

AZ ÉSSZERŰSÉG - MEGÉRZÉS KÉRDŐÍV MAGYAR ADAPTÁCIÓJA ÉS AZ EGO-RUGALMASSÁGGAL MUTATOTT ÖSSZEFÜGGÉSEI¹

BOGNÁR JUDIT*, OROSZ GÁBOR**,***, BÜKI NOÉMI***

*SZTE, BTK, Pszichológiai Intézet

**ELTE, PPK, Pszichológiai Intézet

***MTA TTK Kognitív Idegtudományi és Pszichológiai Intézet

Kutatásunk célja, hogy a Pacini és Epstein (1999) által létrehozott Ésszerűség - Megérzés Kérdőív (Rational-Experiential Inventory; REI) magyar nyelvű, megfelelő strukturális érvényességgel rendelkező változatát hozzuk létre. A vizsgálatban 796 személy vett részt, 274 férfi és 522 nő ($M = 25,35$; $s = 9,216$). A faktorstruktúrát először *feltáró faktoranalízissel* (EFA) vizsgáltuk meg, ezt követően *konfirmatív faktoranalízist* (CFA) alkalmaztunk. Az eredeti négyfaktoros struktúrát a korábbi eredményekkel összhangban a magyar mintán sem támasztja alá az EFA. A CFA eredményei szerint azonban egy beágyazott modell a legadekvátabb, amelyben az Ésszerűség és Megérzés faktorok elkülönülnek egymástól, amellett, hogy a képesség és preferencia faktorok ugyancsak elkülönülnek. A mérőeszköz – ha nem is kifogástalan – de megfelelő strukturális érvényességgel, belső megbízhatósággal és idői stabilitással rendelkezik. Mindemellett a REI és az ego-rugalmasság összefüggései azt mutatják, hogy az ego-rugalmas emberek egyaránt magas pontszámokkal rendelkeznek az Ésszerűség és a Megérzés skálán is.

Kulcsszavak: CFA, EFA, érvényesség, ésszerűség, megérzés, megbízhatóság, REI

¹ Az első két szerző egyenlő mértékben járult hozzá a munkához. A tanulmány írása során a második szerző az OTKA PD 106027 (projektvezető: Orosz Gábor). Nagyon köszönjük a névtelen lektoroknak, hogy sok konstruktív kritikával látták el a kéziratot. Köszönjük Fábrián Elzának a fordításban nyújtott segítséget.

Az a mód, ahogy az egyének a világot észlelik, döntéseket hoznak és problémákat oldanak meg, szituációs és egyéni változók együttesének köszönhető. Az emberek különböznek abban, hogyan dolgozzák fel az információkat. A kognitív-tapasztalati self-elmélet (CEST: „*Cognitive-experiental Self Theory*”, Epstein, 1994; Epstein, Pacini és mtai., 1996) a kogníció egy kettős folyamatmodellje, melynek feltételezése szerint az emberi viselkedést két eltérő információ-feldolgozó rendszer irányítja: a racionális (analitikus) és a tapasztalati (intuitív) rendszer. A viselkedést e két automatikus kontrollált rendszer interakciójának tulajdonítják. A két rendszer mérésére alakította ki Pacini és Epstein (1999) az Ésszerűség – Megérzés Kérdőívet. A jelen vizsgálatban célunk ennek a mérőeszköznek a magyar adaptációja, faktorstruktúrájának feltárása, illetve megbízhatóságának vizsgálata. A kérdőív magyar adaptációja hasznos lehet a hazai implicit tanulási (Janacsek & Németh, 2012) vagy gazdaságpszichológiai (Faragó & Radnóti, 2010) kutatások szempontjából.

Epstein (1991) a két rendszert a következőképpen jellemezte: A *racionális rendszer* tudatos, kontrollált és analitikus válaszokat ad. Ennek a rendszernek a használata magasabb szintű kognitív forrásokat igénylő folyamat, ahol a válaszorientációra az hat, hogy az adott személy mit tart valóságosnak és racionálisnak. A feldolgozás lassabb, logikai úton történik, cél a logikai kapcsolatok megértése. A tapasztalati rendszerrel összehasonlítva jobban alkalmazható komplex, tárgyilagos elemzéseknél. Ezzel ellentétben a *tapasztalati rendszer* tudatelőttés módon működik: automatikus, intuitív, gyors, holisztikus, nem megerőltető, valamint érzelmközpontú, fő célja, hogy az örömet elérje, a fájdalmat pedig elkerülje. A feldolgozási folyamat gyors és közvetlen cselekvésre ösztönöz. A rendszer helyzetspecifikus elvek alapján működik, azonban az értelmezések legtöbbször általánosításokon és sztereotip gondolkodáson alapulnak. Az eseményeket passzívan és tudatelőttésen értelmezi, melynek során befolyást gyakorolnak az érzelmileg jelentős múltbeli események. Ez a rendszer nagyon jól alkalmazható információk gyors értékelése során.

Pacini és Epstein (1999) a CEST alapján a következőképpen írják le a két rendszer viszonyát: a két modalitás párhuzamos, interaktív és együtt, eltérő arányú hozzájárulásokkal határozzák meg a viselkedést. A legtöbb körülmény között nem egyidejűleg működnek, így az emberek csak egyetlen rendszer működésére lesznek figyelmesek. Egyes szituációkban azonban ez a két különböző minőség feltűnővé válhat. Számos tanulmány mutatta ki, hogy a két rendszer egymástól függetlenül is működhet (Denes-Raj & Epstein, 1994; Kirkpatrick & Epstein, 1992). A CEST elvét követve Epstein és munkatársai (1996) szerint a két modul független egymástól, ezáltal lehetséges, hogy valaki mind a két skálán magas vagy alacsony

pontszámot érjen el. Erre az elméletre támaszkodva Pacini és Epstein (1999) kifejlesztettek egy új tesztet, az Ésszerűség - Megérzés Kérdőívet, mely 40 tételből áll és mind a két skálához 20-20 állítás tartozik, melyek - az elmélet szerint - tovább bonthatók „képeség” és „előnyben részesítés” skálákra. A kitöltők az állításokat saját érzéseikkel, meggyőződéseikkel és viselkedésükkel kapcsolatban egy ötfokú Likert-skálán értékelik ahol a két szélső érték az (1) Egyáltalán nem igaz – és az (5) Teljes mértékben igaz. A skálákat a magyar fordítás során a következőképpen neveztük el: Racionalitási képeség, Racionális gondolkodás előnyben részesítése, Megtapasztalási képeség és Megtapasztalás előnyben részesítése.

Epstein, Pacini és Norris (1998) a következőképpen jellemezte a fenti skálákat: a *Racionalitási képeség skála* azt mutatja meg, hogy az egyén képes magas szinten logikusan és analitikusan gondolkodni (pl.: „*Nincs problémám a dolgok világos átgondolásával.*”). A *Racionális gondolkodás előnyben részesítése skála* arra helyezi a hangsúlyt, hogy az egyén mennyire bízik, valamint mennyire élvezi az analitikus, és logikai módon való gondolkodást (pl.: „*Szeretek absztrakt módon gondolkodni.*”). A *Megtapasztalási képeség skála* arra vonatkozik, hogy az egyén milyen mértékben képes tisztelni az intuitív benyomásokat és érzéseket (pl.: „*Amikor az emberek iránti bizalomról van szó, általában hagyatkozhatok az ösztönös megérzéseimre.*”). Végül a *Megtapasztalás előnyben részesítése faktor* arra vonatkozik, hogy az egyén döntéshozatal során milyen mértékben bízik az érzelmek hatásában és az intuícióban (pl.: „*Szeretek az ösztönös benyomásaimra hagyatkozni.*”). A négy skála elkülönítése azonban a feltáró faktorelemzések (Björklund & Bäckström, 2008; Epstein és mtsai, 1998) során nem járt sikerrel.

