

## ÉNKÉP EGYÉRTELMŰSÉG MÉRÉSE ÉS KORRELÁTUMAI

HARGITAI RITA<sup>1</sup> – RÓZSA SÁNDOR<sup>2,3</sup> – HUPUCZI ERNŐ<sup>4</sup> –  
BIRKÁS BÉLA<sup>4</sup> – HARTUNG ISTVÁN<sup>4</sup> – HARTUNGNÉ SOMLAI ESZTER<sup>5</sup> –  
TIRINGER ISTVÁN<sup>4</sup> – MARTIN LÁSZLÓ<sup>6</sup> – KÁLLAI JÁNOS<sup>4</sup>

<sup>1</sup>Pázmány Péter Katolikus Egyetem, Pszichológiai Intézet,  
Személyiség- és Klinikai Pszichológia Tanszék

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

<sup>3</sup>Károli Gáspár Református Egyetem, Bölcsész- és Társadalomtudományi Kar,  
Pszichológiai Intézet

<sup>4</sup>Pécsi Tudományegyetem, Magatartástudományi Intézet

<sup>5</sup>Pécsi Tudományegyetem, Egészségtudományi Kar, Ápolástudományi, Alapozó  
Egészségtudomány és Védőnői Intézet

<sup>6</sup>Kaposvári Egyetem, Pedagógiai és Pszichológiai Tanszék

E-mail: hargitai.rita@btk.ppke.hu

Benyújtva: 2020. január 24. – Elfogadva: 2020. október 15.

Elméleti háttér: A Campbell és munkacsoportja (1996) által kidolgozott Énkép Egyértelműség Skála (Self-Concept Clarity Scale; SCCS) az énkép egyik strukturális jellemzőjének, önfogalmunk világosan és határozottan definiált jellegének mérésére alkalmas eszköz.

Cél: A tanulmányban bemutatjuk a kérdőív magyar változatát, és értékeljük annak pszichometriai jellemzőit. Módszer: Önbeszámolón alapuló, kérdőíves, keresztmetszeti vizsgálatban 1205 fő (245 férfi, 960 nő; átlagéletkor 27,05 év, SD = 9,8 év) vett részt. Az SCCS mellett a Rosenberg Önbecsülés Skálát (RSES-H), a Szorongásérzékenység Indexet (ASI), a Bizonytalansággal Szembeni Intolerancia (IUS) és a Szkitizotípiá Sze-mélyiség Kérdőívet (SPQ-BH) vettük fel.

Eredmények: A feltáró faktoranalízis egy faktort jelez, amely a variancia 50,8%-át magyarázza. Ezen egydimenziós modell illeszkedése elfogadhatónak bizonyult (CFI = 0,939; TLI = 0,925; RMSEA = 0,079; CI<sub>90</sub> = 0,072–0,085). A skála belső konzisztenciája jó (Cronbach-alfa: 0,88). A validításra vonatkozó eredmények igazolták a nemzetközi adatokat: az önértékelés és az énkép egyértelműség egymással közepesen erősen, pozitívan kapcsolódó, ugyanakkor egymást nem helyettesíthető konstruktumok. Az énkép egyértelműsége közepesen erős mértékben, negatív módon asszociálódik a szorongáshoz kötődő szomatikus és kognitív tünetekkel (ASI), valamint a bizonytalan, kétértelmű helyzetekre/eseményekre vonatkozó negatív reakció típusú (IUS). A szorongáson alapuló személyiségvonások mellett igazoltuk az SCCS szkitizotípiás érin-tettség mértékével (SPQ) való negatív kapcsolatát is. Következtetések: Az SCCS magyar verziója az énkép egyértelműségének, világosan artikulált jellegének megbízható és érvényes mérőmódszere, amely általános, pszichés sebezhetőséget, sérülékenységet jelző mérőeszközként támpontul szolgálhat pszichopatológiai tárgyú kutatások mellett a terápiás hatékonyság megítélésében.

Kulcsszavak: énkép egyértelműség, Énkép Egyértelműség Skála, megerősítő és feltáró faktorelemzés, megbízhatóság, érvényesség

## BEVEZETÉS

Az énnel foglalkozó kognitív kutatások az 1990-es évektől különbséget tesznek az énnre vonatkozó vélekedések tartalmi és strukturális jellemzői között. Az énkép *tartalmi* elemei az elköteleződés, a célok és az értékek mentén szerveződnek, prototípusukat a rosenbergi globális önbecsülés fogalma – az „önelfogadás, önmagunk tisztelete, az én értékességének érzése” (Rosenberg, 1979, 31) – alkotja. Az énkép *strukturális* jellemzői az énnre vonatkozó hiedelmek, vélekedések szerveződésére, azok hierarchikus elrendeződésére utalnak. A strukturális jellemzőkön belül alapvető az ént felépítő alkotóelemek differenciáltsága (többfélesége) vagy azok integráltsága (egységessége).

Ezen strukturális aspektushoz sorolhatjuk Linville (1985, 1987) *énkomplexitás*-fogalmát, amely azon énaspektusok számát és diverzitását határozza meg, amelyek életünk jelentéssel teli szerepaspektusai. Magas énkomplicitás esetén az életünket átható szerepkategóriák száma magas, ugyanakkor a kategóriák közötti redundáns tulajdonságok száma alacsony. Voltaképpen az énkomplicitás olyan kétdimenziós rendszer (SC-D), amely az integritást és a differenciáltságot egyaránt magában foglalja.

A strukturális jellemzők közé sorolható a Showers (1992) által bevezetett *kompartmentalizáció* fogalma is. A kompartmentalizáció arra utal, hogy a különböző énaspektusokhoz kapcsolódó pozitív és negatív információk egymástól elkülönülnek-e, vagy integrálódnak a különböző énaspektusokban. Kompartmentalizált szerveződés esetén a különböző énaspektusokhoz kapcsolódó személyiségvonások alapvetően pozitívak vagy negatívak, míg integrált szerveződés esetén az énaspektusok pozitív és negatív jellemzőket egyaránt tartalmazhatnak.

Donahue és munkatársai (1993) az *éndifferenciáltság* fogalmát (self-concept differentiation, SCD) javasolják strukturális jellemzőként. Az SCD fogalma arra a tendenciára utal, amikor különböző társadalmi szerepekben vagy szituációkban eltérő személyiségvonásokkal jellemezzük önmagunkat. Más szavakkal, személyiségünket a stabil vonásokkal szemben a szituatív tényezők determinálják. Mivel az SCD az én integráltságának és koherenciájának hiányát jelzi, ezért Campbell és munkatársai (2003) szerint az énnfragmentáció adekvátabb megnevezés a differenciáltság helyett.

A strukturális nézőpontot gazdagítja a kanadai Campbell és munkatársai (1990) által kidolgozott *self-concept clarity* fogalma, amelyet a magyar nyelvű szakirodalomban az énkép egyértelműségként, annak letisztultságaként, világosan megfogalmazott jellegként fordítottunk. Az énkép egyértelműség önfogalmunk tartalmának „világosan és határozottan definiált jellege” (Campbell, 1990), amelyet később kiegészítenek annak „következetes és időben stabil” voltaival (Campbell, Trapnell, Heine, Katz, Lavallee és Lehman, 1996, 141). A magas énkép egyértelműség tehát az énkép belső ellentmondásoktól mentes, konzisztens voltát jelenti, továbbá a szelfreleváns információ feldolgozásának előrejelezhető és kiszámítható módjára utal. Kutatók hozzáteszik még a tartalom magabiztosan megtartott jellegét és a tartalmi elemekhez való könnyű kognitív hozzáférést (Stinson, Wood és Doxey, 2008).

## Az énkép strukturális jellemzőinek mérése

Az 1. táblázat részletes áttekintést ad azokról a mérőmódszerekről, amelyeket az énkép strukturális jellemzőinek azonosítására dolgoztak ki az elmúlt 35 év folyamán.

