

# ZUCKERMAN-KUHLMAN-ALUJA SZEMÉLYISÉGGKÉRDŐÍV (ZKA-PQ) MAGYAR VERZIÓJA

Kövi Zsuzsanna<sup>1</sup>, Rózsa Sándor<sup>2</sup>, Takács Marcell<sup>1</sup>, Takács Szabolcs<sup>1</sup>,  
Hevesi Krisztina<sup>3</sup>, Vargha András<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Károli Gáspár Református Egyetem, Pszichológiai Intézet, Budapest

<sup>2</sup>Department of Psychiatry, Washington University School of Medicine, St. Louis, USA

<sup>3</sup>Eötvös Lóránd Tudományegyetem, Budapest

Levelező szerző: Kövi Zsuzsanna, kovi.zsuzsanna@kre.hu

## Absztrakt

---

Jelen cikkünk a ZKA-PQ (Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire) kérdőív magyar verziójának eddigi, 3766 fő vizsgálatára kiterjedő kutatási eredményeit összegzi, kitérve a reliabilitás eredményekre és a faktorstruktúrára, továbbá életkori csoportonként, nemenként és mintavétel szerint közöljük a mintaátlagokat. E személyiségkérdőív a ZKPQ kérdőív 2010-ben publikált legújabb, ún. facet-verziós változata, amelyben minden faktorhoz öt facet (alskálát) tartozik és minden alskálát 10-10 tétel alkot.

Az ötfaktoros modell igazolást nyert. A fő faktorok reliabilitása elfogadhatónak tekinthetőek. Vizsgálataink alapján látható volt, hogy mind nemre, mind életkorra, mind pedig mintavételre (pl. egyetemista, vállalati) vonatkozóan akár jelentősebb differenciák is kialakulhatnak, így sztenderd értékek használata és megadása e demográfiai és mintavételi ismérvek függvényében javasolt csak.

**Kulcsszavak:** Alternatív Ötfaktoros Személyiségmodell ▪ Zuckerman-Kuhlman-Aluja Személyiségteszt ▪ faktorelemzés, reliabilitás

---

## Abstract

---

Our article aims to summarize the Hungarian research results with the Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire (ZKA-PQ) based on 3766 research participants, including reliability and factor analysis. We also provide mean scores by gender, age categories and sampling methods. This personality questionnaire, published in 2010, is a new facet version of the ZKPQ questionnaire. Each factor consists of four facets, and each facet consists of 10 items.

Our results confirmed the five-factor model. The reliabilities of the main factors are acceptable. Our results revealed that significant differences can arise between genders, age categories and sampling methods, therefore providing and using standard scores should be based on these demographic and sampling variables.

**Key words:** Alternative Five Factor Model of Personality ▪ Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire ▪ factor analysis ▪ reliability

---

## ELMÉLETI BEVEZETÉS

*Zuckerman alternatív ötfaktoros személyiségelmélete*

A személyiségstruktúrák területén a kutatók Eysenck három faktoros modelljét és Cattell 16 faktoros modelljét fogadták el egészen addig, amíg Costa és McCrae (1992) létre nem hozta Fisk (1949) kutatásából kiindulva a személyiség ötfaktoros (Big Five) modelljét. Jóllehet ez az ötfaktoros modell a mai napig elterjedt és széles körben használt a személyiség mérésében nemzetközi (pl. Richardson, Abraham és Bond, 2012) és hazai (pl. Smohai, Tóth, Mirnics, 2013; Nagybányai Nagy, 2014) viszonylatban egyaránt, Zuckerman, Kuhlman, Joireman, Teta és Kraft (1993) egy alternatív ötfaktoros modellt hoztak létre, amelynek alappilléreit biológiai-evolúciós alappal rendelkező kultúrafüggetlen alapidimenziók alkotják (Zuckerman, 1992).

Zuckerman, Kuhlman, Joireman, Teta és Kraft (1993) nevéhez köthető az alternatív ötfaktorú személyiségmodell megalkotása. A kutatók személyiségelmélete olyan dimenziókat foglal magában, melyek biológiai és evolúciós alappal rendelkeznek. A személyiségmodell faktoraiként az alábbiakat azonosították: Impulzív élménykeresés (ImpUSS), Agresszió-ellenségesség (Agg-Host), Aktivitás (Act), Szociabilitás (Sy) és Neuroticizmus-szorongás (N-Anx) (Zuckerman, Kuhlman, Thornquist, & Kiers, 1991).

Zuckerman és munkatársai (Zuckerman, 2002) egy olyan átfogó személyiség-kérdőívet fejlesztettek ki (ZKPQ – Zuckerman-Kuhlman Personality Questionnaire), amely az alábbi faktorokat tartalmazza: neuroticizmus, extravertió, agresszió, impulzív élménykeresés és aktivitás. Zuckerman és munkatársai a ZKPQ fejlesztésénél olyan skálákból indultak ki, melyeket korábban pszichobiológiai kutatások során használtak, vagy a temperamentum mérésére szolgáltak (Aluja, Kuhlman, & Zuckerman, 2010). Végző soron tehát egy olyan pszichometriai eszközről beszélhetünk, melynek alapja a személyiség biológiai és temperamentum jellemzői felől megközelített ötfaktoros modellje.

Az ötfaktoros modell egyik legtöbbet kutatott dimenziója az impulzív élménykeresés, mely a Zuckerman által már 1971-ben publikált szenzoros élménykereséshez kapcsolható. A ZKPQ kérdőívben az impulzív élménykeresés skála (ImpUSS) impulzivitást megragadó tételei olyan állítások, melyek egyfajta tervezés nélküli cselekvést írnak le, míg az élménykeresés arra utal, hogy az egyén keresi az újdonságot, az olyan élményeket, időtöltéseket, melyek izgalmasak (Zuckerman, 2002). Az Agresszió-ellenségesség (Agg-Host) skála tételei olyan állításokat tartalmaznak, melyek az antiszociális viselkedést, az agressziót (verbális és fizikai), a türelmetlenséget ragadják meg (Zuckerman, 2002). Az Aktivitás skála (Act) általános aktivitásra vonatkozó állításokat tartalmaz (Zuckerman, 2002). A Szociabilitás skála (Sy) tételei arra vonatkoznak, hogy a személy szereti a mozgalmas és nagy összejöveteleket, sok barátja van, vagy, hogy mennyi-

re viseli vagy szereti a szociális izolációt (Zuckerman, 2002). A Neuroticizmus-szorongás (N-Anx) skála tételei az idegességet, az aggodalmat, az önbizalomhiányt, az érzékenységet, valamint a szorongást térképezik fel (Zuckerman, 2002).

A Zuckerman-Kuhlman személyiségkérdőívből fejlesztettek rövidebb változatokat is. Ezek egyike 35 tétel, melyben az 5 faktor mindegyikét 7 tétel méri (Zuckerman, 2002). Egy másik változat az Aluja, García és García (2003a) által kifejlesztett kérdőív, amely 69 kérdést tartalmaz. A ZKPQ kérdőívnek harmadik változata az 50 tételből álló ZKPQ-50-CC kérdőív, amelyet feltáró és megerősítő faktoranalízis segítségével fejlesztettek ki (Aluja és mtsai. 2006). Az 50 ítemes verziót az angol mellett lefordították francia, német és spanyol nyelvre is és mind a négy nyelv esetében jó megbízhatósági mutatókkal rendelkezik (Aluja és mtsai. 2006). Mivel a kultúrközi strukturális validitás vizsgálatok ezen 50 ítemes verziót támasztották alá, ezért Aluja és mtsai (2006) e verzió alkalmazását javasolják.

A ZKPQ kérdőív 5 faktorát sikerült reprodukálni kínai (Wu és mtsai., 2000), német (Schmitz, 2004), svájci francia (Rossier, Verardi, Massoudi, & Aluja, 2008), olasz (De Pascalis & Russo, 2003), és spanyol mintán is (Aluja, García, & García, 2004; Goma-i-Freixanet, Valero, Puntí, & Zuckerman, 2004).