Eredetileg felnőttek mérésére tervezték a kérdőívet. A két főskála – Ésszerűség és Megérzés – jó belső konzisztenciát mutat (*Cronbach $\alpha > 0,85$*) és jó teszt-reteszt megbízhatóságot (*r > 0,76*) (Pacini & Epstein, 1999; Toyosawa & Karasawa, 2004; Handley, Newstead, & Wright, 2000; Shiloh, Salton, & Sharabi 2002). A kérdőív használata során Epstein és Pacini (1999) kimutatta, hogy a Megérzés és az Ésszerűség főskála nem áll egymással szignifikáns kapcsolatban (ahogy azt a CEST alapján feltételezték). Ugyanez a tanulmány szignifikáns nemi különbséget is kimutatott; a férfiak magasabb pontszámmal jellemezhetőek a Racionalitási képeség skálán, a nők pedig a Megtapasztalási képeség, valamint a Megtapasztalás előnyben részesítése skálán.

A KUTATÁS CÉLJA

Összefoglalva a jelen kutatás célja, hogy az Ésszerűség - Megérzés Kérdőívnek elkészítsük a magyar nyelvű, valid és megbízható adaptációját. A validitás szempontjából elsődleges célunk az volt, hogy az Epstein és Pacini (1999)–féle skálához a lehető leghasonlóbb faktorstruktúrát lehessen megállapítani. Mivel ők elsősorban feltáró faktorelemzést alkalmaztak („*Exploratory factor analysis*” – EFA), ezért a jelen elemzések során elsődlegesen ez adta a faktorstruktúra és a faktortöltések kapcsán az összehasonlítási referenciapontot. Az adaptációs folyamat során a második cél, hogy a konfirmatív faktorelemzés („*Confirmatory factor analysis*” – CFA) is igazolja a feltárt struktúrát, ehhez Björklund és Bäckström (2008) svéd adaptációját vettük alapul.

A kérdőív megbízhatósága kapcsán három mutatót vettünk figyelembe: (1) a skálák belső konzisztenciáját vizsgáló Cronbach alfa-t (skálánként), (2) egyes faktorstruktúrák esetében az Omega értéket, illetve (3) az időbeli stabilitás kapcsán a teszt-reteszt korrelációt. Emellett az előzetes eredmények és az elméleti bázis alapján feltételeztük, hogy a két faktor nem mutat összefüggést. Végül feltételeztük, hogy nemi különbségek jelennek meg az egyes faktorok esetében: (1) a nők a tapasztalati skálákon érnek el magasabb pontszámot, (2) a férfiak pedig a racionalitás skálákon.

Kutatásunkban célunk volt feltárni az ego-rugalmasság (ER) lehetséges összefüggéseit is a REI-vel. Block (2002) definíciója alapján az ego rugalmas személyek nagymértékben alkalmazkodóak a környezeti változásokhoz és képesek arra, hogy ennek függvényében szabályozzák viselkedésüket. Azok az egyének, akik kevésbé rugalmasak, nem tudnak ilyen jól adaptálódni a hirtelen változásokhoz, mivel kevésbé képesek hatékonyan változtatni a kontroll szintjét a szituáció kívánalmainak megfelelően. Mind a racionális, mind az intuitív gondolkodás adaptív lehet bizonyos helyzetekben. Az ego-rugalmasság esetében feltételezzük, hogy azok a kitöltők, akik a Megérzés és az Ésszerűség faktoron egyaránt magas értéket mutatnak, azok az Ego-Rugalmasság Kérdőíven magasabb pontszámot fognak elérni, mint azok, akik vagy az egyik, vagy a másik, vagy egyik REI faktoron sem érnek el magas pontszámot. Mindezt az alapján feltételezzük, hogy az ego-rugalmas emberek széles problémamegoldási készlettel rendelkeznek (Block, 2002), amely tartalmaz mind logikus (racionális), mind az érzelmek által vezérelt (intuitív) stratégiákat is. Hipotézisünk szerint az ego-rugalmas emberek a kontrollszint megfelelő beállításával képesek a változó környezethez

adekvát módon alkalmazkodni, és mindezt úgy teszik, hogy a szituációhoz illő módon egyaránt használják az intuitív és a racionális gondolkodási stílust.

KUTATÁSI ESZKÖZÖK ÉS MÓDSZEREK RÉSZTVEVŐK

A REI magyar változatát 796-an töltötték ki, ebből 274 férfi és 522 nő. Átlagéletkoruk $M = 25,35$ ($s = 9,22$) év, a legfiatalabb kitöltő 14, a legidősebb kitöltő 72 éves volt. A válaszadók több mint 90%-a 18 és 43 éves kor között volt. A kérdőívek felvétele mellett demográfiai kérdéseket is feltettünk. A legmagasabb végzettség szempontjából 19-en rendelkeztek alapfokú végzettséggel, 10-en szakiskolai végzettséggel, 477-en érettségivel, 56-an felsőfokú diplomával, 150-en BA/BSc diplomával, 74-en az MA/MSc képzéssel, 10-en pedig posztgraduális végzettséggel. A kérdőív kitöltése önkéntes és anonim volt, a válaszadók nem részesültek kompenzációban. A kérdőívet emailen küldtük el fiatal felnőtteknek, illetve Facebookon terjesztettük. A felmérés természetesen nem reprezentatív a magyar lakosságra nézve. Nem volt célunk a 18 éven aluliak felmérése, azonban a kérdőívet kitöltötte egy 14, két 15, öt 16 és négy 17 éves személy is.

Mindemellett felmértük a kérdőív magyar változatának időbeli stabilitását: 104 ember töltötte ki a REI-t kétszer, egy hónap eltéréssel. Összesen 82 nő és 22 férfi vett részt a teszt-reteszt vizsgálatban. Átlagéletkoruk $M = 27,61$ ($s = 10,97$) volt.

MÉRŐESZKÖZÖK

A REI 40 tételből álló kérdőív, mely teoretikusan (de nem empirikusan) négy skálát tartalmaz. Ezek mindegyike tíz-tíz állítást tartalmaz, melyeket az alanyok ötfokú Likert-skálán értékelték. (Az értékek a következő jelentéssel bírtak: 1 – *Egyáltalán nem igaz*; 2 – *Inkább nem igaz*; 3 – *Egyaránt igaz és hamis*; 4 – *Inkább igaz*; 5 – *Teljes mértékben igaz*.) Három adatfelvételi időpont volt. Az első kettő a teszt-reteszt felmérésekhez tartozott, ezt követte a megfelelő faktorstruktúra meghatározásához szükséges nagyobb minta megkérdezése. Mindhárom alkalommal felvettük az Ego-Rugalmasság Kérdőívet, mely egy

14 állításból álló kérdőív, melyet szinten egy ötfokú Likert – skálán kellett értékelni. A kitöltés az előtesztek alapján átlagosan 20 percet vett igénybe.