1. táblázat. Az én strukturális jellemzőinek azonosítására kidolgozott mérőmódszerek áttekintése

| Strukturális jellemző | Szerzők                               | Megnevezés                      | Leírás   |
|-----------------------|---------------------------------------|---------------------------------|--|
| Énkomplexitás         | Linville (1985)                       | SC-D                            | Pozitív és negatív tulajdonságokat leíró melléknevek (N = 33) tetszőleges számú csoportba sorolása a feladat, ahol a csoportokat életünk fontosabb szerepkörei/aspektusai alkotják. A H-statisztika alapján kalkulálható egyetlen mérőszám a csoportok számából és a csoportokba sorolt melléknevek redundanciájából származtatható.   |
|                       | Rafaeli-Mor, Gotlib és Revelle (1999) | NASPECT és OL                   | A Big Five alapú tulajdonságlisták a valencia szempontjából kiegyensúlyozottak (N = 44). Két mutató kalkulálható: a szelf aspektusainak száma (NASPECT) és azok átfedése (OL). Az utóbbi az énaspektus párok közötti átlagos komunalitás.  |
|                       | Evans (1994)                          | Self-Complexity Inventory (SCI) | Az önbeszámolón alapuló mérőeszköz a szelf különböző aspektusai közötti kognitív kapcsolatot tárja fel közvetlenül: különböző, előre meghatározott szelfaspektusok mentén (pl. közeli barátságok, romantikus kapcsolatok, kortársak általi elfogadás, fizikai megjelenés) értékeli a vizsgálati személyek, hogy milyen mértékben érzékelik magukat rosszul az adott aspektus vonatkozásában, ha nyolc stresszel teli esemény forgatókönyvét elképzelnék (pl. sikertelen vizsga, amelyre keményen készültek). Az átfedéssel szemben (OL) a hatás tovagyrűzése (spillover) által operacionálizálható a szelfkomplexitás. |

## 1. táblázat folyt.

| Strukturális jellemző   | Szerzők                    | Megnevezés  | Leírás   |
|-------------------------|----------------------------|---|--|
|                         | Luo, Watkins és Lam (2009) | Self-Complexity Task – számítógépes program NASPECT és DIST | Linville (1985) tulajdonság-szortírozó feladatát (N = 44) ötvözték Evans (1994) önbeszámolón alapuló kérdőíves módszerével, azzal a különbséggel, hogy pozitív és negatív eseményeket egyaránt elképzelhettek a vizsgálati személyek. Másrészt, az SCI-vel szemben a referencia aspektusban bekövetkező változást nem értékelik, csak a negatív életesemény által aktivált szelf-aspektusok tovaggyűrűző aktivációját mérik. Így két mutatót kalkulálnak: a szelf aspektusainak számát (NASPECT) és az aspektusok közötti átlagos megkülönböztethetőség mértékét (DIST). |
|                         | Sakaki (2006)              | SC-formula  | 40 tulajdonságot tartalmazó listával dolgoztak, amelyet a Big Five modell mentén alakítottak ki (az 5 dimenzióknak megfelelően 8-8 kép). A létrehozott csoportok száma tetszőleges, egy-egy tulajdonságot többször besorolhatnak a vizsgálati személyek. Összetett mérőszámmal kalkulálnak, amely a NASPECT és az OL hányadosa ( $SC = \text{NASPECT}/OL$ ).   |
| Én-kompartimentalizáció | Showers (1992)             | Evaluative organization                                     | A kártyaszortírozási feladat 40 (20 pozitív és 20 negatív) tulajdonságból álló listán alapul. A kártyaszortírozási feladat befejezését követően a vizsgálati személyek 7-fokú Likert-skálán értékélik az életük különböző aspektusait leíró csoportok pozitivitását, negativitását, illetve fontosságát. Mutatóként a pozitív és a negatív tulajdonságok eloszlását vizsgálják a várt eloszláshoz képest ( $\phi$ , Cramer-V).   |

## 1. táblázat folyt.

| Strukturális jellemző | Szerzők  | Megnevezés             | Leírás  |
|-----------------------|--|------------------------|---|
| Éndifferenciáció      | Donahue, Robins, Roberts és John (1993)                  | SCD-index              | A résztvevőknek 60 tulajdonságból álló listát kell értékelniük öt előre megadott szerepaspektus (pl. valakinek a fia/lánya, barát, romantikus partner, munkavállaló) mentén: az adott szereprelációban mennyire jellemzi a vizsgálati személyt az adott tulajdonság. A tulajdonságlistán végzett korrelációs mátrix alapján faktoranalízist végeznek, és az első főkomponens által magyarázott közös variancia értékét kivonják a 100%-ból, így kapják meg az SCD-indexet. A nagyobb érték a különböző szerepek közötti nagyobb nem közös varianciát jelzi, ezáltal magasabb SCD-re utal. |
|                       | Styla és mtsai (2010, idézi Pilarska és Suchańska, 2015) | Self-Incoherence Scale | A résztvevőknek 7 személyiségvonást (pl. aktív, nyitott, hűséges, magabiztos) 5 szerepaspektus mentén (pl. romantikus partnerként, barátként, munkavállalóként) kell értékelni 7 pontos Likert-skálán. Három mutatót generálnak: 1. szerepaspektusok közötti abszolút különbség ( $SCD_{SD}$ ); 2. szerepaspektusok közötti átlagos korreláció ( $SCD_R$ ); 3. szerepek közötti nem közös variancia ( $SCD_{VAR}$ ).  |

Ezek az eljárások alapvetően tulajdonságokat megnevező kártyaszortírozáson alapulnak, idiografikus megközelítéshez közel álló jellegük miatt nagy elemszámú, vagy akár specifikus mintán való alkalmazásuk idő- és energiaigényes folyamat. Bizonyára ezen ismervek vezettek ahhoz, hogy tudományos kutatási célokra leggyakrabban a Campbell (1990) nevéhez köthető, önbeszámolón alapuló *Self-Concept Clarity Scale-t* (SCCS) alkalmazzák.

*Az énkép egyértelműségének mérése*

Campbell (1990) először ellentétes melléknévpárok listájával kívánta mérni énképünk egyértelműségét, következetességét. Ezt követően (Campbell és mtsai, 1996) kidolgoztak egy 40 tételes, önjellemzésen alapuló kérdőívet, amelyből csupán 20 állítást tartottak meg. Az így megmaradó tételek három – egymással erősen korreláló faktorba – rendeződtek: 1. általánosított egyértelműség, 2. célirányítottság, 3. döntésképeség. Második lépésben 12 tételesre redukálták a kérdőívet, s csupán az első faktoron töltődő tételeket hagyták meg. A létrejövő Self-Concept Clarity Scale (SCCS) egydimenziós konstruktumként azonosítja az énkép egyértelműségét, ezáltal hangsúlyozza annak világosan megfogalmazott, határozottan definiált jellegét.

A kérdőív megbízhatóságát több mint 1500 fős egyetemista mintán vizsgálták a szerzők. A feltáró faktorelemzések eredményei alapján az item-total korreláció minden esetben meghaladta a 0,35-ös értéket, az átlagos item-total korreláció 0,54 volt. A sajátérték- és a könyökteszt az egydimenziós megoldást kínálja, a tételek faktorsúlya minden esetben meghaladta a 0,43-at. Az első faktor által magyarázott variancia 41%. A végleges, 12 tételes kérdőív tételhomogenitása magas, Chronbach-alfa értéke 0,86. A kérdőív három, négy, illetve öt hónapos időintervallumban mért ismételt mérések megbízhatósága meghaladja a 0,7-es értéket, tehát a kérdőív belső megbízhatósága és időbeli stabilitása egyaránt megfelelő.

A szerzők az SCCS kérdőív validitásvizsgálata során megállapították, hogy a konstruktum – az alkalmazott mérőeszköz típusától függetlenül – leghoroszabban az önértékeléssel jár együtt (Campbell és mtsai, 1996). Azóta számos további empirikus kutatás is igazolta, hogy a magas önértékeléssel jellemezhető személyek egyértelműbb, letisztultabb, határozottabban artikulált énképpel rendelkeznek (Campbell és mtsai, 2003; Matto és Realo, 2001; Stucke, 2002; Vartanian, 2009; Wu és Watkins, 2009; Bechtoldt, De Dreu, Nijstad és Zapf, 2010). Az alacsony énkép egyértelműség magas neuroticizmussal és magas krónikus önanalízissel jár együtt, amit a ruminációval való gyenge negatív korreláció kísér (Campbell és mtsai, 1996, Campbell és mtsai, 2003; Matto és Realo, 2001). A Big Five faktorok közül a Lelkiismeretesség és az Együttműködés faktorával mutat gyenge pozitív korrelációt az énkép egyértelműsége (Campbell és mtsai, 1996).

Az SCCS kérdőívet számos nyelvre lefordították, például észtre (Matto és Realo, 2001), németre (Stucke, 2002), lengyelre (Suszek, Fronczyk, Kopera, Maliszewski és Łyś, 2018), szlovákra (Fickova, 1999), kínaira (Wu és Watkins, 2009), japánra (Tokunaga és Horiuchi, 2012). A feltáró faktoranalízissel végzett nemzetközi kutatások alapján a kérdőív unidimenzióális struktúrája a fordítás ellenére változatlanul megmaradt. A belső konzisztenciára vonatkozó eredmények az eredetihez hasonlóan kiválóak. A konfirmatív faktoranalízist alkalmazó vizsgálatok eredményei megerősítik a fentieket: az egyfaktoros modell jó illeszkedést mutat (pl. Suszek és mtsai, 2018a). Egyetlen kivétel ez alól Steffgen, Da Silva és Recchia (2007) vizsgálata, akik 15–20 éves kor közötti luxembourgi serdülők 247 fős mintáján végzett főkomponens-elemzésük során két főkomponenst azonosítottak: a *belső konzisztenciát* (pl. „A magamról alkotott hiedelmek / gondolatok gyakran ellentétbe kerülnek egymással.”) és az *időbeli stabilitást* (pl. „Egyik nap ezt gondolom magamról, másik nap teljesen mást.”).