A kérdőív eredeti, angol nyelvű változatát számos további nyelvre is adaptálták, így létezik a ZKPQ kérdőív japán (Shiomi és mtsai., 1996), kínai (Wu és mtsai., 2000), német (Ostendorf & Angleitner, 1994), olasz (De Pascalis & Russo, 2003), katalán (Gomà-i-Freixanet, Valero, Puntí, & Zuckerman, 2004; Gomà-i-Freixanet, Wismeijer, & Valero, 2005) és spanyol (Aluja, García, & García, 2002, 2004; Herrero, Viña, González, Ibáñez & Peñate, 2001; Romero, Luengo, Gómez –Fraguela & Sobral, 2002) változat is.

A ZKA-PQ (Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire) kérdőív a ZKPQ kérdőív 2010-ben publikált legújabb, ún. facet-verziós változata, amelyben minden faktorhoz öt facet (alskálát) tartozik. Minden alskálát 10-10 tétel alkot, így a kérdőív 200 tétel. A ZKA-PQ személyiségkérdőív magyarországi adaptálását Surányi és Aluja (2014) végezte, így alkalmassá vált a magyar populáción való használatra. A magyar validálás a katalánnal együtt készült el. A magyar változat fordítása az angolból történt, majd egy hivatásos fordító visszafordította angolra. Néhány változtatás, javítás után az eredeti angol változat és a visszafordított változat ekvivalensnek minősült. A magyar változatot 6 különböző városból töltötték ki 19 vállalat dolgozói. Az eredmények azt mutatták, hogy a ZKA-PQ személyiség kérdőív különböző faktorelemzési módszerrel vizsgálva stabil öt faktort tárt fel a magyar kultúrában is, melyek megbízható alpha-reliabilitással rendelkeznek (Surányi & Aluja, 2014).

A kérdőív további kultúrközi adaptálása is megtörtént egy online rendszer segítségével, 23 kultúrára kiterjedően (Rossier és mtsai., 2016).

A kérdőív alkalmazására vonatkozóan több kurrens kutatás is született már. Aluja, Blanch, García, García, & Escorial (2012) rámutattak az alskálák fontos-

ságára a személyiségzavarok bejósolásánál. Kövi és mtsai (2017) pedig a kérdőívnek a depresszióval és a koherenciaérzéknek való kapcsolatát vizsgálták. E vizsgálatok a kérdőív klinikai vonatkozásaira hívják fel a figyelmet, jóllehet klinikai diagnózishoz a kérdőív nem elégséges.

## A VIZSGÁLAT CÉLJA

Jelen vizsgálat célja a magyar adatok összesítése és az összesített adatokon a kérdőív reliabilitásának, faktorstruktúrájának vizsgálata. Továbbá életkori csoportonként, nemenként és mintavételenként szerint közöljük a mintaátlagokat.

## MÓDSZEREK

### *Minta*

A hazai adatok tartalmazzák Surányi és Aluja 2014-es tanulmányának magyar adatait, Rossier és munkatársai 2016-os kutatásának magyar adatait, valamint további magyar kitöltők adatait. A teljes minta 3766 főből áll. A kitöltők 43,1%-át 19 magyar vállalat dolgozói teszik ki, akik online töltötték ki a kérdőívet. A minta 29,7%-át adják azon egyetemisták, akik a kérdőívet online (12,8%) vagy papíron töltötték ki (16,9%). Végül a minta 27,2%-át teszik kik Rossier és mtsainak (2016) kutatásából származó kitöltők (szintén egyetemi online minta).

A minták nemi és életkori megoszlását az 1. táblázat tartalmazza.

**1. táblázat.** A minta nemi és életkori megoszlása

|  | Elem-<br>szám | Férfiak | Nők   | Korátlag<br>(szórás) | 26 évnél<br>fiatalabb | 26-35<br>éves | 36-45<br>éves | 46-55<br>éves | 56 évnél<br>idősebb |
|--|---------------|---------|-------|----------------------|-----------------------|---------------|---------------|---------------|---------------------|
| <b>Online egyetemi minta</b>                   | 481 fő        | 26,0%   | 74,0% | 25,60<br>(8,78)      | 66,5%                 | 20,6%         | 7,9%          | 4,0%          | 1,0%                |
| <b>Vállalati minta</b>                         | 1624 fő       | 71,7%   | 28,3% | csak<br>övezetek     | 4,5%                  | 28,9%         | 31,2%         | 28,8%         | 6,6%                |
| <b>Papír-ceruza egyetemi minta</b>             | 637 fő        | 17,7%   | 82,3% | 21,75<br>(2,98)      | 93,4%                 | 6,0%          | 0,5%          | 0,2%          | 0,0%                |
| <b>Rossier cikkben szereplő egyetemi minta</b> | 1024 fő       | 22,4%   | 77,6% | 23,51<br>(6,33)      | 82,4%                 | 12,0%         | 3,1%          | 1,9%          | 0,6%                |

*Mérőeszköz***Zuckerman-Kuhlman Aluja Személyiségkérdőív (ZKA-PQ, Aluja és mtsai., 2010)**

A ZKA-PQ egy 200 tételből álló személyiségmérő kérdőív, amely az alábbi alskálákat tartalmazza, skálánként 10-10 tétellel: Agresszivitás (AG1: Fizikai agresszió, AG2: Verbális agresszió, AG3: Düh, AG4: Ellenségesség), Aktivitás (AC1: Kényszeres (kompulzív) munkavégzés, AC2: Általános aktivitás, AC3: Nyughatatlanság, AC4: Munkaenergia), Extraverzió (EX1: Pozitív érzelmek, EX2: Szociális szívélyesség, EX3: Exhibicionizmus, EX4: Szociabilitás), Neuroticizmus (NE1: Szorongás, NE2: Depresszió, NE3: Dependencia, NE4: Alacsony önértékelés) és Élménykeresés (SS1: Kaland- és veszélykeresés, SS2: Élménykeresés, SS3: Gátolatlanság, SS4: Unalomtűrés hiánya/Impulzivitás).

## EREDMÉNYEK

A 2. számú táblázatban a ZKA-PQ kérdőív alskáláinak és skáláinak leíró statisztikai találhatók: átlaguk, szórásuk, csúcsosság és ferdeség, a teljes, 3766 fős mintát figyelembe véve.

A 2. számú táblázat értékei alapján elmondható, hogy a teljes mintában az összes faktor és az összes alskála esetében a csúcsosság és a ferdeség értékek elfogadhatóak, -1 és 1 közöttiek (A normalitás ferdeség és csúcsosság teszteléséhez való értékeket (Kim, 2013) lényegesen liberálisabban határozza meg, nem -1 és +1 közötti tartományt, hanem jóval nagyobb szabadságot adva, 2 feletti értékeket is akár megengedve).

Az alminták esetében is megvizsgáltuk ezen értékeket a faktoroknál, melyek szintén a megadott (normál eloszlási) övezetbe esetek.

A Cronbach-alfa értékek a 0,599-0,950 tartományba esnek. Egyetlen skála kivételével (AC3, nyugtalanság) minden esetben elérte az optimális 0,7-es értéket a Cronbach-alfa mutató. Ezek az értékek azonban a személyiségmérés esetén a reliabilitás elfogadható szintjének tekinthetők (Nagybányai Nagy, 2006).

