Se constată că itemul *I230 este un item cu varianță negativă și care pare a fi codat invers*, iar dacă ar fi eliminat, ar conduce la creșterea consistenței scalei ( $\alpha=0.55$ ), corelația acestuia cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.26$ , respectiv  $r=0.03$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).

- În fine, factorul **Liberalism**, are o medie a corelațiilor inter-itemi  $m_r=0.11$ , cu media scalei  $m_{scale}=3.77$  și abaterea standard  $sd_{scale}=1.65$ , rezultând un coeficient de consistență internă  $\alpha=0.49$  ( $CI_{95\%}=0.48$  și  $0.50$ , standardizat  $\alpha=0.48$ ), apropiată de cea raportată de autori în manualul probei ( $\alpha=.607$ ,  $n=1340$ ). În urma reeșantionării, parametrul s-a dovedit a fi stabil (Fit=0.99), itemii având un indicator al unidimensionalității foarte redus (U=0.25). Se constată că itemii *I207* și *I216*, dacă ar fi eliminați, ar conduce la creșterea consistenței scalei ( $\alpha=0.49$ , respectiv  $\alpha=0.49$ ), corelația acestora cu scorul total fiind cea mai mică ( $r=0.35$ , și  $r=0.19$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei, respectiv  $r=0.37$ , și  $r=0.19$  după corecția de suprapunere și fidelitate a scalei).

## Saturation analysis

### *Extraversion*

### *Agreeableness*

- Prima ipoteză testată este aceea conform căreia **itemii sunt încărcăți de un factor general și un număr de 3 sub-componente**, rezultând un coeficient de saturație omega ierarhic  $\omega_h=0.75$ , indicând un nivel acceptabil de saturație a itemilor în factor latent. Adăugarea asimptotică la infinit de itemi din aceeași categorie ar duce la o ușoară creștere a saturației în factor latent, omega asimptotic devenind  $\omega_{inf}=0.80$ ,

în timp ce coeficientul Gutmann de unicitate a itemilor este  $\lambda_6 = 0.93$ , o valoare mai mare în comparație cu  $\alpha$ -Cronbach.

În privința sub-componentelor rezultate (vezi figura 1), **factorul general (Agreeableness)** saturează cei 8 itemi cu valori cuprinse între 0.39 și 0.87, valoarea proprie a factorului general fiind 3.12. **Prima sub-componentă** este cea mai importantă, având o valoare proprie de 1.77, încărcând itemii cu valori cuprinse între -0.13 și 0.81. Sensul și semnificația aceste sub-componente este dată de itemii **I01, I10 și I16**. Următoarea sub-componentă, ca importanță, este **a treia sub-componentă** cu o valoare proprie de 0.94 și care încarcă cei 8 itemi cu valori cuprinse între -0.02 și 0.81, semnificația fiind determinată de itemii **I25 și I34**. În fine, ultima componentă este **componenta a doua**, cu o valoare proprie neglijabilă (0.09) și care încarcă cei 8 itemi cu valori cuprinse între -0.01 și 0.18 și corespunde mai curând specificului factorului general, specificul acestuia fiind determinat de itemii **I05, I18 și I40**. Factorul general explică circa 47.5% din varianța celor 3 sub-componente, fiind, în mod evident, determinat de itemii menționați anterior, specifici celei de-a doua componente ( $\lambda = 0.98$ ), celelalte două sub-componente fiind încărcate în mod aproximativ egal de factorul general ( $\lambda_{F1} = 0.47$ , respectiv  $\lambda_{F3} = 0.50$ ), cu saturații ușor mai mari în cea de-a treia sub-componentă.

Se observă că, la nivel global, modul în care cei 8 itemi sunt încărcăți de cei 4 factori nu este susținut în mod corespunzător de date ( $\chi^2(7, 14706) = 9,677.02$ ,  $p < 0$ ,  $RMSR = 0.08$ ), funcția obiectivă indicând un grad de potrivire  $fit = 0.66$ .