*Milyen mértékben stabil az énkép egyértelműsége?*

Campbell definíciójában az énkép egyértelműségét időben stabil jellemzőnek, voltaképpen személyiségvonásnak tekinti. Az időbeli stabilitást vizsgáló empirikus kutatások szerint az énkép egyértelműsége változik az életkorral: serdülőkorban – 12 és 16 éves kor között – némileg emelkedik az értéke (Schwartz, Klimstra, Luyckx, Hale és Meeus, 2012; Crocetti, Rubini, Branje, Koot és Meeus, 2016; Lodi-Smith és Roberts, 2010), és tetőfokát fiatal felnőttkorban éri el (Wu és mtsai, 2010). Keresztmetszeti kutatásában Lodi-Smith és Roberts (2010) azt találta, hogy önfogalmunk letisztultsága nem csupán fiatal felnőttkorig, hanem egészen 60 éves korunkig növekszik, majd ezt követően – idősebb felnőttkorban – csökken, ezáltal fordított U alakú pályát jár be. Annak ellenére, hogy szélesebb életkori spektrumot felölelő longitudinális kutatások szükségesek még a pontos fejlődési pálya azonosítása érdekében, kizárható az *abszolút stabilitás* ténye, vagyis az énkép egyértelműségének mennyiségi állandósága. Ugyanakkor annak *relatív stabilitását* egyértelműen igazolták a kutatók (Wu és mtsai, 2010; Schwartz és mtsai, 2012; Crocetti és mtsai, 2016), mind serdülők, mind azok szülői mintájában megmaradt az individuuumok közötti különbség, vagyis a személyek megtartották relatív helyzetüket az adott csoportban. A relatív stabilitás mértékét tekintve az énkép tisztasága összemérhető a legfontosabb személyiségjellemzőkkel, például a Big Five modell Együttműködés, Extraverzió, Érzelmi stabilitás vagy Lelkiismeretesség faktorával (Klimstra, Hale, Raaijmakers, Branje és Meeus, 2009). Következésképpen az énkép egyértelműsége viszonylag stabil személyiségvonás, amely azonban az éréssel és jelentős életesemények hatására (pl. munkahelyváltás, párkapcsolati szakítás, külföldre költözés) változhat (lásd pl. Light és Visser, 2013; Slotter, Gardner és Finkel, 2010; Hajo, Obodaru, Lu, Maddux és Galinsky, 2018).

*Az énkép egyértelműségének pszichológiai jelentősége*

Az elmúlt húsz év során számos empirikus kutatást végeztek az énkép letisztultságának más pszichológiai konstrukciókkal való együtt járását vizsgálva. Az énkép egyértelműsége és világosan megfogalmazott jellege szorosan kapcsolódik az önértékeléshez (Belon és mtsai, 2011, Wu, Watkins és Hattie, 2010; Brandt és Vonk, 2006), összefügg a jólléttel (Bleidorn és Koedding, 2013; Campbell és mtsai, 2003; Church és mtsai, 2014; Mittal, 2015, Parise, Canzi, Olivari és Ferrari, 2019), pozitívan korrelál a párkapcsolati elégedettséggel (Parise, Pagani, Donato és Sedikides, 2019). Továbbá pozitívan kapcsolódik az élet értelmességének észleléséhez (Blažek és Besta, 2012), az érzelmi egyensúlyhoz (Bigler, Neimeyer és Brown, 2001), a stresszorokkal való jobb megküzdéshez (Ritchie, Sedikides, Wildschut, Arndt és Gidron, 2011). Mindemellett a magasabb énképstabilitással rendelkezők optimistábbak, és távolabbi jövőképpel jellemezhetők (Morawiak, Mrozinski, Gutral, Cypryańska és Nezlek, 2018).

Ezzel ellentétben, az alacsony SCC számos internalizáción alapuló pszichés problémát jelez előre: a szorongást (Kusec, Tallon és Koerner, 2016; Posavac és Posavac, 2019), a depressziót (Schwartz és mtsai, 2012; Van Dijk, Branje, Keijsers, Hawk, Hale és Meeus, 2014), a magányosságot (Frijns és Finkenauer, 2009), a szociális fóbiát

(Wilson és Rapee, 2006; Stopa, Brown, Luke és Hirsch, 2010), a nem öngyilkosság célú önsértéseket (Lear és Pepper, 2016). Továbbá testi elégedetlenséggel (Vartanian és Dey, 2013) és evészavarral is együtt jár (Perry, Silvera, Neilands, Rosenvinge és Hanssen, 2008). Személyiségzavarok tekintetében a borderline tünetek súlyosságával mutat együtt járást (Roepke és mtsai, 2011), míg narcisztikus személyeknél az agresszív viselkedés mértékével korrelál (Edwards és Bond, 2012). Szkizotípiás személyiségzavarban a mágiikus gondolkodást (Cicero, Docherty, Becker, Martin és Kerns, 2015) előre jelzi az alacsony SCC, a legerősebb kapcsolatot ( $r = 0,66$ ) pedig a perszeveratív gondolkodással mutatja (DeMarree és Bobrowski, 2018). Az énkép egyértelműség fogalmának jelentőségét bizonyította Styla (2015), amikor neurotikus és személyiségzavarban szenvedő páciensekkel végzett empirikus kutatásában igazolta, hogy az énkép egyértelműségének változása szignifikáns magyarázó változója a tünetek mérséklődésének és ezáltal a pszichoterápia hatékonyságának.

### *A jelen tanulmány célkitűzése*

Az SCCS kérdőív magyar nyelven nem érhető el, ezért a jelen tanulmány elsődleges célja e hiány pótlása, a kérdőív nagy elemszámú egészséges mintán történő hazai adaptációja során szerzett tapasztalatok közreadása. A kérdőív hazai bevezetése fontos gyakorlati és elméleti értékkel bírhat, hiszen ez idáig nem rendelkezünk olyan relatíve rövid mérőeszközzel, amely megbízható és érvényes módon tenné lehetővé az énkép strukturális jellemzőjének empirikus vizsgálatát. Az énkép egyértelműségének azonosítása támpontul szolgálhat pszichopatológiai tárgyú alap kutatások mellett a mentális betegek szűrésére, továbbá a terápiás hatékonyság megítélésére. Jelen tanulmány a kérdőív normatív mintán történő alkalmazhatóságára fókuszál.

## MÓDSZER

### *Vizsgálati minta és az eljárás menete*

Keresztmetszeti kutatásunkat összesen 1205 főből álló nem valószínűségi, kényelmi hozzáféréseken alapuló mintán végeztük, amelyben a Pécsi Tudományegyetem, a Kaposvári Egyetem és a Pázmány Péter Katolikus Egyetem nappali és levelező képzéseiben, illetve továbbképzéseiben tanulók és azok családtagjai, ismerősei vettek részt. Kizáró kritériumot csupán a 18. évnél fiatalabb életkor jelentett. A vizsgálatban részt vevők önkéntes jelentkezés alapján, ellenszolgáltatás nélkül vállalták a tesztcsomag kitöltését, amely egyénileg zajlott, papíralapú felvétel formájában. A vizsgálat a Helsinki deklaráció szellemében a Pécsi Tudományegyetem Orvostudományi Kar kutatásetikai bizottságának engedélye alapján történt (az etikai engedély száma: 6732 PTE/2017).



### Mérőeszközök

**Demográfiai adatok.** A kutatás során az alapvető szociodemográfiai jellemzőket rögzítettük, a nemet és az életkort.

**Énkép egyértelműség kérdőív** (SCCS, Campbell, 1996). A kérdőív magyar nyelvű változatát a protokollnak megfelelően – az eszköz lefordítását és visszafordítását követően –, a jelentésbeli eltolódások korrigálását követően alakítottuk ki. Fontos megjegyeznünk, hogy az eredmények előzetes értékelése során, egy kisebb részmintán ( $n = 434$ ), a skála belsőkonzisztencia-vizsgálatakor szembesültünk azzal, hogy a skála 6. tételének (Ritkán tapasztalok konfliktust a személyiségem különböző aspektusai között, I seldom experience conflict between the different aspects of my personality) értelmezése sok kitöltő számára problémát jelentett: az item-maradék korreláció  $-0,01$ . Bár a 12 tételből 2 eltérő irányban megfogalmazott tétel is szerepel (6. és 11.), ennek ellenére csak az első eltérő irányú, 6. tétel nem mutatott korrelációt a többi tételre adott értékeléssel. Feltehető, hogy a hosszú tesztbatteria kitöltése során sok kitöltő felszínesebben olvasta el az állítást, és az előzetes válaszbeállítódásnak megfelelően értékelte a tételt. A tétel értelmezésénél további problémát jelenthet a kettős tagadás értékelése: egyáltalán nem értek egyet azzal, hogy ritkán tapasztalok konfliktust. A kérdés pontos és konzisztens válasza átgondolást és időt igényel, amire egy gyors tempójú kitöltés során nem biztos, hogy sor kerül. A tételt a megfogalmazási nehézség miatt az alábbira módosítottuk: „*Néha ellentétet fedezek fel személyiségem különböző aspektusaiban.*” A végleges tesztbatteriaiban tehát a 6. tételt az előzetes vizsgálati eredményeink alapján átfogalmaztuk.