**2. táblázat.** A ZKA-PQ kérdőív alskáláinak és faktorainak leíró statisztikái

|                                      | Átlag | Szórás | Csúcsos-<br>ság | Ferde-<br>ség | Cronbach<br>alfa |
|--------------------------------------|-------|--------|-----------------|---------------|------------------|
| AC1 Munkakényszer                    | 2,36  | 0,50   | 0,01            | 0,08          | 0,766            |
| AC2 Általános aktivitás              | 2,72  | 0,54   | -0,17           | -0,12         | 0,826            |
| AC3 Nyughatatlanság                  | 2,55  | 0,40   | 0,20            | 0,32          | 0,599            |
| AC4 Munkaenergia                     | 3,19  | 0,54   | 0,04            | -0,58         | 0,887            |
| AG1 Fizikai agresszió                | 2,09  | 0,56   | 0,11            | 0,57          | 0,835            |
| AG2 Verbális agresszió               | 2,59  | 0,47   | 0,26            | 0,06          | 0,748            |
| AG3 Düh                              | 2,17  | 0,60   | -0,25           | 0,43          | 0,869            |
| AG4 Ellenségesség                    | 2,05  | 0,46   | -0,18           | 0,20          | 0,742            |
| EX1 Pozitív érzelmek                 | 3,22  | 0,43   | 0,54            | -0,61         | 0,781            |
| EX2 Szociális melegség               | 3,09  | 0,49   | -0,13           | -0,39         | 0,822            |
| EX3 Exhibicionizmus                  | 2,72  | 0,52   | -0,28           | -0,04         | 0,823            |
| EX4 Szociabilitás                    | 2,90  | 0,50   | 0,02            | -0,38         | 0,798            |
| NE1 Szorongás                        | 2,12  | 0,60   | -0,39           | 0,32          | 0,869            |
| NE2 Depresszió                       | 2,28  | 0,59   | -0,41           | 0,23          | 0,831            |
| NE3 Dependencia                      | 2,39  | 0,51   | -0,16           | 0,18          | 0,788            |
| NE4 Alacsony önértékelés             | 2,20  | 0,65   | -0,42           | 0,35          | 0,903            |
| SS1 Kaland és veszélykeresés         | 2,31  | 0,59   | -0,42           | 0,09          | 0,803            |
| SS2 Élménykeresés                    | 2,65  | 0,49   | -0,13           | 0,04          | 0,734            |
| SS3 Gátolatlanság                    | 2,33  | 0,50   | -0,06           | 0,24          | 0,770            |
| SS4 Unalomtűrés hiánya/ impulzivitás | 1,98  | 0,41   | 0,38            | 0,40          | 0,719            |
| Aktivitás                            | 2,71  | 0,35   | 0,24            | -0,16         | 0,882            |
| Agresszió                            | 2,23  | 0,43   | 0,04            | 0,29          | 0,921            |
| Extraverzió                          | 2,99  | 0,39   | -0,09           | -0,25         | 0,914            |
| Szenzoros élménykeresés              | 2,32  | 0,39   | 0,20            | 0,17          | 0,892            |
| Egyetemista minta - Online           |       |        |                 |               |                  |
| Aktivitás                            | 2,64  | 0,37   | -0,17           | 0,03          | 0,893            |
| Agresszió                            | 2,29  | 0,45   | -0,31           | 0,20          | 0,926            |
| Extraverzió                          | 3,05  | 0,39   | -0,16           | -0,42         | 0,912            |
| Neuroticizmus                        | 2,36  | 0,51   | -0,40           | 0,09          | 0,945            |
| Szenzoros élménykeresés              | 2,40  | 0,39   | 0,12            | 0,13          | 0,886            |
| Vállalati minta                      |       |        |                 |               |                  |
| Aktivitás                            | 2,78  | 0,30   | 0,15            | 0,03          | 0,856            |
| Agresszió                            | 2,07  | 0,36   | 0,11            | 0,17          | 0,903            |
| Extraverzió                          | 2,96  | 0,35   | -0,20           | 0,00          | 0,910            |

|                                  | Átlag | Szórás | Csúcsos-<br>ság | Ferde-<br>ség | Cronbach<br>alfa |
|----------------------------------|-------|--------|-----------------|---------------|------------------|
| Neuroticizmus                    | 1,97  | 0,39   | -0,26           | 0,19          | 0,925            |
| Szenzoros élménykeresés          | 2,18  | 0,33   | 0,23            | -0,08         | 0,863            |
| Rossier cikkben szereplő minta   |       |        |                 |               |                  |
| Aktivitás                        | 2,67  | 0,38   | -0,09           | -0,05         | 0,899            |
| Agresszió                        | 2,36  | 0,43   | -0,02           | 0,23          | 0,922            |
| Extraverzió                      | 2,98  | 0,42   | -0,20           | -0,34         | 0,925            |
| Neuroticizmus                    | 2,50  | 0,52   | -0,39           | -0,04         | 0,948            |
| Szenzorosélménykeresés           | 2,41  | 0,40   | 0,00            | 0,08          | 0,900            |
| Egyetemista minta - Papír-ceruza |       |        |                 |               |                  |
| Aktivitás                        | 2,60  | 0,38   | 0,46            | -0,17         | 0,884            |
| Agresszió                        | 2,36  | 0,44   | -0,06           | 0,10          | 0,913            |
| Extraverzió                      | 3,00  | 0,42   | 0,09            | -0,43         | 0,917            |
| Neuroticizmus                    | 2,48  | 0,48   | -0,38           | 0,02          | 0,932            |
| Szenzoros élménykeresés          | 2,44  | 0,40   | 0,00            | 0,08          | 0,891            |

Független mintás ANOVA segítségével összehasonlítottuk a kérdőívet online és papír-ceruza teszt formájában kitöltő egyetemisták, a vállalati dolgozók, valamint a Rossier kutatás (2016) kitöltőinek ZKA-PQ skálákon elért átlagait. A vizsgálat előtt ferdeség és csúcsosság segítségével ellenőriztük a változóink normalitását. Ez lényegében minden csoport esetében, legalább 1 változóra sérült, így a hagyományos varianciaanalízis mellett minden esetben sztochasztikus homogenitást is alkalmaztunk (Takács, 2012). A csoportok páronkénti összehasonlításánál post hoc tesztek esetében így a szóráshomogenitás mellett a normalitásra is ügyelnünk kellett: Tukey-féle páros összehasonlítások mellett Games-Howell-féle tesztet, valamint a rangátlagok Tukey-féle párosítása mellett Brunner-Munzel-próbát is alkalmaztunk (Bonferroni korrekciós eljárással). Az elemzéshez ez utóbbi eljárások esetében nem az IBM SPSS 24.0, hanem a ROPstat programcsomag eljárásait alkalmaztuk.

Miután a normalitás minden csoport esetében sérült, ezért a megszokott, Cohen-féle hatásmérték mellett egy-egy csoport sztochasztikus dominanciaértékét (szt.dom.) is feltüntetjük az egyes változók mellett. Továbbá, a páronkénti összehasonlításokhoz a valószínűségi fölény mutatóját is használtuk (ld. 6. táblázat). A valószínűségi fölény szignifikanciájához a Brunner-Munzel-próbát alkalmaztuk, Bonferroni korrekcióval. Láthatjuk (ld. 3. táblázat), hogy a vállalati minta az összes egyetemi mintától az összes faktorban szignifikánsan eltér, míg az egyetemista minták egymástól csak bizonyos faktorokban és összességében kevésbé szignifikánsan térnek el. Továbbá az is látható (ld. 3. táblázat), hogy a d-értékek az egyetemi minták között négy faktor esetében is csak

alacsony különbségeket jeleztek, és a neuroticizmus esetében is csak maximum közepeset.

**3. táblázat.** A ZKA-PQ kérdőív faktorainak átlagértékeinek összehasonlítása a négy minta között

|                            | 1.minta             | 2. minta          | 3. minta            | 4. minta          | 1: szt. dom | 2: szt. dom | 3: szt. dom | 4: szt. dom |
|----------------------------|---------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Aktivitás                  | 2,64 <sub>a,c</sub> | 2,78 <sub>b</sub> | 2,60 <sub>a</sub>   | 2,67 <sub>c</sub> | 0,444       | 0,565       | 0,419       | 0,474       |
| Agresszió                  | 2,29 <sub>a</sub>   | 2,07 <sub>b</sub> | 2,36 <sub>c</sub>   | 2,36 <sub>c</sub> | 0,542       | 0,396       | 0,592       | 0,588       |
| Extraverzió                | 3,05 <sub>a</sub>   | 2,96 <sub>b</sub> | 3,00 <sub>a,b</sub> | 2,98 <sub>b</sub> | 0,556       | 0,475       | 0,515       | 0,504       |
| Neuroticizmus              | 2,36 <sub>a</sub>   | 1,97 <sub>b</sub> | 2,48 <sub>c</sub>   | 2,50 <sub>c</sub> | 0,563       | 0,344       | 0,633       | 0,635       |
| Szenzoros<br>élménykeresés | 2,40 <sub>a</sub>   | 2,18 <sub>b</sub> | 2,44 <sub>a</sub>   | 2,41 <sub>a</sub> | 0,563       | 0,403       | 0,59        | 0,569       |