A STATISZTIKAI ELJÁRÁS

Az angol nyelvű Rational Experiential Inventory skálát először hat független személy magyar nyelvre fordította, majd ezeket egyeztetve Beaton, Bombardier és munkatársai (2000) módszertani feltételei alapján két emberrel visszafordítottuk angol nyelvre, s ennek alapján alakítottuk ki a végleges magyar fordítást. Az így megszületett skálának ezután megvizsgáltuk az időbeli stabilitását. A két kitöltés között egy hónap eltérés volt. A pszichometriai elemzéseket az SPSS for Windows 15.0.0 program segítségével végeztük el. Ezután a REI-t egy nagyobb mintán vettük fel és feltáró faktoranalízist végeztünk a fentebb említett program segítségével, majd konfirmatív faktoranalízist használtunk az MPlus 6.11 szoftver segítségével.

A belső konzisztencia teszteléséhez a Cronbach α mutatót használtunk, melynél a Nunnally (1978) által meghatározott 0,7-es minimum értéket vettük alapul. Azonban itt a 0,8 feletti értékek már minden kétséget kizáróan jónak minősülnek. Figyelembe vettük azonban azt a szabályt is, mely szerint, ha az egy faktorhoz tartozó tételek száma alacsony, akkor alacsonyabb lehet a belső konzisztencia és így alacsonyabb Cronbach α érték várható (Cortina, 1993). Ezenfelül a beágyazott (bifaktoros) CFA modellek esetében a Cronbach alfákon túl az Omega (ω) és Omega hierarchikus (ω_h) értékeket is figyelembe vettük, követve ezzel Brunner, Nagy és Wilhelm (2012) útmutatásait. Az ω értéke azt mutatja meg, hogy az általános és a specifikus faktorok együttesen mennyire megbízhatóan (pontosan) mérik az adott pontszámok alapján a konstruktumot. Az ω_h pedig azt mutatja meg, hogy az egyes faktorok (legyenek azok akár általánosak, akár specifikusak) mennyire megbízhatóan mérik a konstruktumot. Minél magasabb ez az érték, annál inkább kapcsolódik a tételek adott csoportja az adott látens változóhoz. Az omega és omega hierarchikus értékek 0 és 1 között vannak és tudomásunk szerint még nincs olyan letisztult határérték, mint a Cronbach alfák kapcsán.

A feltáró faktorelemzést, Principal Axis Factoring módszerrel, Varimax forgatással végeztük, mivel a faktorok között teoretikusan nem várható összefüggés. Annak érdekében, hogy a megfelelő factorszámot lehessen megállapítani, a Guttman–Kaiser kritériumot

(Guttman, 1954; Kaiser, 1960) és a scree tesztet (Cattell, 1966) is figyelembe vettük. A konfirmatív faktoranalízist maximum likelihood estimation with robust standard errors (MLR) eljárás segítségével kovariancia mátrixokon végeztük. Azért emellett döntöttünk, mert ez robosztus a normalitás sérülése esetén is (Brown, 2006; Kline, 2011). Brown (2006) irányelvei szerint a modellilleszkedési mutatók a következők voltak: χ^2/df , RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), CFI (Comparative Fit Index) és a TLI (Tucker-Lewis Index), a mutatókhoz kapcsolódó kritériumok megállapítása során pedig Hu és Bentler (1999) irányelveit vettük alapul: $\text{RMSEA} \leq 0,06$; $0,05 \leq 90\% \text{ CI} \leq 0,08$, $\text{CFI} \geq 0,95$ és $\text{TLI} \geq 0,95$, az AIC és BIC mutatók esetében pedig minél alacsonyabb értékre törekedtünk. Az ego-rugalmassággal kapcsolatos hipotéziseinket szintén az SPSS 15.0 programmal ellenőriztük, ahol egyszempontos varianciaanalízist alkalmaztunk.

EREDMÉNYEK

FELTÁRÓ FAKTORANALÍZIS

A feltáró faktoranalízis során mind a 40 állítás felhasználásával az eredeti struktúrához hasonlóan a scree teszt alapján két különálló faktort kaptunk, ahol a *KMO* értéke 0,92 volt. Az első faktor a variancia 19,7 százalékát magyarázta, a második faktor pedig a 16,3 százalékát². A két faktor összesen a teljes variancia 36%-át magyarázta. A *Cronbach α* az Ésszerűség faktor esetében 0,88, a Megérzés faktor esetében pedig 0,91 volt. A faktorstruktúrában nem minden tétel rendelkezett erős faktortöltéssel, a legalacsonyabb töltés -0,19 volt, míg a legmagasabb töltés 0,76, továbbá egy tételnél (21.) jelentkezett 0,31 erősségű keresztöltés (lásd 1. táblázat). Összehasonlítva Pacini és Epstein (1999) eredményeit a 40 ítemes magyar verzióval, a Megérzés faktorban 20 tételből 14-nél magasabb faktortöltést kaptunk, mint az eredeti elemzések során. Az Ésszerűség faktor esetében ez az arány azonban 20:7. A keresztöltéseket illetően, míg az eredeti struktúránál két 0,3 feletti keresztöltés látható, nálunk csak egy keresztöltés jelentkezett. Habár elemzéseink segítségével – Pacini és Epstein (1999) eredményéhez hasonlóan – nem sikerült alátámasztani, hogy a kérdőív négy külön faktorra bontható, a *Cronbach α* eredmények jók: Racionalitási képesség 0,83; Racionális gondolkodás előnyben részesítése faktor 0,81; Megtapasztalási képesség faktor: 0,84; Megtapasztalás előnyben részesítése faktor 0,87.

² Ez az eredeti validálás során (Epstein & Pacini, 1999) 19,4%, illetve 14,6% volt.

1. táblázat A REI feltáró faktorelemzése (Principal axis factoring módszer, Varimax rotáció).

Megjegyzés: Mindkét faktornál a sorokban szereplő első a Pacini és Epstein (1999) által közölt eredményeket, a második Björklund és Bäckström eredményeit, a harmadik pedig saját eredményeinket mutatja.

Tételek	Faktorok	
	Megérzés	Ésszerűség
33. Az életemben felmerülő problémák megoldása során az ösztönös megérzéseim általában jól működnek.	0,65//0,75//0,731	
23. Nem szeretem az olyan helyzeteket, amelyekben a megérzéseimre kell hagyatkoynom.	- 0,54 //-0,62//-0,705	
8. Szeretek az ösztönös benyomásaimra hagyatkozni.	0,66 //0,76//0,703	
39. A megérzések nagyon hasznosak lehetnek a problémák megoldásában.	0,59//0,73//0,696	
7. Nem hiszem, hogy jó ötlet fontos döntésekben a megérzéseinkre hagyatkozni.	-0,51 //-0,64//-0,678	
29. Nincs olyan jó megérzési képességem.	-0,65//-0,73//-0,677	
10. Hiszek abban, hogy előérzeteim megbízhatóak.	0,64//0,70//0,675	
20. Amikor egy teendőmről döntök, gyakran az ösztöneim vezérelnek.	0,56 //0,64//0,644	
31. Úgy gondolom, hogy vannak helyzetek, amikor a megérzéseinkre kell támaszkodnunk.	0,53 //0,54//0,641	
37. Szinte soha nem tévedek, amikor legbensőbb ösztönös megérzéseimre hallgatva keresem a választ.	0,50 //0,47//0,638	
12. Úgy gondolom, ostobaság érzések alapján fontos döntéseket hozni.	-0,53 //-0,53//-0,591	
2. Ha az ösztönös megérzéseimre hagyatkoznék, gyakran követnék el hibákat.	-0,54//-0,51//-0,531	
35. Hajlamos vagyok a szívem szerint cselekedni.	0,43//0,58//0,515	(- 0,39)// -
13. Úgy gondolom, hogy megérzéseim legalább olyan gyakran helytelenek, ahányszor helyesek.	-0,35 //0,37//-0,506	
4. Döntéseimet általában nem az érzéseimre támaszkodva hozom meg.	-0,51 //-0,51//-0,486	
25. Az embereket illetően bízom az első megérzéseimben.	0,55 //0,56//0,457	
6. Amikor az emberek iránti bizalomról van szó, általában hagyatkozhatok az ösztönös megérzéseimre.	0,55 /0,54//0,444	