Az SCCS kérdőív 12 tételes, önbeszámolón alapuló mérőeszköz, amelynek tételeit 5-fokú Likert-skálán lehet értékelni. Az 1-es érték a teljes elutasítást („Egyáltalán nem értek egyet”), míg az 5-ös érték a teljes egyetértést („Teljesen egyetértek”) fejezi ki. A skálaképzés kumulatív módon történik, a skálán elérhető legalacsonyabb pontszám 12, míg a legmagasabb 60. A kérdőív a 6. és a 11. tétel kivételével fordított irányú tételeket tartalmaz, ezért a magasabb pontérték egyértelműbb, stabilabb és jobban artikulált énképre utal.

A **Rosenberg Önbecsülés Skála** (RSES, Rosenberg, 1965) nagyon gyakran használt 10 tételes kérdőív, amely a globális önértékelést 4-fokú Likert-skálán méri (1 = „Egyáltalán nem értek egyet”; 5 = „Teljes mértékben egyetértek”). A globális önértékelést mérő tételek az önelfogadásra és önmagunk észlelt értékességére vonatkoznak. A kérdőívnek több magyar fordítása is ismert, jelen kutatásban a RSES-H verziót használtuk (Sallay, Martos, Földvári, Szabó és Ittész, 2014). A skála belső konzisztenciája megfelelő (Cronbach-alfa: 0,829 és 0,861), jelen vizsgálatban a Cronbach-alfa együttható értéke ennél is magasabbnak bizonyult ( $\alpha = 0,91$ ).

A **Szorongsáérzékenység Index** (Anxiety Sensitivity Index, ASI, Reiss, Peterson, Gursky és McNally, 1986; magyar verzió: Kerekes, 2012) 16 tételes önbeszámolón alapuló kérdőív. A válaszadás 5-fokú Likert-skálán történik, a válaszadó a nem zavaró (1) és a nagyon zavaró (5) kontinuumon értékeli a szorongáshoz köthető szomatikus és kognitív tüne-

teket. Az ASI a szorongásérzékenység konstruktumának legszélesebb körben használt mérőeszköze, annak pszichometriai jellemzői és prediktív validitása jól megalapozott (lásd például Peterson és Reiss, 1992; Peterson és Plehn, 1999). Az újabb empirikus kutatások egydimenziós, általános szorongásosságra vonatkozó vulnerabilitás mérőeszközeként használják a kérdőívet (Deacon és Abramowitz, 2006). Jelen mintában a generális faktorra mért Cronbach-alfa értéke kiváló: 0,90.

A *Bizonytalansággal szembeni intolerancia* (Intolerance of Uncertainty Scale, IUS, Freeston, Rheaume, Letarte, Dugas és Ladouceur, 1994) skála a bizonytalanságról és annak következményeiről szóló negatív meggyőződés azonosítását szolgálja. Az eredetileg francia nyelven kidolgozott 27 tételes, 5-fokú Likert-skálán mérő kérdőív a bizonytalan helyzetekre és eseményekre vonatkozó negatív – érzelmi, kognitív és viselkedéses – reagálási módot jelzi előre. Az IUS kiváló belső konzisztenciát mutat, öt-hetes időintervallumban mért stabilitása is jó, a konvergens és a divergens validitásra vonatkozó adatok szintén meggyőzőek: a konstruktum az aggodalommal, a szorongással és a depresszióval jár együtt (Buhr és Dugas, 2002; Freeston és mtsai, 1994; Yang, 2013). Jelen kutatásban az egyes tételekre adott válaszok szumma értékével számoltunk, ugyanakkor a kérdőív pontos faktorstruktúrájának feltárása Kállai János vezetésével a PTE ÁOK Magatartástudományi Intézetében jelenleg is zajlik.

Az eredeti *Szkizotípiá Személyiség Kérdőív* (Schizotypal Personality Questionnaire, SPQ, Raine, 1991) származtatott Brief Revised verzió (SPQ-BR; Cohen, Matthews, Najolia és Brown, 2010; magyar adaptáció Kállai és mtsai, 2018) segítségével a – pszichiátriai betegségben nem szenvedő – szkizotípiás személyek azon csoportját kívántuk azonosítani, akik a pszichózis kialakulása tekintetében bizonyos mértékű vulnerabilitással rendelkeznek. A kérdőív a saját testtel és a környezettel való szokatlan viszony feltárását szolgálja (pl. kognitív és perceptuális zavarok, az én határait kitágító abszorpció élmény). Az SPQ 32 állítást tartalmazó 5-fokú Likert-skálás kérdőív (0 = egyáltalán nem; 4 = nagyon gyakran). Jelen tanulmányban eltekintünk hét alkálójának (pl. szociális szorongás, mágikus gondolkodás, furcsa beszédmód, gyanakvás) részletes elemzésétől, a kérdőívet egydimenziós konstruktumként kezeljük, ahol a magasabb pontérték erőteljesebb szkizotípiás érintettséget jelez.

### *Alkalmazott statisztikai módszerek*

Az adatelemzés eredményeit négy lépésben szemléltetjük. Elsőként az SCCS leíró statisztikáit adjuk közre. A nemek közötti különbség meghatározása t-próbával, a skála életkorral való kapcsolatának jellemzése pedig Pearson-féle korrelációval történt. A hiányosan kitöltött kérdőíveket (n = 54) kihagytuk az elemzésből. A második lépésben paralelelemzést és feltáró faktorelemzést végeztünk, hogy a lehetséges dimenziók számát meghatározzuk, és a tételek dimenziókba szerveződését ellenőrizzük. A Horn (1965) által bevezetett paralelelemzés egy olyan szimulációs módszer, amely lehetőséget ad arra, hogy csak a szignifikáns főkomponenseket tartsuk meg. Az eljárás az eredeti vizsgálati minta fő paraméterei alapján (pl. minta elemszám, válto-

zók száma) véletlenszerű mintákat képez nem korreláló változókkal, és az így kapott sajátértékeket veti össze a vizsgálati mintán nyert korrelációs mátrix alapján kapott sajátértékekkel. Csak azokat a dimenziókat tartjuk szignifikánsnak, melyek sajátértéke nagyobb, mint a random, korrelálatlan változókból képzett sajátérték. A módszer elve tehát az, hogy a minta variabilitása véletlenszerűen is eredményezhet 1-nél nagyobb sajátértékű komponenseket, még akkor is, ha valójában a változóink nem korrelálnak, és nincs a változók varianciáját megragadó dimenzió. Mivel az 5-fokú Likert-skálás válaszmódszertől származó változóink esetében a normalitás többenél is sérült, az ilyen esetekben javasolt polikorikus korrelációt alkalmaztunk (Muthén és Kaplan, 1985, 1992). A paralellelemzést a súlyozatlan legkisebb négyzetek (Robust Unweighted Least Squares) technikával és 500 véletlenszerűen generált korrelációs mátrix segítségével készítettük el (Timmerman és Lorenzo-Seva, 2011). A 12 tételből álló SCCS kérdőív egydimenziós szerkezetének alátámasztására a FACTOR program által felkínált egydimenziós kongruenciamutatót (Unidimensional Congruence, UniCo) és a magyarázott közös varianciahányadot (Explained Common Variance, ECV) alkalmaztunk. Az UniCo esetében a módszertani ajánlásokban megfogalmazott 0,95-öt, míg az ECV esetében 0,85-öt tekintettük kritériumnak. A feltáró faktorelemzés során a Campbell és munkatársai (1996) által végzett főkomponens-elemzés mellett főtengelelemzést is végeztünk. Mivel a vizsgálati mintánk elemszáma nagy, így a teljes mintát véletlenszerűen kettéválasztottuk, és az egyik felén a feltáró elemzéseket készítettük el, míg a másikon a megerősítő elemzéseket. A kérdőív belső megbízhatóságát Cronbach- $\alpha$  mutatóval vizsgáltuk. Harmadik lépésben, a vizsgálati minta másik felén megerősítő faktorelemzést (CFA) alkalmaztunk az elméleti faktorstruktúra tesztelésére. A megerősítő faktorelemzést több módszerrel is elvégeztük, a FACTOR és az MLUS programokkal egyaránt. Mérlegelve a változóink normalitásának sérülését és az ötfokozatú válaszmódszert, az ilyen esetekben ajánlott, két különböző elvre épülő robusztus becslési eljárást alkalmaztunk. Az első a súlyozott legkisebb négyzetes eljárás (Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted: WLSMV) módszere volt, amely nem kívánja meg a változók normál eloszlását, és a kategorikus vagy ordinális kérdőív-tételek elemzésének ajánlott módszere (Brown, 2006). Elemzéseinket azonban elvégeztük a legnagyobb valószínűségi elven alapuló becslési eljárás (Maximum-likelihood: ML) robusztus változatával (MLR) is. A két becslési eljárás alapvető különbsége, hogy a WLSMV probit, míg az MLR logisztikus regressziót alkalmaz. Mivel a két becslési eljárás alapján kapott eredmények hasonlóak, így a jelen tanulmányunkban a WLSMV segítségével kapott eredményeket szemléltetjük. Az elemzések során a módosítási mutatókat (modification indices) is figyelembe vettük, a modell illeszkedését jelentősen javító tényezőket kutatva (pl. hibakovariancia). Ezt követően a kérdőív konstruktumvaliditását az énkép egyértelműségével összefüggésbe hozható, korábban már validált kérdőívek – RSES-H, ASI, IUS, SPQ-BP – Pearson-féle korrelációs mátrixa alapján értékeltük, illetve a nemmel való kapcsolat elemzése esetén Spearman-féle rangkorrelációt alkalmaztunk. A predikciók erejét és irányát lineáris regressziók eredményein keresztül mutatjuk be, amelyet „bootstrap” újra-mintavételezési (1000 mintavétel) eljárás segítségével validáltunk. A statisztikai elemzéseket SPSS 22 (IBM Corp., 2013), MPLUS 8.2 (Muthén és Muthén, 1998–2017), FACTOR (Lorenzo-Seva és Ferrando, 2006, 2013) programokkal végeztük.