| Cohen féle<br>d-értékek    | 1-2 minta<br>között | 1-3 minta<br>között | 1-4 minta<br>között | 2-3 minta<br>között | 2-4 minta<br>között | 3-4<br>minta<br>között |
|----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------------|
| Aktivitás                  | -0,457              | 0,097               | -0,094              | 0,561               | 0,333               | -0,190                 |
| Agresszió                  | 0,577               | -0,162              | -0,155              | -0,760              | -0,741              | 0,010                  |
| Extraverzió                | 0,263               | 0,138               | 0,175               | -0,102              | -0,058              | 0,038                  |
| Neuroticizmus              | 0,921               | -0,250              | -0,265              | -1,226              | -1,183              | -0,026                 |
| Szenzoros<br>élménykeresés | 0,627               | -0,103              | -0,025              | -0,728              | -0,629              | 0,077                  |

| Valószínűségi<br>mutatók közti<br>különbségek<br>szignifikanciája | 1-2 minta<br>között | 1-3 minta<br>között | 1-4 minta<br>között | 2-3 minta<br>között | 2-4 minta<br>között | 3-4 minta<br>között |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Aktivitás   | 0,0000***           | 1,000               | 0,4616              | 0,0000***           | 0,0000***           | 0,0017**            |
| Agresszió   | 0,0000***           | 0,0311*             | 0,0337*             | 0,0000***           | 0,0000***           | 1,000               |
| Extraverzió   | 0,0000***           | 0,1512              | 0,0099**            | 0,0362*             | 0,1141              | 1,000               |
| Neuroticizmus   | 0,0000***           | 0,0004***           | 0,0000***           | 0,0000***           | 0,0000***           | 1,000               |
| Szenzoros<br>élménykeresés  | 0,0000***           | 0,5919              | 1,000               | 0,0000***           | 0,0000***           | 0,8978              |

Megjegyzés:

1. 1. minta: Online egyetemi, 2. minta: Vállalati minta, 3. minta: Papír-ceruza egyetemi minta, 4. minta: Rossier cikkben szereplő egyetemi minta
2. Az egy sorban szereplő különböző alsóindexek mindig a két érték közötti szignifikáns eltérést jelölik.
3.  $p < 0,05$  szignifikanciaszinten Bonferroni korrigálás után.
4. szt. dom: sztochasztikus dominancia
5. Cohen d-érték (Cohen, 1977):  $< 0,2$ : alatt nem értelmezhető,  $0,2-0,5$  között alacsony,  $0,5-0,8$  között közepes,  $0,8$  felett nagy.



A minták, korcsoportok és nemek közti különbségek elemzésére első körben egy ANOVA elemzést végeztünk, melynek eredményeit a 4. táblázat tartalmazza. Látható, hogy míg a főhatások tekintetében mind a minták, mind a korcsoportok, mind a nemek között vannak szignifikáns különbségek, az interakciós hatások három esetet kivéve már nem szignifikánsak. Továbbá, egyedül a minták közötti különbségek parciális eta-négyzete emelkedik 1% fölé, jóllehet ezen értékek is még alacsonyaknak tekinthetők. Az interakciós hatások eta-négyzet értékei 1% alattiak ( $\eta^2 < 0,0099$ ) minden esetben.

**4. táblázat.** ANOVA elemzés a ZKA-PQ faktorokkal, mint függő változókkal, valamint a mintavétel, korcsoport, nem csoportosítókkal, mint független változókkal.

|                                |                         | df | F      | Szig. | $\eta^2$ |
|--------------------------------|-------------------------|----|--------|-------|----------|
| <b>mintavétel</b>              | Aktivitás               | 3  | 4,981  | 0,002 | 0,004    |
|                                | Agresszió               | 3  | 14,490 | 0,000 | 0,012    |
|                                | Extraverzió             | 3  | 0,610  | 0,609 | 0,000    |
|                                | Neuroticizmus           | 3  | 14,933 | 0,000 | 0,012    |
|                                | Szenzoros élménykeresés | 3  | 5,271  | 0,001 | 0,004    |
| <b>korcsoport</b>              | Aktivitás               | 4  | 4,335  | 0,002 | 0,005    |
|                                | Agresszió               | 4  | 1,675  | 0,153 | 0,002    |
|                                | Extraverzió             | 4  | 1,093  | 0,358 | 0,001    |
|                                | Neuroticizmus           | 4  | 3,084  | 0,015 | 0,003    |
|                                | Szenzoros élménykeresés | 4  | 4,911  | 0,001 | 0,005    |
| <b>nem</b>                     | Aktivitás               | 1  | 7,579  | 0,006 | 0,002    |
|                                | Agresszió               | 1  | 0,197  | 0,657 | 0,000    |
|                                | Extraverzió             | 1  | 7,535  | 0,006 | 0,002    |
|                                | Neuroticizmus           | 1  | 0,327  | 0,567 | 0,000    |
|                                | Szenzoros élménykeresés | 1  | 9,344  | 0,002 | 0,003    |
| <b>mintavétel x korcsoport</b> | Aktivitás               | 11 | 2,648  | 0,002 | 0,008    |
|                                | Agresszió               | 11 | 1,130  | 0,333 | 0,003    |
|                                | Extraverzió             | 11 | 1,279  | 0,230 | 0,004    |
|                                | Neuroticizmus           | 11 | 2,253  | 0,010 | 0,007    |
|                                | Szenzoros élménykeresés | 11 | 0,852  | 0,588 | 0,003    |
| <b>mintavétel x nem</b>        | Aktivitás               | 3  | 1,339  | 0,260 | 0,001    |
|                                | Agresszió               | 3  | 1,333  | 0,262 | 0,001    |
|                                | Extraverzió             | 3  | 2,189  | 0,087 | 0,002    |

|                                      |                         | df | F     | Szig. | $\eta^2$ |
|--------------------------------------|-------------------------|----|-------|-------|----------|
| <b>korcsoport x nem</b>              | Neuroticizmus           | 3  | 1,020 | 0,383 | 0,001    |
|                                      | Szenzoros élménykeresés | 3  | 1,213 | 0,303 | 0,001    |
|                                      | Aktivitás               | 4  | 3,411 | 0,009 | 0,004    |
|                                      | Agresszió               | 4  | 0,490 | 0,743 | 0,001    |
|                                      | Extraverzió             | 4  | 0,380 | 0,823 | 0,000    |
|                                      | Neuroticizmus           | 4  | 1,288 | 0,272 | 0,001    |
| <b>mintavétel x nem x korcsoport</b> | Szenzoros élménykeresés | 4  | 2,228 | 0,064 | 0,002    |
|                                      | Aktivitás               | 9  | 1,184 | 0,300 | 0,003    |
|                                      | Agresszió               | 9  | 0,898 | 0,526 | 0,002    |
|                                      | Extraverzió             | 9  | 0,617 | 0,784 | 0,001    |
|                                      | Neuroticizmus           | 9  | 0,877 | 0,545 | 0,002    |
|                                      | Szenzoros élménykeresés | 9  | 1,340 | 0,211 | 0,003    |

Megjegyzés:  $\eta^2 < .0099$  = elhanyagolható;  $\eta^2 > .01$ : kicsi;  $\eta^2 \geq .0588$  közepes;  $\eta^2 \geq .1379$ : nagy hatásméret (Cohen, 1988, pp. 274–288).

Bár az interakciós hatások elhanyagolhatók, mellékeljük azt a bootstrap eljárással készített, leíró statisztikákat tartalmazó táblázatot (ld. online excel melléklet), melyben a bootstrap becslés segítségével, a különböző kombinációk (mintánként, nemenként, korcsoportonként) átlagaira vonatkozó 95%-os konfidencia-intervallumok is megtalálhatók.