21. Az én hirtelen meghozott ítéleteim valószínűleg nem olyan jók, mint másokéi.	-0,46 // -0,28 // -0,430	(0,37) // (0,34) // (0,313)
19. Általában megérezem, hogy valakinek igaza van-e vagy sem, még akkor is, ha nem tudom megmagyarázni, ezt honnan tudom.	0,40 // 0,30 // 0,410	
16. Nem szeretnék senki olyantól függeni, aki önmagát intuitívnak jellemzi.	-0,47 // -0,41 // -0,308	
30. Nem vagyok túl jó az olyan problémák megoldásában, amelyek körültekintő logikai elemzést igényelnek.		-0,71 // -0,74 // -0,756
36. A kemény és hosszantartó gondolkodás számomra kevés örömmel jár.		-0,58 // -0,46 // -0,732
28. Nem szeretem, ha sokat kell gondolkodnom.		-0,70 // -0,70 // -0,718
24. Megpróbálom elkerülni az olyan szituációkat, amelyek mélyebb átgondolást igényelnek.		- 0,75 // -0,65 // 0,687
18. Élvezem a szellemi kihívásokat.		0,72 // 0,58 // 0,681
11. Élvezem megoldani azokat a problémákat, amelyek kemény fejtörést igényelnek.		0,68 // 0,66 // 0,66
22. A dolgok körültekintő kikövetkeztetése nem tartozik az erősségeim közé.		-0,61 // -0,58 // -0,650
1. Nem vagyok annyira jó bonyolult problémák megoldásában.		- 0,74 // -0,63 // -0,622
26. Logikus gondolkodású vagyok.		0,56 // 0,64 // 0,578
38. Sokkal jobb vagyok a dolgok logikai úton történő megoldásában, mint a legtöbb ember.		0,56 // 0,61 // 0,577
5. Nincs problémám a dolgok világos átgondolásával.		0,47 // 0,42 // 0,537
9. Nem vagyok nagyon elemző gondolkodású.		- 0,64 // -0,56 // -0,521
3. Jobban szeretem az összetett problémákat, mint az egyszerűeket.		0,61 // 0,54 // 0,494
7. A gondolkodás számomra nem egy élvezetes tevékenység.		-0,65 // -0,37 // -0,460
17. Az életben felmerülő problémák megoldásánál általában hasznosnak bizonyul a logika.		0,46 // 0,32 // 0,436
34. Nyomás alatt nem érvelek jól.		- 0,57 // -0,46 // 0,411
14. Általában egyértelmű és megmagyarázható okai vannak a döntéseimnek.		0,40 // 0,35 // 0,310
15. Számomra elég, ha tudom a választ a mögöttem rejlő magyarázat megértése nélkül.		-0,44 // -0,37 // -0,303
40. Nagyon vonzó lenne számomra új gondolkodásmódok megtanulása.		0,30 // 0,11 // 0,204

KONFIRMATÍV FAKTORANALÍZIS

Pacini és Epstein (1999) nem végeztek konfirmatív faktoranalízist, míg Björklund és Bäckström (2008) svéd adaptációjánál már megjelenik ez a statisztikai eljárás. Az összehasonlíthatóság érdekében, valamint a kérdőív faktorainak alaposabb feltárása érdekében követtük az ő modelljüket, melyet egy lépéssel kiegészítettünk. Legelőször Björklund és Bäckströmhöz (2008) hasonlóan a tételekből parceleket hoztunk létre oly módon, hogy az EFA eredményeképpen kapott faktorsúly sorrend alapján a leggyengébb és legerősebb tételeket kettesével összeadtuk. Ez lehetővé tette, hogy ne éljünk az itemszelekció módszerével.

Eredményeink összefoglalása a 2. táblázatban látható. Az első CFA modell volt a legközelebb Pacini és Epstein (1999) elméletéhez. Ez egy olyan négy faktort tartalmazó modell volt, amelyben a két meg tapasztalási és a két intuitív faktor korrelált egymással, viszont a többi látens változó közötti kapcsolatot nullára csökkentettük: $\chi^2(168) = 813.157$, $p < 0,001$; $RMSEA = 0,069 [0,065-0,074]$; $CFI = 0,898$; $TLI = 0,884$; $AIC = 55645.06$; $BIC = 56586.45$. A két meg tapasztalási skála közötti kovariancia $r = 0,766$; $p < 0,001$ volt, a két megérzési skála közötti korreláció pedig $r = 0,711$; $p < 0,001$. Ez a modellilleszkedés közel sem tekinthető makulátlannak, sem Hu és Bentler (1999) kritériumai, sem Björklund és Bäckström (2008) svéd eredményeihez képest.

A második modellben azt vizsgáltuk, hogy ha két faktort feltételezünk (Racionalitás és Megérzés) és az elméletet követve ortogonális kapcsolatot rögzítünk közöttük, akkor jobb modell-illeszkedést tapasztalunk-e, mint az első modellnél. Az eredmények szerint nem: $\chi^2(170) = 1397.148$, $p < 0,001$; $RMSEA = 0.095$; $0,091 \leq 90\% CI \leq 0,10$; $CFI = 0,805$; $TLI = 0,782$; $AIC = 56305.67$; $BIC = 55935.196$.

A harmadik modellben nem fixáltuk a két látens változó közötti kapcsolatot, ennek köszönhetően a második modellhez nagyon hasonló, gyenge modell-illeszkedést tapasztaltunk: $\chi^2(169) = 1397.108$, $p < 0,001$; $RMSEA = 0.095$; $0,091 \leq 90\% CI \leq 0,10$; $CFI = 0,806$; $TLI = 0,782$; $AIC = 56302.98$; $BIC = 56588.43$. A két látens változó közötti kapcsolat $r = -0,087$; $p = 0,056$ volt. Ez a svéd eredményektől ($r = 0,05$) tendenciaszerűen eltérő (negatív) kapcsolat a két látens változó között ($z = 0,71$, $p = 0,087$).