## EREDMÉNYEK

*Leíró statisztikák*

A vizsgált személyek átlagéletkora 27,05 év (SD = 9,8), a legfiatalabb kitöltő 18 éves, míg a legidősebb 72 éves. A résztvevők kb. 29%-a férfi. A teljes mintában a férfiak és a nők életkori átlaga nem különbözik szignifikánsan [ $t(1203) = -0,402$ ,  $p = 0,746$ ]. Az SCCS kérdőív vonatkozásában végzett nemi összehasonlító elemzés nem jelzett statisztikailag szignifikáns különbséget (lásd 2. táblázat), vagyis a nők és a férfiak nem térnek el egymástól az énkép egyértelműségét illetően [ $t(1203) = -0,185$ ,  $p = 0,853$ ].

2. táblázat. Az SCCS kérdőív leíró statisztikája nemek szerinti bontásban

| Vizsgált változó           | Teljes minta<br>(N = 1205) | Férfiak<br>(N = 245) | Nők<br>(N = 960) | Nemi különbség |      |
|----------------------------|----------------------------|----------------------|------------------|----------------|------|
|                            | átlag ± szórás             | átlag ± szórás       | átlag ± szórás   | t-próba        | p    |
| Életkor                    | 27,05 ± 9,84               | 26,92 ± 9,45         | 27,09 ± 9,97     | -0,402         | 0,69 |
| Énkép egyértelműség (SCCS) | 45,26 ± 8,17               | 45,9 ± 10,36         | 46,03 ± 10,07    | -0,185         | 0,85 |

Az SCCS kérdőív életkorral való együtt járása alapján megállapítható, hogy szignifikáns gyenge pozitív összefüggés jellemzi az életkor és az énkép egyértelműségének kapcsolatát ( $r = 0,28$ ,  $p < 0,001$ ), vagyis az életkor előrehaladtával az énkép egyre világosabban körvonalazott, egyértelműbben artikulált. A differenciáltabb életkori összefüggés feltárása érdekében a mintát életkori csoportokra bontottuk (18–25 év; 26–35 év; 36–50 év; 51 év felett), és ily módon vizsgáltuk az énkép tisztaságát. A varianciaanalízis [ $F(3,1204) = 31,94$ ;  $p < 0,001$ ] és a post hoc páros összehasonlítás eredménye szerint az énkép egyértelműsége 36–50 éves kor között éri el a tetőfokát ( $M = 51,16 \pm 8,96$ ), amit életkorunk további előrehaladtával már meg is őrzünk.

*A kérdőív faktorszerkezete*

A faktorok számának meghatározására elsőként paralelelemzést alkalmaztunk. A Horn (1965) által bevezetett paralelelemzés egy olyan szimulációs módszer, amely lehetőséget ad arra, hogy csak a szignifikáns főkomponenseket tartsuk meg. A paralelelemzés az egydimenziós struktúrát erősítette meg. Az egydimenziós kongruencia mutató (UniCo = 0,974) és a magyarázott közös varianciarány (ECV = 0,899) meghaladták a kritériumokat, így az SCCS szerkezete egydimenziósnak tekinthető. A kérdőív faktorszerkezetét, a Campbell és munkatársai (1996) által végzett elemzésekhez hasonlóan, főkomponens-elemzéssel (Kaiser-féle normalizációval) is elvégeztük, de készítettünk főtegyelemzést is. A faktorelemzést megelőzően ellenőriztük, hogy a tételek egyike sem szélsőségesen ferde, nincs olyan tétel, ahol a kitöltők több mint 90%-a ugyanazt a választ adta volna, nem találtunk lényeges padló- vagy plafonhatást. A Kaiser–Mayer–Olkin-érték alapján az elemszám megfelelő, a főkomponens-elemzés eredményei értelmezhetők, a mintában a parciális korrelációk kicsik (KMO = 0,94),

és a változók páronként nem függetlenek [ $\chi^2(df = 66) = 12478, p < 0,001$ ]. A létrejövő főkomponensek közül a Kaiser-kritérium alapján azokat tartottuk meg, melyeknek sajátértéke egy fölött van. Az első 3 sajátérték nagyság szerinti sorrendben: 6,05, 0,96 és 0,74. Ennek alapján egyetlen dimenziót azonosítottunk, amely a tételek teljes varianciájának 50,8%-át magyarázza. A főtengelelemzéssel kapott faktorsúlyokat a 3. táblázat szemlélteti.

3. táblázat. Az Énkép Egyértelműség Kérdőív faktorszerkezete

| Tételek   | EFA Faktor-súly <sup>a</sup> | CFA Faktor-súly <sup>b</sup> |
|---|------------------------------|------------------------------|
| 1. A magamról alkotott hiedelmek / gondolatok gyakran ellentétbe kerülnek egymással.                        | 0,71                         | 0,70                         |
| 2. Egyik nap ezt gondolom magamról, másik nap teljesen mást.  | 0,78                         | 0,78                         |
| 3. Sokat tűnődöm azon, milyen típusú személy vagyok valójában.  | 0,71                         | 0,69                         |
| 4. Néha azt érzem, hogy valójában nem az a személy vagyok, akinek magamat mutatom.                          | 0,76                         | 0,74                         |
| 5. Ha arra a személyre gondolok, aki a múltban voltam, nem vagyok biztos benne, milyen is voltam valójában. | 0,65                         | 0,65                         |
| 6. Ritkán tapasztalok konfliktust a személyiségem különböző aspektusai között.                              | 0,60                         | 0,58                         |
| 7. Néha azt gondolom, hogy másokat jobban ismerem, mint saját magamat.                                      | 0,68                         | 0,67                         |
| 8. A magamról alkotott hiedelmeim / gondolataim úgy tűnik, nagyon gyakran változnak.                        | 0,84                         | 0,84                         |
| 9. Ha jellemeznem kellene a személyiségem, a leírás egyik napról a másikra változhatna.                     | 0,76                         | 0,79                         |
| 10. Úgy gondolom, még ha akarnám, sem tudnám elmondani valakinek, milyen is vagyok valójában.               | 0,67                         | 0,64                         |
| 11. Általában egyértelmű véleményem van arról, ki és mi vagyok én.  | 0,33                         | 0,33                         |
| 12. Gyakran nehézséget okoz, hogy döntsek dolgokról, mert nem igazán tudom, mit is akarok.                  | 0,56                         | 0,59                         |
| Magyarázott variancia (%)   | 50,8%                        |                              |
| Cronbach-alfa   | 0,88                         |                              |

Megjegyzés: <sup>a</sup>: A főtengelelemzés (EFA) alapján kapott faktorsúly; <sup>b</sup>: A megerősítő elemzés (CFA) segítségével kapott standardizált faktorsúly