A bootstrap eljárás egy már hagyományosnak tekinthető, nagyobb múltra visszatekintő eljárás. A statisztika területén a bootstrap módszer egy olyan ismételt mintavételezési eljárást jelent, melynek segítségével modellünk illeszkedését ellenőrizhetjük azáltal, hogy véletlenszerűen újra felépítjük a mintánkat (Efron & Gong, 1983). A bootstrap módszer lehetővé teszi az illeszkedési értékek (pl. variancia, konfidencia intervallumok, előrejelzési hibák vagy egyéb értékek) meghatározását (Efron és Tibshirani, 1994). A módszer emellett lehetőséget biztosít arra, hogy szinte bármely statisztikai próba esetén megbecsülhessük a minta eloszlását (Varian, 2005).

## A FELTÁRÓ FAKTORELEMZÉS EREDMÉNYEI

Az adatállományon első körben feltáró faktorelemzést (principal axis factoring) végeztünk az SPSS programcsomag segítségével. A Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) mérték 0,856, míg a Bartlett féle szfericitási teszt (SBT, vagy gömb próba) szignifikáns (Khi négyzet = 41739, df = 190, p < 0,001). A mintán Varimax rotációt végeztünk, Kaiser normalizációval. Mind a módszert (principal axis factoring) tekintve, mind a rotáció típusát illetően (Varimax) Aluja és mtsai (2010), vala-

mint Surányi és Aluja (2014) által publikált cikkekben szereplő módszertant követtük az összehasonlítás céljából.

Az egyfaktoros modell a teljes variancia csupán 17,23%-át képes magyarázni, a kétfaktoros modell már a 29,41%-át, míg a négyfaktoros modell az 52,84%-át. Az ötfaktoros modell esetében volt a legjobb a megmagyarázott variancia arány. Ez a modell a teljes variancia 61,31%-át képes magyarázni (Faktor 1: 17,23%, Faktor 2: 12,18%, Faktor 3: 11,72%, Faktor 4: 11,71%, Faktor 5: 8,47%). Az 5. táblázatban láthatóak a faktorsúlyok. Amennyiben minden alskálát ahhoz a faktorhoz rendezünk, amelyiknél legnagyobb a faktorsúlya, minden faktorhoz 4-4 alskála tartozik. Másodlagos faktorsúlyok viszont megjelennek néhány esetben: 0.3 feletti értéket tapasztalhatunk az alábbi esetekben: AG3 (Düh) – Neuroticizmus, AG4 (Ellenségesség) – Neuroticizmus, AG4 (Ellenségesség) – Extraverzió, EX1 (Pozitív érzelmek) – Neuroticizmus, EX3 (Exhibicionizmus) – Élménykeresés, AC4 (Munkaenergia) – Neuroticizmus, AC3 (Nyughatatlan-ság) – Agresszió, AC3 (Nyughatatlan-ság) – Élménykeresés.

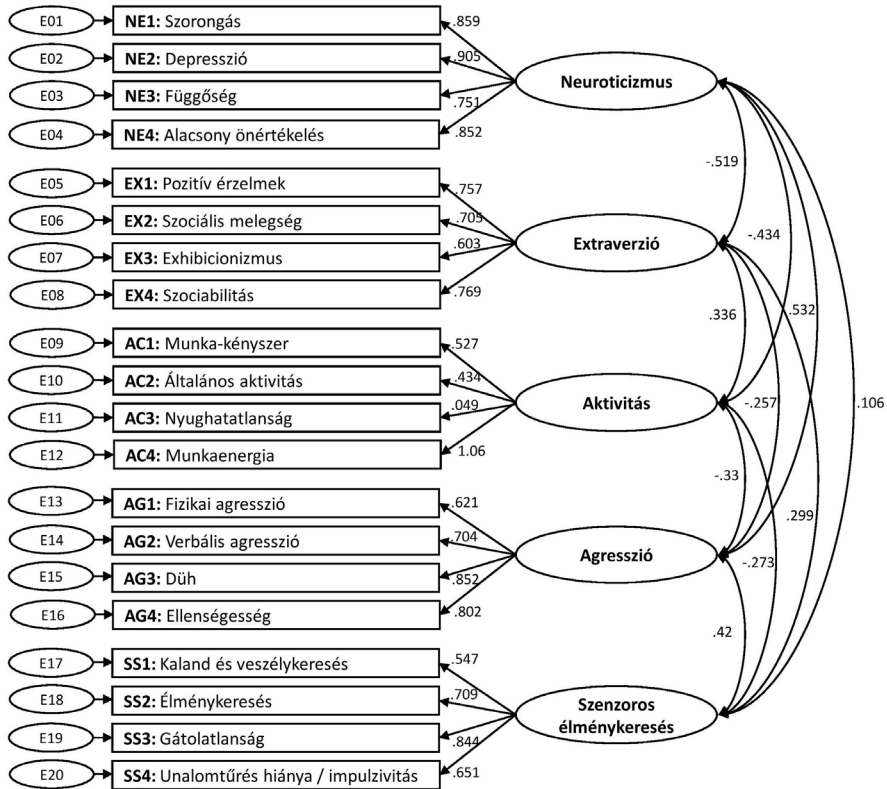
**5. táblázat.** Zuckerman ötfaktoros faktorstruktúrája a teljes adatállomány esetében

|                                      | NE     | AG     | EX     | SS     | AC     |
|--------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| NE1 Szorongás                        | 0,827  | 0,258  | -0,154 | 0,041  | -0,032 |
| NE2 Depresszió                       | 0,818  | 0,156  | -0,256 | 0,084  | -0,137 |
| NE3 Dependencia                      | 0,811  | 0,035  | 0,022  | -0,074 | -0,088 |
| NE4 Alacsony önértékelés             | 0,818  | 0,004  | -0,284 | 0,028  | -0,118 |
| AG1 Fizikai agresszió                | -0,047 | 0,643  | -0,146 | 0,271  | -0,049 |
| AG2 Verbális agresszió               | 0,041  | 0,778  | 0,111  | 0,214  | -0,071 |
| AG3 Düh                              | 0,374  | 0,768  | 0,001  | 0,125  | -0,052 |
| AG4 Ellenségesség                    | 0,463  | 0,633  | -0,328 | 0,143  | -0,102 |
| EX1 Pozitív érzelmek                 | -0,402 | -0,161 | 0,626  | 0,036  | 0,258  |
| EX2 Szociális melegség               | -0,158 | -0,130 | 0,763  | -0,040 | 0,001  |
| EX3 Exhibicionizmus                  | -0,107 | 0,216  | 0,568  | 0,305  | 0,080  |
| EX4 Szociabilitás                    | -0,126 | -0,012 | 0,743  | 0,274  | 0,081  |
| SS1 Kaland és veszélykeresés         | -0,148 | 0,118  | -0,034 | 0,619  | 0,079  |
| SS2 Élménykeresés                    | 0,097  | 0,067  | 0,162  | 0,704  | -0,017 |
| SS3 Gátolatlan-ság                   | 0,078  | 0,212  | 0,179  | 0,761  | -0,043 |
| SS4 Unalomtűrés hiánya/ impulzivitás | 0,051  | 0,225  | 0,065  | 0,596  | -0,120 |
| AC1 Munkakényszer                    | 0,003  | -0,028 | -0,081 | -0,026 | 0,714  |
| AC2 Általános aktivitás              | -0,153 | -0,074 | 0,190  | 0,092  | 0,616  |
| AC3 Nyughatatlan-ság                 | 0,176  | 0,338  | 0,202  | 0,339  | 0,333  |
| AC4 Munkaenergia                     | -0,318 | -0,102 | 0,192  | -0,251 | 0,728  |

A MEGERŐSÍTŐ FAKTORELEMZÉS EREDMÉNYEI

A mintán az AMOS 20. segítségével megerősítő faktorelemzést alkalmaztunk. A tesztelt alapmodellt az 1. sz. grafikon ábrázolja.