În comparație cu acest model, **modelul cu un singur factor general și fără sub-componente** are o funcție obiectivă de potrivire statistic semnificativ mai mare ( $fit = 1.13$ ,  $\chi^2(20, 14706) = 16,585.11$ ,  $p < 0$ ), reușind să explice mult mai slab varianța itemilor, așadar modelul nu poate fi considerat un model plauzibil ( $TLI = 0.53$ ,  $RMSR = 0.17$ ,  $CRMSR = 0.20$ ,  $RMSEA = 0.24$ ,  $CI_{(90\%)} = 0.23 - 0.24$ ). Chiar în condițiile în care corelația multiplă a scorurilor cu factorul general este  $R^2 = 0.96$ , valoarea criteriului informațional bayesian a

acestui model este una ridicată (**BIC=16,393.19**).

A doua ipoteză testată este aceea în care **sunt suficiente un factor general și 3 sub-componente pentru explicarea varianței itemilor**, o ipoteză care urmează a fi respinsă ( $\chi^2(2, 14706)=9,676.56, p<0$ ), așadar modelul nu poate fi considerat un model plauzibil (**TLI=-1.75, RMSR= 0.08, CRMSR=0.30, RMSEA= 0.57, CI<sub>(90%)</sub>= 0.56 - 0.58**). Valoarea criteriului informațional bayesian a acestui model (**BIC=9,657.37**), mai mică în comparație cu modelul cu un singur factor general.

Pe lângă corelația multiplă a scorurilor cu factorul general, **R<sup>2</sup>=0.96**, existența acestuia fiind una certă, se constată și corelații multiple puternice cu prima sub-componentă (**R<sup>2</sup>=0.99**) și cu a treia sub-componentă (**R<sup>2</sup>=0.99**), fapt care ne conduce la ideea existenței unei scale „lumpy”. A doua componentă se pare că este caracteristică doar factorului general, răspunsurile la itemii **I05, I18 și I40** formând un cluster separat în comparație cu celelalte răspunsuri (**R<sup>2</sup>=0.06**).

**Factorului general** are o saturație totală  $\omega_{\text{total}} = 0.93$ , adică varianța dimensiunii generale explicată atât de acest factor general, cât și de subcomponente, partea de saturație generală fiind  $\omega_{\text{general}} = 0.75$ , iar partea de saturație explicată de sub-componente fiind  $\omega_{\text{grup}} = 0.24$ . Saturația totală a **primei sub-componente** este  $\omega_{\text{total}} = 1$ , ea fiind reprezentată de încărcarea pe care o determină factorul general  $\omega_{\text{general}} = 0.24$  și de încărcările secundare ale celorlalte două sub-componente  $\omega_{\text{grup}} = 0.75$ , așadar prima sub-componentă este afectată de de structura dimensional-axială a scalei.

La fel sau lucrurile și în cazul celei **de-a treia sub-componente**, saturația totală fiind  $\omega_{\text{total}} = 0.98$ , la aceasta contribuind saturația determinată de factorul general,  $\omega_{\text{general}} = 0.36$ , și saturația determinată de prima și a doua componentă  $\omega_{\text{grup}} = 0.62$ , fiind din nou evidentă influența axei.

**Cea de-a doua componentă** are o saturație totală  $\omega_{\text{total}} = 0.98$ , ea fiind determinată aproape în totalitate de factorul general  $\omega_{\text{general}} = 0.94$  și în foarte mică măsură de încărcările secundare.

cărilor componentelor 1 și 3 -  $\omega_{\text{grup}} = 0.04$ . Într-adevăr, se pare că itemii **I05**, **I18** și **I40** sunt încărcăți de constructul latent al „agreabilității”, în timp ce restul formează o axă de nuanțare, scala fiind una „lumpy”.