A mérőeszköz faktorelemzése tehát megerősíti a kérdőív homogenitását, az egyetlen, egynél nagyobb sajátértékű komponens által magyarázott variancia meghaladta az 50%-ot. Az egyes tételek faktorsúlya 0,37 és 0,84 közöttinek bizonyult, következőképpen egyetlen tételt sem szükséges elhagyni. A legnagyobb töltéssel az alábbi állítás szerepel: „A magamról alkotott hiedelmeim / gondolataim úgy tűnik, nagyon gyakran változnak” (8). A legalacsonyabbal pedig az egyetlen fordított irányúnak meghagyott tétel: „Általában egyértelmű véleményem van arról, ki és mi vagyok én” (11). Látható,

hogy a skála homogenitása a 11. fordított tétel elhagyásával tovább növekedne, ennek ellenére a fordított tételt a válaszbeállítódást kivédő hatása miatt bennhagytuk. A fordított irányban megfogalmazott tételeket általában azért építik be a kérdőívekbe, hogy a válaszadási mintázat torzító hatását kivédjék. Ilyen torzító válaszadási mintázat lehet, ha a kitöltő az első kérdések megválaszolása után felismeri a tételek tartalmát, és a következő tételek kitöltésekor már a tétel alapos végigolvasása és mérlegelése nélkül automatikusan jelöli a korábbi tételekre adott véleményét tükröző választ. Ezzel szemben a fordított irányban megfogalmazott tételek elvileg olyan kognitív sebességkorlátozást jelenthetnek, amely csökkenti az automatikus válaszadás kialakulásának esélyét, és a kitöltőt arra kényszeríti, hogy a tételek tartalmát gondosabban mérlegelje. Sajnos a kutatási eredmények azonban azt tükrözik, hogy a fordított irányú tételek gyakran egy mesterséges válaszadási faktort hoznak létre, ami teljesen eltűnik, ha a fordított tételeket visszaforgatják (Harvey, Billings és Nilan, 1985; Idaszak és Drasgow, 1987). Az eltérő irányban megfogalmazott tételek különválásának hátterében leggyakrabban az áll, hogy egy kérdésekre kialakult válaszbeállítódást követően sok kitöltő nem képes a fordított irányú tételek felismerésére. Schmitt és Stults (1986) kimutatták, hogy a fordított irányú tételek faktorba szerveződése már akkor megjelenhet, ha a válaszadónak mintegy 10%-a nem ismeri fel azt, hogy néhány tétel fordított irányban megfogalmazott. Woods (2006) szimulációs vizsgálatok segítségével azt kapta, hogy a fordított tételeket is tartalmazó egyszemélyes mérőeszköz esetében már az is elég a megerősítő faktorelemzések alacsony illeszkedési mutatóihoz (az egyszemélyes szerkezet elvetéséhez), ha a vizsgálati minta 10%-a ad pontatlan válaszokat a fordított tételekre.

Az SCC kérdőív magyar verziójának reliabilitásvizsgálata kapcsán megállapítható, hogy a belső konzisztenciát becslő Cronbach- $\alpha$  mutató kiváló megbízhatóságot jelez, értéke 0,88. Nem találtunk olyan tételt, amelynek ún. item-maradék korrelációja az átlagosan elfogadott 0,2-es értéknél (Rózsa, Nagybianyi és Oláh, 2006) alacsonyabb lenne.

### *Megerősítő faktoranalízis*

A következő lépésben a kérdőív pontos faktorszerkezetét megerősítő faktoranalízissel (CFA) vizsgáltuk. A faktoriális szerkezet feltárása céljából az eredeti unidimenziális struktúrát ellenőriztük. A Hu és Bentler (1999) által javasolt szigorú kritériummal szemben liberálisabb küszöbértéket használva adekvátan akkor tekintjük az illeszkedést, ha a CFI (Comparative Fit Index) és a TLI (Tucker–Lewis Index)  $> 0,9$ , és a RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation)  $< 0,8$  (Browne és Cudeck, 1993). Az illeszkedési mutatók az alábbiak:  $\chi^2 = 406,55$ ,  $df = 53$ ;  $p < 0,0001$ ; CMIN/DF = 7,67; CFI = 0,939; TLI = 0,925; RMSEA = 0,079; RMSEA CI<sub>90</sub> = 0,072–0,085. A módosítási mutatók (modification indices) nem jeleztek olyan hibakovarianciát, amely a modell illeszkedését jelentősen javította volna. A megerősítő faktorelemzéssel kapott standardizált faktorsúlyokat a 3. táblázat tartalmazza. A fenti adatok alapján megállapítható, hogy az egyfaktoros megoldás megfelelő illeszkedést mutat, következésképpen a kérdőív eredeti, unidimenziális faktorstruktúrája megerősítést nyert.

## A kérdőív validitásának vizsgálata

Az SCC kérdőív konstruktváliditását más skálákkal való összevetés tükrében vizsgáltuk. Ehhez olyan mérőeszközöket választottunk, amelyek az énképpel és a különböző pszichopatológiai tünetekkel összefüggésbe hozhatók, valamint megbízható és érvényes mérőeszközöknek tekinthetők. A validáló skálák leíró statisztikai adatait a 4. táblázatban tüntettük fel.

4. táblázat. A validáló skálák leíró statisztikai jellemzői nemek szerinti csoportosításban és a megbízhatóságukat becsülő Cronbach- $\alpha$  mutatók

| Skálák  | Tételszám | Cronbach- $\alpha$ érték | Férfiak<br>átlag $\pm$<br>szórás | Nők<br>átlag $\pm$<br>szórás |
|---|-----------|--------------------------|----------------------------------|------------------------------|
| Önértékelés (RSES)                            | 10        | 0,89                     | 30,86 $\pm$ 5,75                 | 30,00 $\pm$ 6,02             |
| Bizonytalansággal Szembeni Intolerancia (IUS) | 27        | 0,92                     | 247,75 $\pm$ 65,9                | 249,92 $\pm$ 68,1            |
| Szorongásindex (ASI)                          | 16        | 0,88                     | 13,4 $\pm$ 8,24                  | 14,86 $\pm$ 9,5              |
| Szkizotípiá Személyiség Kérdőív (SPQ)         | 32        | 0,89                     | 38,56 $\pm$ 16,38                | 38,1 $\pm$ 15,82             |

Az SCC kérdőív konstruktváliditását az énkép világosan definiált jellegével összefüggésbe hozható, korábban már validált kérdőívek – ASI, IUS, RSES-H, SPQ-BP – életkorhatását kontroll alatt tartó parciális korrelációs mátrixa alapján értékeljük (lásd 5. táblázat).

5. táblázat. Az SCCS együtt járása más mérőeszközökkel

| Skálák  | ASI      | IUS      | SPQ      | SCCS     |
|---|----------|----------|----------|----------|
| Önértékelés (RSES-H)                          | -0,31*** | -0,47*** | -0,45*** | 0,58***  |
| Szorongásérzékenység (ASI)                    |          | 0,57***  | 0,46***  | -0,39*** |
| Bizonytalansággal Szembeni Intolerancia (IUS) |          |          | 0,53***  | -0,49*** |
| Szkizotípiá Személyiség Kérdőív (SPQ)         |          |          |          | -0,55*** |
| Életkor                                       | -0,12*** | -0,02    | -0,16*** | 0,28***  |
| Nem   | 0,06**   | -0,07**  | -0,01    | 0,01     |

Megjegyzés: p\*\* < 0,01; p\*\*\* < 0,001.

Az elvárásoknak megfelelően az énkép egyértelműsége közepesen erős pozitív korrelációt ( $r = 0,58$ ) mutat az önértékelés dimenziójával. Jelezve a kérdőív pszichopatológiai aspektusát, megállapítható, hogy a kérdőív közepesen erős negatív kapcsolatot mutat a szkizotípiás személyiségvonásokkal ( $r = -0,55$ ). Szintén közepesen erős negatív kapcsolatot tártunk fel a bizonytalansággal szembeni intoleranciával ( $r = -0,49$ ) és a szorongás dimenzióját lefedő szorongásindexszel ( $r = -0,39$ ).

Továbbá az SCC kérdőív konstruktumvaliditását lineáris regresszió segítségével elemeztük. Magyarázó változóként csak a szignifikáns magyarázó változókat emeltük a modellbe, így arra a kérdésre kerestük a választ, hogy az énkép egyértelműségét az életkor demográfiai jellemzőjén túl milyen mértékben magyarázza az önértékelés (RSES-H), a bizonytalansággal szembeni intolerancia (IUS), az általános szorongásosság (ASI) és a szkizotípiára való hajlam (SPQ). Az adatokban az outlier labelling rule (Tukey, 1977) alapján nem található egydimenziós és többdimenziós outlier sem. A kollinearitás feltételének ellenőrzésére alkalmas tesztek alapján a változók között sem kollinearitás, sem multikollinearitás nem áll fenn. Az adatokon teljesül a reziduális hibák függetlenségének feltétele, a Durbin–Watson-érték = 1,96 (Durbin és Watson, 1951). A modell építéséhez lépésenkénti regressziót végeztünk, az öt szignifikáns magyarázó változó az énkép egyértelműségének teljes varianciájából 51,5%-ot magyaráz ( $R^2 = 0,515$ ), a modell szignifikáns  $F(5, 1085) = 272,877$ ,  $p < 0,001$ . Az énkép egyértelműség bejósolásában mind az öt változó szignifikáns magyarázóerővel bír, melynek érvényességét az újraminta-vételezési eljárás (1000 mintavételes bootstrap) is megerősítette. A legerősebb magyarázó változó az önértékelés ( $\beta = 0,351$ ;  $p < 0,001$ ), a szkizotípiára való hajlam ( $\beta = -0,281$ ;  $p < 0,001$ ), az életkor ( $\beta = 0,186$ ;  $p < 0,001$ ), ezt követi a bizonytalansággal szembeni intolerancia ( $\beta = -0,121$ ;  $p < 0,001$ ) és a szorongásindex ( $\beta = -0,063$ ;  $p < 0,001$ ). Mivel a 0,12 alatti Standard  $\beta$  értékek a minta nagyságára való tekintettel kevésbé interpretálhatók, ezért megállapítható, hogy az énkép egyértelműségét és annak jól definiált jellegét az önértékelés és a szkizotípiás érintettség mértéke képes legjobban bejósolni az életkor alanyi változója mellett.