1. sz. ábra. Megerősítő faktorelemzés a ZKA-PQ személyiségkérdőívre



Az illeszkedési mutatók az alapmodell esetében nem érték el az optimális illeszkedés határértékeit. A javított modell esetében, amikor a faktorok alá tartozó tételek számára megengedtük azt is, hogy ne csupán egy faktorhoz tartozzanak – feltéve, hogy a kapcsolat mértéke meghaladja a 0,30-at – javultak modellünk illeszkedési mutatói, azonban még így sem érték el az optimális értéket. Ha a modelleknél azokat a kapcsolatokat engedjük meg, amikor a kapcsolat mértéke meghaladta a 0,15-öt, tovább javultak modelljeink illeszkedési mutatói. Abban az esetben, ha a két legnagyobb modifikációs index-szel rendelkező hibasúlyok közötti kapcsolatokat (ag1-ss1, ac2-ac3) is figyelembe vettük, modelljeink illesz-

kedési mutatói már elérték az optimális illeszkedés határát. A végleges modellekben a GFI, TLI és CFI illeszkedési mutatók értékei elérték az optimális 0,90-es értéket (Hu & Bentler, 1999). Az  $\chi^2/df$  hányados (CMIN-index) értéke azonban egyetlen modellben sem esik az optimális 2–5 közé (Marsh & Hocevar, 1985). Az RMSEA 0,06 alatt optimális, de a 0,08–0,10 közötti értéke még elfogadható (Hu & Bentler, 1999), ezt a kritériumot teljesítik a javított modellek.

A 6.táblázatban láthatóak az illeszkedési mutatók. A táblázat elején a magyar-katalán validálás már publikált értékeit is feltüntettük az összehasonlítás végett.

**6. táblázat.** Az alternatív ötfaktoros modell illeszkedési mutatói

|  | $\chi^2$  | df  | $\chi^2/df$ | GFI   | TLI   | CFI   | RMSEA | (90% CI)      |
|--|-----------|-----|-------------|-------|-------|-------|-------|---------------|
| <b>Katalán publikált minta (Surányi &amp; Aluja, 2014)</b> |           |     |             |       |       |       |       |               |
| Egyszerű modell  | 4533,112  | 160 | 28,33       | 0,76  | 0,67  | 0,72  | 0,132 | (0,129–0,136) |
| Nagy keresztöltésekkel (>0.30)                             | 2958,191  | 154 | 19,21       | 0,84  | 0,78  | 0,72  | 0,108 | (0,105–0,111) |
| Közepes keresztöltésekkel (>0.15)                          | 1708,87   | 137 | 12,47       | 0,9   | 0,86  | 0,9   | 0,086 | (0,082–0,089) |
| Korrelált hibatagokkal                                     | 1338,18   | 134 | 9,99        | 0,92  | 0,89  | 0,92  | 0,076 | (0,072–0,082) |
| <b>Magyar publikált minta (Surányi &amp; Aluja, 2014)</b>  |           |     |             |       |       |       |       |               |
| Egyszerű modell  | 4336,692  | 160 |             | 0,77  | 0,71  | 0,76  | 0,126 | (0,123–0,129) |
| Nagy keresztöltésekkel (>0.30)                             | 3033,128  | 150 | 27,1        | 0,77  | 0,8   | 0,83  | 0,108 | (0,105–0,111) |
| Közepes keresztöltésekkel (>0.15)                          | 1369,753  | 127 | 20,22       | 0,92  | 0,89  | 0,93  | 0,077 | (0,073–0,081) |
| Korrelált hibatagokkal                                     | 1296,283  | 124 | 10,79       | 0,92  | 0,9   | 0,93  | 0,076 | (0,072–0,080) |
| Jelen vizsgálati teljes magyar minta                       |           |     |             |       |       |       |       |               |
| Egyszerű modell  | 10761,462 | 160 | 67,26       | 0,768 | 0,698 | 0,745 | 0,133 | (0,131–0,135) |
| Nagy keresztöltésekkel (>0.30)                             | 6179,49   | 152 | 40,66       | 0,856 | 0,819 | 0,855 | 0,103 | (0,1–0,105)   |
| Közepes keresztöltésekkel (>0.15)                          | 3287,667  | 130 | 25,29       | 0,918 | 0,889 | 0,924 | 0,08  | (0,078–0,083) |
| Korrelált hibatagokkal                                     | 2664,954  | 128 | 20,82       | 0,934 | 0,91  | 0,939 | 0,073 | (0,07–0,075)  |

GFI: Goodness of Fit Index, TLI: Tucker-Lewis együttható, CFI: Comparative Fit Index, RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation  
df: szabadságfok

## DISZKUSSZIÓ

Vizsgálatunk célja a Zuckerman-Kuhlman-Aluja személyiségteszt eddigi kutatási adatainak összegzése volt abból a célból, hogy egyrészt leíró jellegű alapszisztematikákat biztosítsunk a jövőbeni felhasználók számára, másrészt a kérdőív megbízhatóságát és strukturális validitását ellenőrizzük.

A kérdőív alkalmazhatóságára vonatkozó eddigi kutatási eredmények (Aluja et al., 2010; Kövi et al., 2017; Rossier et al., 2016) azt mutatták, hogy az alternatív ötfaktoros modell ezen új alszkalás verziója megbízhatóbb, valamint jobb prediktív erővel bír a pszichiátriai betegségekre nézve (pl. depresszió), mint a korábbi verzió. A kérdőív megbízhatónak és validnak bizonyult számos kultúra személyiségének mérésében (Rossier et al., 2016), így feltételezhetően jól méri a személyiség univerzális faktorait. A kultúrközi személyiségkutatásokban ugyan jól alkalmazható a kérdőív, de fontos megemlítenünk, hogy e kérdőív a kultúrától független dimenziókra és nem a kultúra-specifikusakra fókuszál. Jóllehet ez idáig nem született még klinikai kutatás a kérdőívvel, mégis feltételezhetően klinikumban is alkalmazható a kérdőív, mivel bizonyos hangulatzavarok (pl. depresszió), személyiségzavarok előrejelezhetőek már a mért öt fő dimenzió alapján is (Aluja, Cuevas, García, & García (2007). Ugyanakkor fontos megjegyeznünk, hogy klinikai diagnosztikai értékkel nem bír a teszt.

Többszemponos varianciaanalízis (ANOVA) segítségével tártuk fel, hogy milyen számottevő csoportok közötti eltérések vannak az átlagértékekben. Mindezt annak érdekében tettük, hogy a leíró statisztikák bemutatásánál a számottevő különbségeket mutató csoportok értékei külön legyenek feltüntetve. A nemi, életkori és mintabeli különbségek alapján látható volt, hogy e három csoportosító szempont nem képezett számottevő interakciós hatásokat, a hatásmértékek ugyanis elhanyagolható interakciós erőről tettek bizonyosságot. Ez azt is jelenti, hogy a vizsgált jelenségeink nemi, életkori sajátosságai egymástól függetlenül fejtik ki hatásukat. Vizsgálataink alapján az is látható volt azonban, hogy mind nemre, mind életkorra, mind pedig mintavételre (pl. egyetemista, vállalati) vonatkozóan akár jelentősebb differenciák is kialakultak. Ezért azt a megoldást választottuk, hogy mellékletben feltüntetjük nemre, mintavételre és életkori csoportokra bontva, bootstrap becsléssel a minta átlagokat, szórásokat és standard hibákat (konfidencia-intervallum előállításához). Ily módon a felhasználó maga is összehasonlításokkal élhet a saját vizsgálataiban, hogy azok az általunk közölt és vizsgált standardoktól milyen mértékű eltéréseket mutat (Vargha, 2016 és Takács, 2012).