*Neuroticism*

*Conscientiousness*

*Openness to experience*

Discussion

## References

- Aust, F., & Barth, M. (2020). *papaja: Create APA manuscripts with R Markdown*.  
<https://github.com/crsh/papaja>
- Byrne, B. M. (2013). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming, Second Edition* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203805534>
- Chongsuvivatwong, V. (2018). *epiDisplay: Epidemiological data display package*.  
<https://CRAN.R-project.org/package=epiDisplay>
- Constantin, T., Gheorghiu, A., Căldare, L., Gervescu, A. E., Aiftincăi, A., Fodorea, A., Iliescu, M., Hojbotă, A. M., & Iordache, A. (2019). *Inventarul de personalitate Big Five Plus*. Psiho Profile.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Gross, J., & Ligges, U. (2015). *Nortest: Tests for normality*. <https://CRAN.R-project.org/package=nortest>
- Henry, L., & Wickham, H. (2020). *Purrr: Functional programming tools*. <https://CRAN.R-project.org/package=purrr>
- Hlavac, M. (2018). *Stargazer: Well-formatted regression and summary statistics tables*. Central European Labour Studies Institute (CELSI). <https://CRAN.R-project.org/package=stargazer>
- R Core Team. (2020). *Foreign: Read data stored by 'minitab', 's', 'SAS', 'SPSS', 'stata', 'sysstat', 'weka', 'dBase', ...* <https://CRAN.R-project.org/package=foreign>
- R Core Team. (2021). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Revelle, W. (2021). *Psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research*. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>

- 506 Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal*  
 507 *of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://www.jstatsoft.org/v48/i02/>
- 508 Terry M. Therneau, & Patricia M. Grambsch. (2000). *Modeling survival data: Ex-*  
 509 *tending the Cox model*. Springer.
- 510 Venables, W. N., & Ripley, B. D. (2002a). *Modern applied statistics with s* (Fourth).  
 511 Springer. <https://www.stats.ox.ac.uk/pub/MASS4/>
- 512 Venables, W. N., & Ripley, B. D. (2002b). *Modern applied statistics with s* (Fourth).  
 513 Springer. <https://www.stats.ox.ac.uk/pub/MASS4/>
- 514 Wickham, H., François, R., Henry, L., & Müller, K. (2021). *Dplyr: A grammar of*  
 515 *data manipulation*. <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>
- 516 Zinbarg, R. E., Revelle, W., & Yovel, I. (2007). Estimating omega h for Structures  
 517 Containing Two Group Factors: Perils and Prospects. *Applied Psychological Mea-*  
 518 *surement*, 31(2), 135–157. <https://doi.org/10.1177/0146621606291558>

**Table 1***Participants's gender*

|        | Frequency | Percent | Cum. percent |
|--------|-----------|---------|--------------|
| Male   | 7,907     | 53.800  | 53.800       |
| Female | 6,799     | 46.200  | 100          |
| Total  | 14,706    | 100     | 100          |