## MEGVITATÁS, AZ EREDMÉNYEK ÁTTEKINTÉSE

A Campbell és munkatársai által kidolgozott SCCS kérdőív az énkép strukturális jellemzőjének egyikét, az énkép egyértelműségét, annak letisztultságát, világosan megfogalmazott jellegét méri. Jelen tanulmány az SCCS kérdőív hazai adaptációját célozza, annak nagy elemszámú, normatív mintán, keresztmetszeti elrendezésben történő részletes pszichometriai elemzése által.

A nemi különbséget illetően ellentmondásos a nemzetközi kép: például a kanadai (Campbell és mtsai, 1996) vagy a szlovák mintán (Fickova és Korcova, 2000) végzett kutatások szignifikáns nemi különbségről számoltak be, amelyet a női minta magasabb neuroticizmusával és szorongásával magyaráznak. Jelen kutatásban az észti (Matto és Realo, 2001), az ausztriai (Appel, Schreiner, Weber, Mara és Gnambs, 2016) vagy a kínai (Wu és Watkins, 2009) vizsgálatokhoz hasonlóan nem igazoltuk a férfiak mérsékeltén magasabb énképtisztaságát.

Az életkor vonatkozásában kutatási eredményeink igazolják a nemzetközi eredményeket, az osztrák (Appel és mtsai, 2016), a kanadai (Campbell és mtsai, 1996) vagy az észti (Matto és Realo, 2001) kutatókhoz hasonlóan gyenge pozitív együtt járást találtunk. Tehát az énkép tisztasága mérsékeltén növekszik az életkorral, eredményeink szerint tetőpontját érett felnőttkorban (36–50 év között) éri el, amely már idősebb korban is fennmarad.



A kérdőív faktorstruktúrájának feltárása során sikerült reprodukálni az eredeti unidimenzionális struktúrát, a magyarázott variancia magasnak tekinthető, a kérdőív megbízhatósági mutatója kiváló. Az elvégzett megerősítő faktorelemzés megfelelő illeszkedést mutatott, így a kérdőív eredeti, egyfaktoros struktúrája igazolódott.

A validitásra vonatkozó korrelációs elemzések egyértelmű bizonyítékát nyújtják a magyar adaptáció sikerességének. Megerősítettük azt a nemzetközi eredményt, mely szerint az önértékelés és az SCC egymással közepesen erősen pozitívan kapcsolódó, ugyanakkor egymást nem helyettesíthető konstruktumok (lásd pl. Campbell és mtsai, 1996; Nezlek és Plesko, 2001; Wu és mtsai, 2010, Suszek és mtsai, 2018b). A korreláció alapján megállapítható, hogy a magasabb önértékeléssel jellemezhető személyek egyértelműbb, pontosabban definiált és jobban artikulált énképpel rendelkeznek; és fordítva, az alacsony önértékelés alacsonyabb énképtisztasággal és nagyobb énkép-instabilitással jár együtt (Campbell és mtsai, 1996; Smith, Wethington és Zhan, 1996). A kapcsolat irányát Campbell (1990) kétféleképpen is magyarázza: a) az alacsony önértékelés alacsony énképtisztasághoz vezet az önigazolás által, másrészt b) az alacsony énképtisztaság alámosza az önértékelést és fordítva, a magas énképtisztasággal jellemezhető személyek énhatárai stabilak, pontosan definiáltak, ezáltal visszautasítják azokat az információkat, amelyek inkonzisztensek az énképpel. Wu és munkatársai (2010) longitudinális vizsgálata az okság mindkét irányát támogatta. Regresszióelemzésük alapján mindkét irányú kapcsolat szignifikánsnak bizonyult, azonban erősebb volt az az összefüggés, mely szerint az alacsony önértékelés aláaknázza az énkép egyértelműségét ( $\beta = 0,36$  vs  $\beta = 0,19$ ).

A konstruktumvaliditásra vonatkozó további adataink igazolják az elvártakat: az énkép egyértelműsége közepesen erős mértékben, negatív módon asszociálódik a szorongáshoz kötődő szomatikus és kognitív tünetekkel (ASI) és a bizonytalan helyzetekre/eseményekre vonatkozó negatív reagálási módokkal (IUS). Korábbi kutatási eredmények szintén igazolták az SCC neuroticizmus személyiségvonásával való kapcsolatát (NEO-PI N  $r = 0,4-0,64$ , Campbell és mtsai, 1996; Suszek és mtsai, 2018b). Kutatásunk újszerűségét az adja, hogy a szorongáson alapuló személyiségvonások mellett igazoltuk a konstruktum szkizotípiás érintettség mértékével (SPQ) való kapcsolatát is. Más szavakkal, az énkép bizonytalanul definiált jellege a saját testtel és a környezettel való szokatlan viszony meglétével is együtt jár. Tehát az énkép instabilitása, egyértelműségének hiánya nemcsak a szorongásos zavarokkal mutat együtt járást, hanem az énstruktúra deficitjével együtt járó pszichózis premorbid személyiségjellemzőivel is asszociálódik. Ezt az álláspontot korábbi vizsgálataink is megerősítik (Kállai és mtsai, 2019). A konstruktumvaliditás eredményeként tehát megállapítható, hogy az énkép bizonytalan, instabil, nehezen artikulálható jellege nem tekinthető patológiáspecifikus jellemzőnek, hiszen a pszichopatológiák szélesebb spektrumát öleli fel. Más szavakkal, általános, pszichés sebezhetőséget, sérülékenységet, vulnerabilitást jelző konstruktumként kezelhető. Következésképpen az SCCS nem javasolható önálló diagnosztikai eszköznél, hanem inkább alternatív mérőmódszer arra az esetre, ha a pszichés sérülékenység szempontjából veszélyeztetett személyek azonosítása a cél.

A lépésenkénti lineáris regresszió megerősítette a fentieket, hiszen valamennyi vizsgált változó (ASI, életkor, IUS, RSES, SPQ) szignifikáns magyarázó változónak bizonyult. Egy olyan regressziós modellt alkottunk, amelyben a vizsgált változók az énkép

egyértelműségének teljes varianciájából 51,5%-ot magyaráznak. A korábbi empirikus kutatások legerősebb oki tényezőként az önértékelést azonosították (Campbell és mtsai, 1996,  $\beta = 0,24-0,35$ ; Matto és Realo, 2001,  $\beta = 0,31$ ; Wu és mtsai, 2010,  $\beta = 0,36$ ). Kutatásunk újszerűségét az adja, hogy a szkizotípiás érintettség formájában azonosítottunk egy újabb magyarázó változót ( $\beta = -0,28$ ), amely az általános önértékeléssel összemérhető mértékben ( $\beta = 0,35$ ) képes bejósolni az énkép bizonytalan, instabil voltát. Ugyanakkor a bevezetőben említett, az SCC internalizációs körképekkel való szoros kapcsolatát és a szorongás kiemelt jelentőségét az énkép bizonytalanságában nem tudtuk igazolni.