A teljes mintán feltáró faktorelemzést végeztünk annak érdekében, hogy megállapítsuk, jelen mintában is kimutatható-e egy ötfaktoros struktúra, amire a korábbi kutatások jutottak (Aluja, Kuhlman, & Zuckerman, 2010 és Surányi & Aluja, 2014). A feltáró faktoranalízis eredményei a korábbi kutatásokhoz hasonlóan az ötfaktoros modellt igazolják. Eredményeink az öt faktorhoz tartozó 4-4 alfaktor jelenlétét is megerősítették a rész és a teljes mintára vonatkoztatva

is. Az így azonosított modell a teljes variancia 61,31%-át képes magyarázni. A másodlagos faktorsúlyok eredményei azt mutatják, hogy bizonyos alskálák saját faktorukon kívül más dimenziókkal is kapcsolatban állnak. A neuroticizmussal például kapcsolatban áll a düh, az ellenségesség, a pozitív érzelmek hiánya, valamint a munkaenergia hiánya is. Az élménykereséssel is több további alskála (exhibicionizmus és nyughatatlanság) is kapcsolatban állt. E másodlagos töltések hasonlóak voltak azokhoz, amelyek más validálási munkákban is tapasztalni lehetett (Aluja és mtsai., 2010; Blanch, Aluja, & Gallart, 2013; francia: Rossier, Hansenne, Baudin, & Morizot, 2012; magyar: Surányi & Aluja, 2014; német: Schmid, 2013; 23 országos: Rossier és mtsai, 2016). Amik közösek voltak mindegyik tesztadaptálási kutatásban – beleértve saját összegző vizsgálatunkat is – a következők voltak: nyughatatlanság kapcsolata az agresszióval, valamint az alacsony önértékelés, pozitív érzelmek hiánya és ellenségesség kapcsolata a neuroticizmussal.

Az exploratív faktoranalízis mellett a ZKA-PQ-t kitöltők teljes mintáján megerősítő faktoranalízist is végeztünk, hogy a faktorstruktúra validitását ellenőrizzük. Az egyszerű modell esetében az illeszkedési mutatók értékei nem mutattak megfelelő illeszkedést. Mind a TLI, CFI és a GFI értékei elmaradtak az elvárt szinttől. Kezdeti egyszerű modellünket ezért módosítottuk. A kiinduló modellt tovább finomítva – megengedve az alskálák, faktorok és hibatagok közötti kapcsolatokat – modellünk illeszkedési mutatói, melyben a közepes keresztöltéseket is engedélyeztük, már megfelelőnek bizonyultak. A teljes magyar minta illeszkedési mutatóinak értékei hasonlóak a korábban publikált magyar és katalán részminták eredményeihez (Surányi & Aluja, 2014).

Vizsgálatunk során tehát feltártuk a csoportok közötti eltéréseket, feltüntetjük a csoportok nemre és mintavételre bontva a leíró statisztikáit, valamint exploratív és konfirmatív faktoranalízist végeztünk a részmintákon és a teljes mintán is, összehasonlítva a kapott eredményeket. A minták hasonló faktorstruktúrával és jó pszichometrikus értékekkel rendelkeznek. A felhasználók a részletes eredményeket a mellékletekben olvashatják.

A vizsgálat korlátait tekintve meg kell említenünk, hogy a minta nem tekinthető reprezentatívnak Magyarországra nézve. Pontos standardizálási adatokhoz olyan mintára lenne szükség, mely reprezentatív az ország egészére nézve.

## IRODALOMJEGYZÉK

- Aluja, A., Blanch, A., García, L. F., García, O., & Escorial, S. (2012). Zuckerman–Kuhlman–Aluja Personality Questionnaire as a predictor of MCMI-III personality disorder scales: The role of facets. *Personality and Mental Health, 6*(3), 217-227. 10.1002/pmh.1185
- Aluja, A., Cuevas, L., García, L. F., & García, O. (2007). Zuckerman's personality model predicts MCMI-III personality disorders. *Personality and Individual Differences, 42*(7), 1311-1321.

- Aluja, A., García, O., & García, L. F. (2002). A comparative study of Zuckerman's three structural models for personality through the NEO-PI-R, ZKPQ-III-R, EPQ-RS and Goldberg's 50-bipolar adjectives. *Personality and Individual Differences*, 33, 713-725.
- Aluja, A., García, O., & García, L. F. (2004). Replicability of the three, four and five Zuckerman's personality superfactors: exploratory and confirmatory factor analysis of the EPQ-RS, ZKPQ and NEO-PI-R. *Personality and Individual Differences*, 36, 1093-1108.
- Aluja, A., Rossier, J., García, L. F., Angleitner, A., Kuhlman, M., & Zuckerman, M. (2006). A cross-cultural shortened form of the ZKPQ (ZKPQ-50-cc) adapted to English, French, German, and Spanish languages. *Personality and Individual Differences*, 41, 619-628.
- Aluja, A., Kuhlman, M., & Zuckerman, M. (2010). Development of the Zuckerman – Kuhlman – Aluja Personality Questionnaire (ZKA – PQ): A Factor / Facet Version of the Zuckerman – Kuhlman Personality Questionnaire (ZKPQ), *Journal of personality assessment*, 92(5), 416-431.
- Angle, H. L., Perry, J. L., Quarterly, A. S., & Mar, N. (1981). An Empirical Assessment of Organizational Commitment and Organizational Effectiveness. *Administrative Science Quarterly*, 26(1), 1-14.
- Becker, H. S. (1960). Notes of the Concept of Commitment. *American Journal of Sociology*, 66(1), 32-42.
- Brief, A. P., & Weiss, H. M. (2002). Organizational behavior: Affect in the Workplace. *Annual Review of Psychology*, 53, 279-307.
- Buchanan, B. (1974). Building Organizational Commitment: The Socialization of Managers in Work Organizations. *Administrative Science Quarterly*, 19, 533-546.
- Carver C. S. & Scheier M. F. (2006). *Személyiségpszichológia*, Budapest: Osiris Kiadó.
- Cohen, J. (1977). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Routledge.
- Cohen J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- De Pascalis, V., & Russo, P. M. (2003). Zuckerman-Kuhlman Personality Questionnaire: Preliminary results of the Italian version. *Psychological Reports*, 92, 965-974.
- Efron, B. & Gong, G. (1983). A Leisurely Look at the Bootstrap, the Jackknife, and Cross-Validation, *The American Statistician*, 37(1), 36-48
- Efron, B., & Tibshirani, R. J. (1994). *An introduction to the bootstrap*. CRC press.
- Erdheim J., Wang M. & Zickar M.J. (2006). Linking the Big Five constructs to organizational commitment. *Personality and Individual Differences*, 41(5), 959-970.
- Fraley, C., & Raftery, A. E. (1998). How Many Clusters? Which Clustering Method? Answers Via Model-Based Cluster Analysis. *The Computer Journal*, 41(8), 578-588.
- Fraley, C., & Raftery, A. E. (2002). Model-Based Clustering, Discriminant Analysis, and Density Estimation. *Journal of the American Statistical Association*, 97, 611-531.
- Gomá-i-Freixanet, M., Wismeijer, A. J., & Valero, S. (2005). Consensual validity of the Zuckerman-Kuhlman personality questionnaire: evidence from self-reports and spouse reports. *Journal of Personality Assessment*, 84, 279-286.
- Gomá-i-Freixanet, M., Valero, S., Puntí, J., & Zuckerman, M. (2004). Psychometric Properties of the Zuckerman-Kuhlman Personality Questionnaire in a Spanish Sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 20, 134-146.
- Gray, J. A. (1987). *The psychology of fear and stress*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Guo, D., Peuquet, D., & Gahegan, M. (2003). ICEAGE: Interactive Clustering and Exploration of Large and High-Dimensional Geodata. *Geoinformatica*. 7(3), 2229-253.