**Table 2***Participants's educational level*

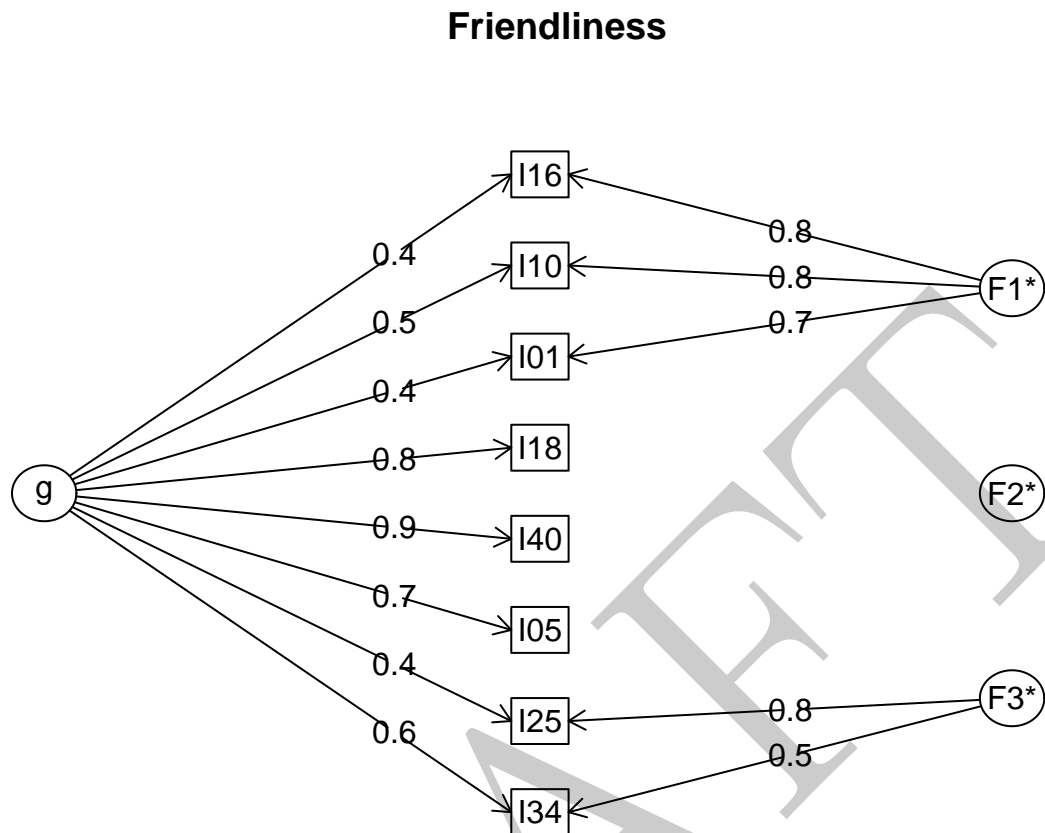
|                             | Frequency | %(NA+) | %(NA-) |
|-----------------------------|-----------|--------|--------|
| Illiterate                  | 11        | 0.100  | 0.100  |
| Primary (4 years)           | 284       | 1.900  | 2.400  |
| Gymnasium (8 years)         | 240       | 1.600  | 2      |
| Arts and crafts school      | 653       | 4.400  | 5.500  |
| Highschool (12 years)       | 3,388     | 23     | 28.500 |
| Post graduated school       | 1,402     | 9.500  | 11.800 |
| University (Bachelor level) | 4,014     | 27.300 | 33.800 |
| University (Master level)   | 1,764     | 12     | 14.800 |
| Doctoral school             | 137       | 0.900  | 1.200  |
| NA's                        | 2,813     | 19.100 | 0      |
| Total                       | 14,706    | 100    | 100    |

**Table 3***Participants's age*

| N         | Mean  | SD    | Median | Min   | Max   | Range | Skewness | Kurtosis |
|-----------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|----------|----------|
| 14,706.00 | 35.70 | 11.89 | 35.00  | 16.00 | 84.00 | 68.00 | 0.31     | -0.71    |

**Table 4***Extraversion - Global alpha Cronbach*

| Variable           | Raw  | Std  | Lambda 6 | Avg.cor. | Avg.se | Mean | SD   | Median |
|--------------------|------|------|----------|----------|--------|------|------|--------|
| Friendliness       | 0.73 | 0.73 | 0.73     | 0.26     | 0.00   | 4.94 | 2.28 | 0.26   |
| Gregariousness     | 0.77 | 0.77 | 0.76     | 0.30     | 0.00   | 4.44 | 2.39 | 0.29   |
| Assertiveness      | 0.69 | 0.69 | 0.67     | 0.22     | 0.00   | 4.12 | 2.18 | 0.23   |
| Activity level     | 0.65 | 0.65 | 0.65     | 0.19     | 0.00   | 4.89 | 2.08 | 0.20   |
| Excitement seeking | 0.76 | 0.76 | 0.75     | 0.29     | 0.00   | 3.30 | 2.30 | 0.27   |
| Cheerfulness       | 0.68 | 0.68 | 0.67     | 0.21     | 0.00   | 4.80 | 2.09 | 0.21   |



**Figure 1**

*Saturation for a hypothetically lumpy scale loaded in one general dimension (Agreeableness) and 3 components.*