A negyedik modellben az első négyfaktoros modellből indultunk ki, amelyben nem fixáltuk a látens változók közötti kapcsolatot. Ebben a modellben a látens változók közötti kapcsolat szabaddá vált. Az eredmények szerint az első három modellhez képest ez a megoldás mutatja a legjobb modellilleszkedést: $\chi^2(164) = 704.250$, $p < 0,001$; $RMSEA = 0,064$; $0,059 \leq 90\% CI \leq 0,069$; $CFI = 0,914$; $TLI = 0,901$; $AIC = 55530.05$; $BIC = 55838.91$.³

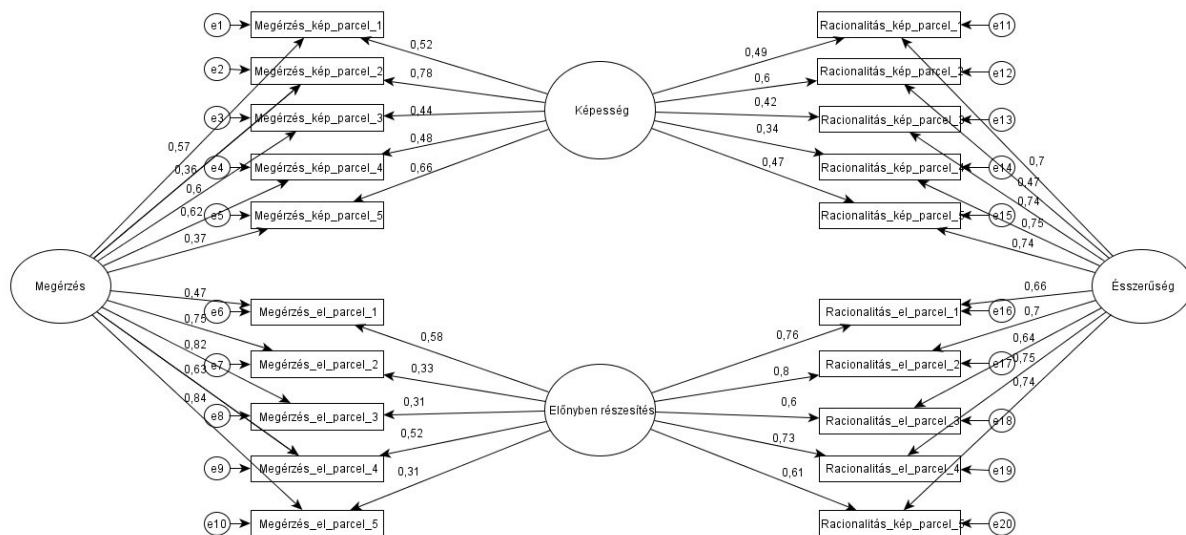
Ezt követően Björklund és Bäckström (2008) azt az utat választotta, hogy a modifikációs indexek alapján négy látens változót (parcelt) egynél több látens változóval is kovariáltak. Ehelyett a jelen esetben azt választottuk, hogy Brunner és mtsai. (2012) alapján egy beágyazott, azaz bifaktoros struktúrát (6. modell) hozunk létre. Ezt az újabb, alternatív modellt azért tartottuk indokoltnak, mert annak ellenére, hogy az EFA két faktort mutat, a negyedik modellben szereplő CFA, Björklund és Bäckström (2008) eredményeihez hasonlóan négy faktort mutatnak indokoltnak. A beágyazott modellben az általános faktorok (Megézés és Ésszerűség) mellérendelt vagy egyenrangú szerepet tölthetnek be a specifikus preferencia és képesség aldimenziók mellett, amely képes feloldani a korábbi EFA (2 faktor) és CFA (4 faktor) eredmények közötti ellentéteket.

Ezt követően Brunner és mtsai. (2012) alapján egy beágyazott, azaz bifaktoros struktúrát hozunk létre. Ezek a beágyazott struktúrák olyan esetekben lehetnek hasznosak, amikor egy általánosabb struktúra (pl. a Racionalitás faktor) mellett specifikus struktúrák is megjelenhetnek olyan módon, hogy a hierarchikusság kevésbé elvárható. Tehát ez a modell egy olyan faktorstruktúrát implikál, amelyben van két általános konstrukció (a Megézés és az Ésszerűség) és van két specifikus egység is (Előnyben részesítés és Képesség). A REI beágyazott modelljében a parcelek egyszerre két látens változón is töltenek. Így az Ésszerűség faktorhoz tartozó parcelek töltenek egyrészt az Ésszerűség általános faktoron másrészt a két specifikus faktor egyikén: Képességen vagy Előnyben részesítésen. Ehhez hasonlóan a Megézés faktorhoz tartozó parcelek egyrészt a Megtapasztalás általános faktoron, másrészt a már említett két alskála egyikén. Az eredmények szerint a korábbi modellek mindegyikéhez képest jobb modellt ad a beágyazott elrendezés: $\chi^2(144) = 457.118$, $p < 0,001$; $RMSEA = 0,052$; $0,047 \leq 90\% CI \leq 0,058$; $CFI = 0,950$; $TLI = 0,934$; $AIC = 55270.400$; $BIC = 55672.846$.⁴ (lásd 1. ábra) Annak ellenére, hogy ebben az esetben sem tökéletesek a modell-

³ A nem azonos főstruktúrához (Megézés vagy Ésszerűség) tartozó faktorok között a korrelációk mértéke gyenge volt ($r = -0,251$ és $r = 0,106$ között, $p < 0,05$), míg a két főstruktúrán belüli alfaktorok közötti preferencia és képesség faktorok között erős kapcsolatot mértünk ($r = 0,711$, ill. $r = 0,764$, $p < 0,001$).

illeszkedési mutatók, ez a struktúra mutatkozik a legadekvátabbnak az előző négy modellhez képest.

1. ábra Az Ésszerűség – Megérzés Kérdőív beágyazott faktorstruktúrája



Megjegyzés: A nyilakon sztenderdizált faktortöltések láthatóak, a mért változók (parcelek) felett a magyarázott variancia látható. A látens változók varianciáját 1-re rögzítettük, ezen kívül semmilyen más paramétert nem rögzítettünk. Nem volt szükséges faktortöltéseket egyenlővé tenni annak érdekében, hogy az alulazonosítottságot elkerüljük.

2. táblázat Az Ésszerűség – Megérzés Kérdőív konfirmatív faktorelemzésének modelljei.

	χ^2	RMSEA	CI _{low}	CI _{high}	CFI	TLI	AIC	BIC
1. modell	813,157	0,069	0,065	0,074	0,898	0,884	55645,06	56586,45
2. modell	1397,148	0,095	0,091	0,100	0,805	0,782	56305,67	55935,20
3. modell	1394,108	0,095	0,091	0,100	0,806	0,782	56302,98	56588,43
4. modell	704,252	0,064	0,059	0,069	0,914	0,901	55530,05	55838,91
5. modell	457,118	0,052	0,047	0,058	0,950	0,934	55270,40	55672,85

Összességében Björklund és Bäckström (2008) eljárását kibővítve a fenti adatok alapján elmondható, hogy a magyar Ésszerűség- Megérzés Kérdőívhez leginkább egy beágyazott struktúra illik, amelyben a két általános faktor az Ésszerűség és a Megérzés mellett megtalálhatóak a képesség és preferencia alfaktorok is (a tételket lásd az 1. függelékben). A

4 Annak érdekében, hogy a modell azonosított legyen, nem kellett fixálni faktortöltéseket. A sztenderd hibák és varianciák nem voltak nagyon közel a nullához. Az általános és specifikus faktorok között nem volt kapcsolat. A specifikus faktorok között viszont nem voltak fixálva a kapcsolatok.

modell illeszkedése nem tökéletes $\chi^2(144) = 457.118$, $p < 0,001$; $RMSEA = 0,052$; $0,047 \leq 90\% CI \leq 0,058$; $CFI = 0,950$; $TLI = 0,934$; $AIC = 55270.400$; $BIC = 55672.846$ /, mégis a korábbi alternatív modellekhez képest ez rendelkezik a legjobb modellilleszkedési mutatókkal. A kérdőív leíró statisztikája a 3. táblázatban látható.