- Herrero, M., Viña, C., González, M., Ibáñez, I., & Peñate, W. (2001). El cuestionario de Personalidad Zuckerman-Kuhlman-III (ZKPQ-III): versión española. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 33, 269-287.
- Horvath, P., és Zuckerman, M. (1993). Sensation seeking, risk appraisal, and risky behavior. *Personality and Individual Differences*, 14, 41-52.
- Hu, L. T. and Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Jaros, S. (2007). Meyer and Allen Model of Organizational Commitment : Measurement Issues. *The Icfai Journal of Organizational Behavior*, 6(4), 7–26.
- Kanter, R.M. (1968). Commitment and Social Organization: A Study of Commitment Mechanisms in Utopian Communities. *American Sociological Review*, 33, 499-517.
- Kim, H. Y. (2013). Statistical notes for clinical researchers: assessing normal distribution (2) using skewness and kurtosis. *Restor Dent Endod*. 38(1), 52-54. <https://doi.org/10.5395/rde.2013.38.1.52>
- Kiss, Cs., Csillag, S., Szilas, R. & Takács, S. (2012). A szervezeti elkötelezettség és a munka-család viszonyrendszer összefüggései. *Vezetéstudomány*, 43(9), 2–14.
- Kövi, Z., Odler, V., Gacsályi, S., Hittner, J. B., Hevesi, K., Hübner, A., & Aluja, A. (2017). Sense of coherence as a mediator between personality and depression. *Personality and Individual Differences*, 114, 119-124.
- Kumar, K., & Bakhshi, A. (2010). The Five-factor Model of Personality and Organizational Commitment. *Humanity & Social Sciences Journal*, 5(1), 25–34.
- MacKay, D. (2003). *Information Theory, Inference and Learning Algorithms*. Cambridge:Cambridge University Press.
- MacQueen, J. B. (1967). Some Methods for classification and Analysis of Multivariate Observations. Proceedings of 5th Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability. 1. *University of California Press*, 1, 281–297.
- Magidson, J., & Vermunt, J. K. (2002). Latent class models for clustering : A comparison with K-means. *Canadian Journal of Marketing Research*, 20, 37–44.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First- and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), 562-582.
- Marsh, R. M., & Mannari, H.. (1977). Organizational Commitment and Turnover: A Predictive Study. *Administrative Science Quarterly*, 22, 57-75.
- Mathieu, J. E., & Zajac, D. M. (1990). A review and meta-analysis of the antecedents, correlates, and consequences of organizational commitment. *Psychological Bulletin*, 108(2), 171-194.
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment. *Human Resource Management Review*, 1, 61-89.
- Meyer, J.P., & Herscovitsch, L. (2001): Commitment in the workplace: Toward a general model. *Human Resource Management Review*, 11, 299–326.
- Mowday, R.T., Steers, R.M. & Porter, L.W. (1979). The Measurement of Organizational Commitment. *Journal of Vocational Behavior*, 14, 224-247.

- Muthe'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
- Nagybányai Nagy, O. (2006). A pszichológiai tesztek reliabilitása. In Rózsa S., Nagybányai Nagy O., Oláh A. (Szerk.), *A pszichológiai mérés alapjai*. Szöveggyűjtemény (103-115). Budapest: Bölcsész Konzorcium.
- Nagybányai Nagy, O. (2014). Pszichometriai fejlesztési lehetőségek az online tesztelésben. *Alkalmazott Pszichológia* 14(1), 93–110.
- Ostendorf, F., & Angleitner, A. (1994). A comparison of different instruments proposed to measure the big-five. *European Review of Applied Psychology*, 44, 45–53.
- Richardson, M., Abraham, C., & Bond, R. (2012). Psychological correlates of university students' academic performance: a systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353.
- Romero, E., Luengo, M. A., Gómez-Fraguela, J. A., & Sobral, J. (2002). La estructura de los rasgos de personalidad en adolescentes: el modelo de cinco factores y los cinco alternativos [The structure of personality traits on adolescents: the big-five and the alternative five models]. *Psicothema*, 14(1), 134–143.
- Rossier, J., Aluja, A., Blanch, A., Barry, O., Hansenne, M., Carvalho, A. F., ... & Suranyi, Z. (2016). Cross-cultural Generalizability of the Alternative Five factor Model Using the Zuckerman–Kuhlman–Aluja Personality Questionnaire. *European Journal of Personality* 30(2). 139-157.
- Rossier, J., Verardi, S., Massoudi, K., & Aluja, A. (2008). Psychometric properties of the French-version of the Zuckerman-Kuhlman Personality Questionnaire. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8, 203–217.
- Schmitz, P. G. (2004). *On the alternative Five-factor model: Structure and correlates*. In R. M. Stelmack (Ed.), *On the psychobiology of personality: Essays in honor of Marvin Zuckerman* (pp. 65–87). New York, NY: Elsevier Science.
- Shiomi, K., Kuhlman, D. M., Zuckerman, M., Joreiman, J. A., Sato, M., & Yata, S. (1996). Examining the validity of a Japanese version of the Zuckerman-Kuhlman Personality Questionnaire (ZKPQ). *Hyogo University of Teacher Education Journal*, 2, 1-13.
- Sibson, R. (1973). SLINK: An optimally efficient algorithm for the single-link cluster method. *The Computer Journal*, 16(1), 30-34.
- Smits, D. J. M., & Boeck P. D. (2006). From BIS/BAS to the big five. *European Journal of Personality*, 20(4), 255–270.
- Smohai, M., Tóth, D., & Mirnics, Zs. (2013). A számítógépes játékpreferencia vizsgálata. *Magyar Pszichológiai Szemle*, 68(2), 245-258.
- Somers, M.J. (2009): The combined influence of affective, continuance and normative commitment on employee withdrawal. *Journal of Vocational Behavior*, 74, 75–81.
- Surányi, Zs., Hitchcock, D. B., Hittner, J. B., Vargha, A., & Urbán, R. (2013). Different types of sensation seeking: A new person-oriented approach in sensation seeking research. *International Journal of Behavioral Development*. 37(3) 274-285.
- Surányi, Z., & Aluja, A. (2014). Catalan and Hungarian validation of the Zuckerman-Kuhlman-Aluja personality questionnaire (ZKA-PQ). *The Spanish Journal of psychology*, 17. 10.1017/sjp.2014.25

- Takács, Sz. (2012). Érzékenységvizsgálatok a statisztikai eljárásokban, *Alkalmazott Matematikai Lapok*, 29, 69-103.
- Vargha, A. (2008). *Matematikai statisztika pszichológiai, nyelvészeti és biológiai alkalmazásokkal*, Budapest: Pólya.
- Vargha, A. (2016). Szignifikanciaszintek – negyven éve hibás elemzéseket végzek és téveszméket tanítok? *Statisztikai Szemle*, 94(4), 445-451.
- Varian, H. (2005). Bootstrap tutorial. *Mathematica Journal*, 9(4), 768-775.
- Ward J. H. Jr. (1963): Hierarchical grouping to optimize function. *Journal of the American Statistical Association*, 58, 236-244.
- Wasti, S. (2005): Commitment profiles: Combinations of organizational commitment forms and job outcomes. *Journal of Vocational Behavior*, 67, 290–308.
- Wiener, Y. & Vardi Y. 1980. Relationships Between Job, Organization, and Career Commitments and Work Outcomes: An Integrative Approach. *Organizational Behavior and Human Performance*, 26, 81-96.
- Wu, Y.-X., Wang, W., Du, W.-Y., Li, J., Jiang, X.-F., & Wang, Y.-H. (2000). Development of a Chinese version of the Zuckerman–Kuhlman personality questionnaire: reliabilities and gender/age effects. *Social Behaviour and Personality*, 28, 241–250.
- Zhao, Q. , Hautamaki, V., Fränti, P. (2008). *Knee point detection in bic for detecting the number of clusters*. In: ACIVS,08: Proceedings of the 10th International Conference on Advanced Concepts for Intelligent Vision Systems, Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag.
- Zuckerman, M. (1971). Dimensions of sensation seeking. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 36, 45-52.
- Zuckerman, M. (1992). What is a basic factor and which factors are basic? Turtles all the way down. *Personality and Individual Differences*, 13(6), 675-681.
- Zuckerman, M. (1994). *Behavior expression and biosocial bases of sensation seeking*. New York: Cambridge University Press.
- Zuckerman, M. (1995). Good and bad humors: Biochemical bases of personality and its disorders. *Psychological Science*, 6, 325-332.
- Zuckerman, M. (2002). *Zuckerman-Kuhlman personality questionnaire (ZKPQ): an alternative five-factorial model*. In Boele De Raads, & Marco Peruginis (Eds). *Big five assessment*, (pp. 377-396). Boston: Hogrefe & Huber Publishers.
- Zuckerman, M., Kuhlman, D. M., & Camac, C. (1988). What lies beyond E and N? Factor analyses of scales believed to measure basic dimensions of personality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 96–107.
- Zuckerman, M., Kuhlman, D.M., Joireman, J., Teta, P., & Kraft, M. (1993). A comparison of three structural models for personality: the big three, the big five, and the alternative five. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 757–768.