Az omega értéke 0 és 1 között mozog, ahol a 0 jelenti a megbízhatóság teljes hiányát, az 1 pedig a teljes megbízhatóságot. Mind az általános mind a specifikus faktorok magas omega értékekkel rendelkeznek, amelyek összhangban a klasszikus Cronbach alfa értékekkel magas megbízhatóságot mutatnak. Mindez azt mutatja, hogy az általános és a specifikus faktorok *együttesen* megfelelő módon (pontosan) magyarázzák a specifikus gondolkodási stílusokat. Az omega hierarchikus értékek az omega értékekkel szemben viszont az egyes faktorok *külön-külön* megjelenő mérési megbízhatóságát (pontosságát). A faktorok között így elkülöníthető a két általános és a két specifikus faktor önmagában mutatott megbízhatósága. Az omega hierarchikus értékek mind a négy esetben alacsonyabb értéket mutatnak az omegánál. Egyedül a képesség specifikus faktor esetében haladják meg a 0,4-es értéket. Az eredmények alapján az a mintázat bontakozik ki, hogy a megbízhatóság szempontjából érdemes számításba venni mind a négy faktort ahelyett, hogy kizárólag az ésszerűség és megérzés faktorokat feltételezzük.

3. táblázat Az Ésszerűség – Megérzés Kérdőív leíró statisztikája.

	Ésszerűség	Megérzés	Képesség	Preferencia
Tételek száma	20	20	20	20
Skálaösszeg	77,23	68,97	73,42	72,78
Skálaszórás	11,58	12,58	9,73	9,50
Válaszátlag	3,86	3,45	3,67	3,64
Válaszszórás	0,58	0,63	0,49	0,48
Ferdeség	-0,68	-0,37	-0,34	-0,17
Csúcsosság	0,38	-0,18	0,04	-0,14
Cronbach α	0,88	0,91	0,78	0,73
ω	0,94	0,93	0,93	0,95
ω hierarchikus	0,39	0,37	0,67	0,36

A REI IDŐBELI MEGBÍZHATÓSÁGA

A REI időbeli megbízhatóságának vizsgálatához elvégeztük a teszt-reteszt felmérést, melynek során 104 személy töltötte ki a kérdőívet egy hónap elteltével. Az eredeti faktorstruktúrát követve a skálák a következő eredményeket mutatták: racionalitási képesség skála: $r = 0,75$; racionális gondolkodás előnyben részesítése skála: $r = 0,86$; megtapasztalási képesség skála: $r = 0,82$; megtapasztalás előnyben részesítése skála: $r = 0,84$. Két fő skála esetében is jó időbeli stabilitás tapasztalható: a Megérzés skálánál $r = 0,85$, az Ésszerűség skálánál pedig $r = 0,82$. Viszonylag kevés férfi kitöltő ($n = 22$) vett részt a teszt-reteszt vizsgálatban, azonban náluk is $r = 0,76$ és $r = 0,93$ között volt az egy hónapos teszt-reteszt korreláció értéke.

NEMI KÜLÖNBSÉGEK A REI KÉRDŐÍVEN

Pacini és Epstein (1999) beszámolnak nemi különbségről a REI-vel kapcsolatban. Eszerint a nők inkább a Megérzés, míg a férfiak az Ésszerűség dimenzióval jellemezhetőek. A nők átlagpontszáma a Megérzés skálán $M = 3,57$ ($s = 0,46$), míg a férfiaké $M = 3,33$ ($s = 0,44$). A férfiak ezzel szemben az Ésszerűség skálán magasabb pontszámot értek el: $M = 3,54$ ($s = 0,54$), míg a nők átlagpontszáma: $M = 3,36$ ($s = 0,63$) volt. A magyar minta eredményei is ugyanezt mutatják. A nők $M = 3,53$ ($s = 0,62$), míg a férfiak $M = 3,29$ ($s = 0,61$) átlagpontot értek el a Megérzés skálán, a különbség szignifikáns ($t(794) = 5,33$; $p < 0,001$). Az Ésszerűség skála esetében a férfiak érnek el szignifikánsan ($t(539,9) = -5,22$; $p < 0,001$) magasabb átlagot ($M = 4$, $s = 0,54$) a nőkhöz képest ($M = 3,79$, $s = 0,59$). Összegezve tehát elmondható, hogy a szakirodalommal egyezően a nők magasabb átlagpontszámot érnek el a tapasztalati skálán, míg a férfiak az ésszerűség dimenzión. Az életkor és a végzettség kapcsán szignifikánsan nem különböztek egymástól a részminták átlagai az egyes dimenziókban.

EGO-RUGALMASSÁG ÉS A REI KAPCSOLATA

Az ego-rugalmas emberek a kontroll szintjének szisztematikus változtatásával könnyen adaptálódnak a környezeti kihívásokhoz, ezért feltételeztük, hogy ez arra is befolyással van, hogy egy adott szituációban hogyan döntenek. Mindemellett az ego-rugalmas emberekre jellemző, hogy a felmerülő problémákra számos stratégia közül tudnak választani (Block, 2002). Feltételeztük, hogy mivel számos helyzetben a megtapasztalással kapcsolatos

stratégiák, más helyzetekben pedig az ésszerűséggel összefüggő stratégiák lehetnek adaptívak, így az ego-rugalmas emberek mindkettőben magas pontszámot érnek el.

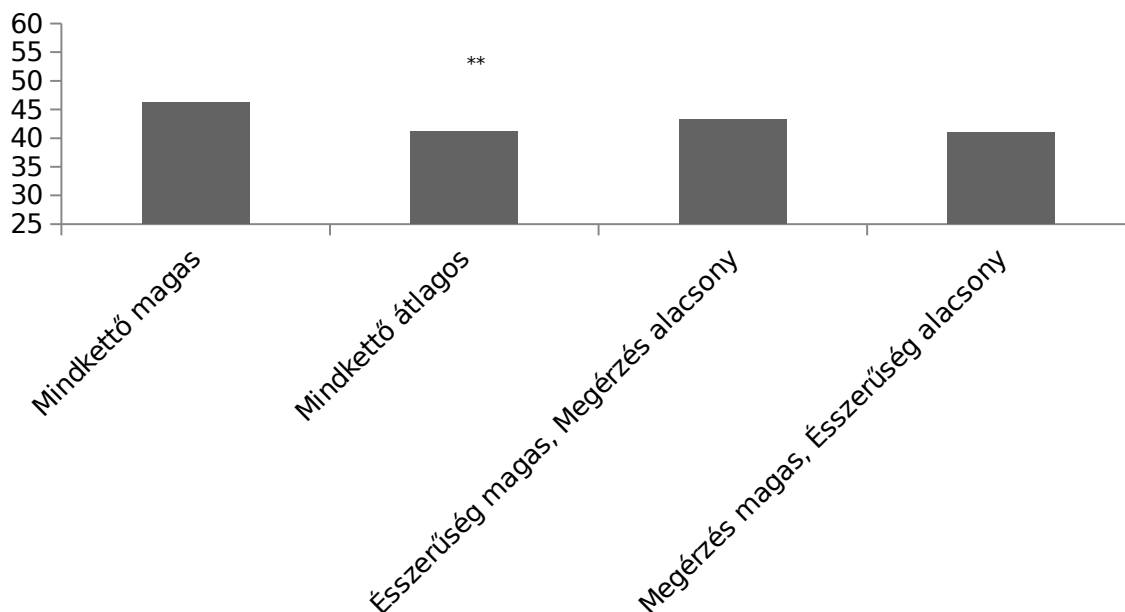
Hipotézisünk teszteléséhez a változóközpontú elemzés helyett a személyközpontú elemzést választottuk Hawley és Little (2011) alapján. Ennek köszönhetően öt csoportba osztottuk a válaszadókat a következők szerint: 1) mindkét faktoron magas pontszámot értek el (66-os centilis feletti); 2) mindkét faktoron alacsony pontszámot értek el (33-as centilis alatti), 3) mind a kettőn közepes értéket értek el (33-as centilis és 66-os centilis közöttiek), 4) a megérzés skálán magas, az ésszerűség skálán alacsony pontszámot értek el (megérzés: 66-os felett; ésszerűség: 33-as centilis alatt), 5) megérzés skálán alacsony, ésszerűség skálán magas (megérzés: 33-as centilis alatt; ésszerűség: 66-os centilis felett). Elemzéseinkhez egyszempontos varianciaanalízist és Tukey-féle HSD tesztet használtunk ($p = 0,05$).

Az 2. ábrán láthatóak az eredmények. Nem volt olyan kitöltő, aki mind a két faktoron alacsony pontszámot ért volna el. A varianciaanalízis eredménye $F(3, 792) = 24,48$; $p < 0,001$ alapján elmondható, hogy hipotézisünk beigazolódott: akik mind a két skálán magas pontszámot értek el ($M = 46,26$; $s = 5,19$), azok szignifikánsan magasabb pontszámot értek el az ego-rugalmasság kérdőíven mindhárom csoportnál ($p \leq 0,002$). Akik alacsony pontot értek el a Megérzés faktoron, viszont az Ésszerűség faktoron átlagpontszámuk 66% felett volt ($M = 43,28$; $s = 5,54$), magasabb ER pontszámot értek el ($p \leq 0,029$), mind az átlagosaknál ($M = 41,16$ ($s = 5,79$), mind azoknál, akiknek a Megérzés skálán volt magas pontszámuk, és a racionalitáson alacsony $M = 40,93$ ($s = 5,8$). E két utóbbi csoport között nem volt szignifikáns különbség.

Mindez igazolja azt a feltételezésünket, hogy az ego-rugalmas emberek nemcsak a kontrollszint szisztematikus változtatására képesek, hanem ahogy Block (2002) korábban bemutatta, a megoldási stratégiák nagy választékával rendelkeznek. A másik oldalról pedig - tekintetbe véve az ego-rugalmasság számos pozitív hatását -, adaptívnak tűnik az is, ha egy személy mind az intuitív, mind a racionális gondolkodási stílust egyaránt preferálja, illetve úgy érzi, hogy tud mindkét módon gondolkodni. Ez annak köszönhető, hogy a magas ego-rugalmasságú személyek a „dupla” gondolkodási stratégia által jobban tudnak alkalmazkodni a környezeti kívánalmakhoz a mindennapi problémák megoldása során.

2. ábra Ego-rugalmasság és az Ésszerűség – Megérzés Kérdőíven elért pontszámok személyközpontú eredményei.

Megjegyzés: Azok, akik mind az Ésszerűség, mind a Megérzés skálákon magas pontszámokat értek el, magasabb pontszámaik vannak az Ego-rugalmasság skálán is, mint azoknak, akik vagy átlagos pontszámokkal bírnak mindkét skálán, vagy az egyiken magas, a másikon pedig alacsony pontszámuk van.



MEGVITATÁS

Kutatásunk célja az volt, hogy a Pacini és Epstein (1999) által kifejlesztett „Rational-Experiential Inventory” Kérdőívnek egy megfelelő konstruktumvaliditással és megbízhatósággal rendelkező magyar változatát alakítsuk ki. Az eredeti kérdőív kialakítása során nem született részletes feltáró faktoranalízis, valamint az alfaktorok létezését nem támasztották alá empirikus adatok, így céljaink között szerepelt, hogy olyan magyar adaptációt hozzunk létre, mely megbízható, és amelynek a struktúrája minden szükséges követelménynek megfelel, illetve nem feltételez olyan dimenziókat, amelyek empirikusan nem igazolhatók. Az összehasonlíthatóság érdekében a faktorstruktúrát először klasszikus EFA módszerrel tártuk fel, majd CFA módszerrel ellenőriztük azokat.

Az eredetileg 40 tételes REI a feltáró faktoranalízis alapján két faktorra bomlott, Megérzésre és Ésszerűségre. Az alaposabb feltárás érdekében azonban konfirmatív faktoranalízist alkalmaztunk, melynek alapjául Björklund és Bäckström (2008) svéd adaptációja szolgált. Itt a fő cél az volt, hogy a 40 tételt meg lehessen őrizni és ne kelljen belőle kisselektálni, így mi is ezt tartottuk szem előtt. A különböző modellek feltárása során a svéd cikk elemzési módszere alapján nem kaptunk a kritériumnak megfelelő értékeket, így Brunner és munkatársai (2012) leírása alapján egy beágyazott eljárást alkalmaztunk,

amelyben feltételeztük, hogy az egyes parcelek két látens változón is töltenek: ahol az egyik egy általános faktor, a másik egy specifikus faktor. A beágyazott struktúra eredményezte a legjobb modell-illeszkedést. A struktúra azt mutatja, hogy adekvát feltételezni a racionalitással és megérzéssel kapcsolatos két átfogó struktúra feltételezése, amellettt hogy a képesség és az előnyben részesítés faktorok is relevánsak. A megbízhatóság kapcsán egyértelműen az látható, hogy az általános és specifikus faktorok együttes tekintetbe vételével lehet a legpontosabban mérni. Az eredmények azt mutatják, hogy a beágyazott, bifaktoros (és nem a hierarchikus vagy elsőrendű) struktúra képes feloldani a kettő vs. négy faktor dilemmáját, mely megjelenik az elmélet (Epstein & Pacini, 1999), a feltáró faktorelemzés (Epstein & Pacini, 1999) és az ellenőrző faktorelemzés (Björklund & Bäckström, 2008) kapcsán is.

Azon feltételezésünk, miszerint az ego-rugalmasság kapcsolatban áll az Ésszerűség – Megérzés Kérdőív faktoraival, szintén beigazolódott: azok az egyének, akik mind a két skálán (Ésszerűség és Megérzés) magas pontszámot értek el, azok az Ego-Rugalmasság Kérdőíven is hasonló eredményt értek el. Ez az eredmény alátámasztja Block (2002) elméletét és rámutat arra is, hogy a Megérzés és Ésszerűség Skálákon elért magas pontszám egy általános rugalmasságra utal, amely elősegíti a különféle helyzetekben történő adaptív viselkedést.

Érdemes szót ejteni az adaptáció korlátairól is. Habár a beágyazott CFA modell közelít Hu és Bentler (1999) kritériumaihoz, nem felel meg maradéktalanul azoknak. Az EFA-t és a CFA-t ugyanazon a mintán végeztük el, azonban mentségünkre itt az EFA is elsősorban összehasonlításként jelent meg. Ezen kívül megemlítenéd, hogy a minta nem volt reprezentatív, a kitöltők között leginkább fiatal felnőttek szerepeltek. A kérdőívet fontos lenne más korosztályok esetében is megvizsgálni. Érdekes lehet pl. a serdülők korosztálya, hiszen az eredeti REI-vel kapcsolatosan több olyan kritika is érkezett, mely szerint nem alkalmazható serdülők körében (Davies, 2006; Marks, Hine, et al., 2008). Végül fontos megemlíteni, hogy nincsenek viselkedéses korrelátumok a skálák kapcsán. Célunk a jövőben, hogy megvizsgáljuk azt, hogy az implicit tanulási folyamatok köthetőek a Megérzés faktorokhoz, mindemellettt azt várjuk, hogy az Ésszerűség faktorok kapcsolatot mutatnak az explicit tanulási folyamatokhoz. Korábbi eredmények szerint (Kaufman et al., 2010) az ésszerűség preferenciája kapcsolatot mutat a munkamemóriával.

Összességében a magyar Ésszerűség – Megérzés Leltár strukturális érvényessége nem makulátlan, de megfelelőnek tűnik, és jó megbízhatósággal rendelkezik mind a belső konzisztencia, mind az idői stabilitás kapcsán. Az ego-rugalmassággal kapcsolatos

eredmények pedig azt mutatják, hogy adaptív lehet, ha valaki mindkét gondolkodási stílust birtokolja, ill. preferálja. Bízunk benne, hogy az új magyar változat jól használható más tesztekkel kiegészítve, valamint hiánypótló jellegű lehet számos olyan területen, melyben a döntéshozatal, valamint az intuíció fontos szerepet tölt be, ilyen például a már említett gazdaságpszichológia vagy az implicit tanulási folyamatokkal foglalkozó kutatások.

IRODALOM

- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000): Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(31), 86–91.
- Björklund, F., & Bäckström, M. (2008): Individual differences in processing styles: validity of the Rational-Experiential Inventory. *Scandinavian Journal of Psychology*, 49(5), 439-446.
- Block, J. (2002): *Personality as an affect-processing system*. Mahwah, Erlbaum.
- Brown, T. A. (2006): *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, Guilford.
- Brunner, M., Nagy, G., & Wilhelm, O. (2012). *A tutorial on hierarchially structured constructs*. *Journal of Psychology*, 80(4), 796-846.
- Cattell, R. B. (1966): The Scree Test for the Number of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245 -276.
- Cortina, J. M. (1993): What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104.
- Davies, R. (2006): *Decision making and alcohol use in adolescents: A dual process approach*. Unpublished Masters thesis, University of New England, Armidale, New South Wales.
- Denes-Raj, V., & Epstein, S. (1994): Conflict between intuitive and rational processing: when people behave against their better judgment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66(5), 819-829.
- Epstein, S. (1991): Cognitive- experiential self-theory: An integrative theory of personality. In R. Curtis (ed.), *The self with other: Convergences in psychoanalytic, social, and personality psychology*, New York, Guilford Press, 111-137.
- Epstein, S. (1994): Integration of the Cognitive and the Psychodynamic Unconscious. *American Psychologist*, 49(8), 709–724.
- Epstein, S., Pacini, R., Denes-Raj, V., & Heier, H. (1996): Individual differences in intuitive-experiential and analytical-rational thinking styles. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(2), 390–405.
- Epstein, S., Pacini, R., & Norris, P. (1998): *The Rational-Experiential Inventory, long form*. Unpublished inventory, University of Massachusetts at Amherst.

- Faragó, Klára, & Radnóti, István (2010) Személyiségvonások befolyása a vállalkozói kockázatvállalásra. *Pszichológia*, 30(2), 111-141.
- Guttman, L. (1954): Some necessary conditions for common-factor analysis, *Psychometrika*, 19(2), 149-161.
- Hawley, P. H., & Little, T. D. (1999): Winning some and losing some: A social relations approach to social dominance in toddlers. *Merill-Palmer Quarterly*, 45, 185-214.
- Handley, S. J., Newstead, S. E., & Wright, H. (2000): Rational and experiential thinking: A study of the REI. In: R. J. Riding & S. G. Rayner (eds.). *International perspectives on individual differences*. Stamford, Ablex, 97–113.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999): Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Janacsek, Karolina, & Németh, Dezső. (2012): Predicting the future: from implicit learning to consolidation. *International Journal of Psychophysiology*, 83(2), 213-221.
- Kaiser, H. F. (1960): The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141-151.
- Kline, R.B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*, 3rd ed. New York: The Guilford Press.
- Kirkpatrick, L. A., & Epstein, S. (1992): Cognitive-experiential self-theory and subjective probability: further evidence for two conceptual systems. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(4), 534–544.
- Kaufman, S.B., DeYoung, C.G., Gray, J.R., & Jiménez, L., Brown, J.B., & Mackintosh, N. (2010). Implicit learning as an ability. *Cognition*, 116, 321-340.
- Marks, A. D. G., Hine, W. D., Blore, L. R., & Phillips, J. W. (2008): Assessing individual differences in adolescents' preference for rational and experiential cognition. *Personality and Individual Differences*, 44(1), 42-52.
- Nunnally, J. C. (1978): *Psychometric theory*. 1-2. New York, McGraw-Hill.
- Pacini, R., & Epstein, S. (1999): The relation of rational and experiential information processing styles to personality, basic beliefs, and the ratio-bias phenomenon. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(6), 972-987.
- Shiloh, S., Salton, E., & Sharabi, D. (2002): Individual differences in rational and intuitive thinking styles as predictors of heuristic responses and framing effects. *Personality and Individual Differences*, 32(3), 415–429.

Toyosawa, J., & Karasawa, K. (2004): Individual differences on judgment using the ratio-bias and the Linda problem: Adopting CEST and Japanese version of REI. *Japanese Journal of Social Psychology*, 20(2), 85–92.

JUDIT BOGNÁR*, GÁBOR OROSZ*, **

HUNGARIAN VALIDATION OF THE RATIONAL-EXPERIMENTAL INVENTORY AND
ITS RELATIONSHIP WITH EGO-RESILIENCY

*University of Szeged, Faculty of Arts, Institute of Psychology

**MTA Research Centre for Natural Sciences

Institute of Cognitive Neuroscience and Psychology

The goal of the present research was the examination of the structural validity and reliability of the Hungarian version of Rational – Experiential Inventory (REI, Pacini & Epstein, 1999), in a sample of 796 participants (274 men and 522 women, $M = 25.35$; $SD = 9.216$), using firstly exploratory (EFA) then confirmatory factor analyses (CFA). Similarly to previous validations, the original four-distinct-factor solution was not supported by the EFA on the Hungarian data. According to the CFA results, a bifactor model appears to be the most adequate. In this model the Rational and Experiential main factors are distinguished and both include Ability and a Favorability nested factor. The Hungarian REI has an appropriate – but not perfect – factor structure, internal reliability and temporal stability. Finally, according to a person-centered analysis, Ego-resilient individuals have high scores on both Rationality and Intuition scales.

Keywords: CFA, EFA, REI, validation