Összességében megállapíthatjuk, hogy az SCC kérdőív hazai adaptálásával szerzett tapasztalatok megerősítik azt a vélekedést, hogy az énkép egyértelműsége, annak jól definiált jellege nyelvtől és kultúrától függetlenül létező, általánosítható konstruktum. Az SCC kérdőív magyar adaptációja megbízható és érvényes mérőeszköz, amely megfelelő alapot ad a további empirikus kutatások számára. A jelen kutatás pozitívumai ellenére azonban hiányosságokat is mutat. Elméleti szempontból a lengyel Suszek és munkacsoportja (Suszek és mtsai, 2018b) amellet érvel, hogy az énkép egyértelműsége Janus-arcú jelenség. Az énkép egyértelműségének megkülönböztetjük ún. explicit, tudatos, könnyen hozzáférhető aspektusát és implicit, automatikus, nem tudatos oldalát. E két aspektus nem feltétlenül kongruens egymással. Jelen kutatás önbeszámolón alapuló jellegéből adódóan csak az explicit, személy számára könnyen hozzáférhető szelfreleváns kogníciókat tárja fel, hiszen nem alkalmaztunk implicit asszociációkon alapuló mérési módszereket. Továbbá, noha nagy elemszámú normatív mintát alkalmaztunk, a vizsgálati személyek nemi aránya nem volt kiegyenlített (a férfi kitöltők aránya 29%), ezt korrigálni kell a jövőbeli kutatások során. Továbbá, a mintát felsőfokú tanulmányokat folytató hallgatók és azok hozzátartozói alkották, azonban a kitöltők pontos iskolai végzettségéről nem gyűjtöttünk adatokat, így az énkép egyértelműség és az iskolai végzettség kapcsolata reflektálatlan maradt. A reliabilitás szempontjából az időbeli stabilitás vizsgálata szintén további feladatnak tekinthető. A magyarázó változók kapcsán Lodi-Smith és munkatársai (Lodi-Smith és Roberts, 2010; Lodi-Smith, Cologgi, Spain és Roberts, 2017) amellet érvelnek, hogy a pszichoszociális tényezők (pl. szocioökonómiai státusz, rossz egészségi állapottal összefüggő szerepkorlátozottság) az énkép tisztaságának egyéni különbségeiben szintén szerepet játszanak. Ezen pszichoszociális tényezők vizsgálatával szintén adósok maradtunk. Limitációként kell megemlíteni azt is, hogy jelen tanulmányban a normatív mintára fókuszáltunk, a klinikai minta hiánya korlátozza a kapott eredmények széles körű általánosíthatóságát. A kutatás klinikai mintára való kiterjesztése megtörtént, az így kapott adatokat hamarosan publikáljuk.

## IRODALOM

- Appel, M., Schreiner, C., Weber, S., Mara, M., & Gnambs, T. (2016). Intensity of Facebook use is associated with lower self-concept clarity: Cross-sectional and longitudinal evidence. *Journal of Media Psychology, Theories, Methods and Applications*, 30(3), 160–172.
- Bechtoldt, M. N., De Dreu, C. K. W., Nijstad, B. A., & Zapf, D. (2010). Self-Concept Clarity and the Management of Social Conflict. *Journal of Personality*, 78(2), 539–574.
- Belon, K. E., Smith, J. E., Bryan, A. D., Lash, D. N., Winn, J. L., & Gianini, L. M. (2011). Measurement invariance of the eating attitudes test in Caucasian and Hispanic women. *Eating Behaviors*, 12(4), 317–320.
- Bigler, M., Neimeyer, G. J., & Brown, E. (2001). The divided self revisited: Effects of self-concept clarity and self-concept differentiation on psychological adjustment. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 20(3), 396–415.
- Blažek, M., & Besta, T. (2012). Self-Concept Clarity and Religious Orientations: Prediction of Purpose in Life and Self-Esteem. *Journal of Religion and Health*, 51(3), 947–960.
- Bleidorn, W., & Koedding, C. (2013). The divided self and psychological (mal) adjustment – A meta-analytic review. *Journal of Research in Personality*, 47(5), 547–552.
- Brandt, A. C., & Vonk, R. (2006). Who do you think you are? On the link between self-knowledge and self-esteem. In Kernis, M. (Ed.), *Self-esteem: Issues and answers* (pp. 224–229). New York: Psychology Press.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guildford.
- Browne, M. W., Cudeck, R. (1993) *Alternative Ways of Assessing Model Fit*. In Bollen, K., Long, J. (eds). *Testing Structural Equation Models*. Sage, Newbury Park, CA. 136–162.
- Buhr, K., & Dugas, M. J. (2002). The Intolerance of Uncertainty Scale: Psychometric properties of the English version. *Behaviour Research and Therapy*, 40(8), 931–945.
- Campbell, J. D. (1990). Self-esteem and clarity of the self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(3), 538–549.
- Campbell, J. D., Assanand, S., & DiPaula, A. (2003). The structure of the self-concept and its relation to psychological adjustment. *Journal of Personality*, 71(1), 115–140.
- Campbell, J. D., Trapnell, P. D., Heine, S. J., Katz, I. M., Lavallee, L. F., & Lehman, D. R. (1996). Self-concept clarity: Measurement, personality correlates, and cultural boundaries. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(1), 141–156.
- Church, A. T., Katigbak, M. S., Ibanez-Reyes, J., De Jesus Vargas-Flores, J., Curtis, G. J., Tanaka-Matsumi, J., et al. (2014). Relating self-concept consistency to hedonic and eudaimonic well-being in eight cultures. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 45(5), 695–712.
- Cicero, D. C., Docherty, A. R., Becker, T. M., Martin, E. A., & Kerns, J. G. (2015). Aberrant salience, self-concept clarity, and interview-rated psychotic-like experiences. *Journal of Personality Disorders*, 29(1), 79–99.
- Cohen, A. S., Matthews, R. A., Najolia, G. M., & Brown, L. A. (2010). Toward a more psychometrically sound brief measure of schizotypal traits: introducing the SPQ-Brief Revised. *Journal of Personality Disorders*, 24(4), 516–537.
- Crocetti, E., Rubini, M., Branje, S., Koot, H. M., & Meeus, W. (2016). Self-concept clarity in adolescents and parents: A six-wave longitudinal and multi-informant study on development and intergenerational transmission. *Journal of Personality*, 84, 580–593.
- Deacon, B., & Abramowitz J. (2006). Anxiety sensitivity and its dimensions across the anxiety disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, 20(7), 837–857.
- DeMarree, K., & Bobrowski, M. E. (2018). Structure and Validity of Self-Concept Clarity measures. In Lodi-Smith, J., & DeMarree, K. G. (Eds), *Self-Concept Clarity: Perspectives on assessment, research, and application* (pp. 1–17). Cham, Switzerland: Springer International Publishing.

- Donahue, E. M., Robins, R. W., Roberts, B. W., & John, O. P. (1993). The divided self: concurrent and longitudinal effects of psychological adjustment and social roles on self-concept differentiation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64(5), 834–846.
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1951). Testing for serial correlation in least squares regression, II. *Biometrika*, 38(1–2), 159–178.
- Edwards, R., & Bond, A. J. (2012). Narcissism, self-concept clarity and aggressive cognitive bias amongst mentally disordered offenders. *The Journal of Forensic Psychiatry & Psychology*, 23, 620–634.
- Evans, D. W. (1994). Self-complexity and its relation to development, symptomatology and self-perception during adolescence. *Child Psychiatry and Human Development*, 24(3), 173–182.
- Fickova, E. (1999). Personality dimensions and self-esteem indicators relationships. *Studia Psychologica*, 41, 323–328.
- Fickova, E., & Korcova, N. (2000). Psychometric relations between self-esteem measures and coping with stress. *Studia Psychologica*, 42(3), 237–242.
- Freeston, M. H., Rheume, J., Letarte, H., Dugas, M. J., & Ladouceur, R. (1994). Why do people worry? *Personality and Individual Differences*, 17(6), 791–802.
- Frijns, T., & Finkenauer, C. (2009). Longitudinal associations between keeping a secret and psychosocial adjustment in adolescence. *International Journal of Behavioral Development*, 33(2), 145–154.
- Hajo, A., Obodaru, O., Lu, J. G., Maddux, W. W., & Galinsky, A. D. (2018). The shortest path to oneself leads around the world: Living abroad increases self-concept clarity. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 145, 16–29.
- Harvey, R. J., Billings, R. S., & Nilan, K. J. (1985). Confirmatory factor analysis of the job diagnostic survey: Good news and bad news. *Journal of Applied Psychology*, 70(3), 461–468.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6(1), 1–55.
- Idaszak, J., & Drasgow, F. (1987). A revision of the job diagnostic survey: Elimination of a measurement artefact. *Journal of Applied Psychology*, 72(1), 69–74.
- Kállai, J., Rózsa, S., Hupuczi, E., Hargitai, R., Birkás, B., Hartung, I., és mtsai. (2018). A Szkitizotípia Személyiség Kérdőív rövid, módosított változatának (SPQ-BR) magyar adaptációja és faktorainak értelmezése. *Psychiatria Hungarica*, 33, 205–221.
- Kállai, J., Rózsa, S., Hupuczi, E., Hargitai, R., Birkás, B., Hartung, I., et al. (2019). Cognitive fusion and affective isolation: Blurred self-concept and empathy deficits in schizotypy. *Psychiatry Research*, 271, 178–186.
- Kerekes, Zs. (2012). *A szorongás mint adaptív viselkedés. A szorongásérzékenység mérésének tapasztalatai különböző csoportoknál*. PhD-disszertáció. Pécs: PTE BTK.
- Klimstra, T. A., Hale, W. W., III, Raaijmakers, Q. A. W., Branje, S. J. T., & Meeus, W. H. J. (2009). Maturation of personality in adolescence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 96(4), 898–912.
- Kusec, A., Tallon, K., & Koerner, N. (2016). Intolerance of uncertainty, causal uncertainty, causal importance, self-concept clarity and their relations to generalized anxiety disorder. *Cognitive Behaviour Therapy*, 45(4), 307–323.
- Lear, M. K., & Pepper, C. M. (2016). Self-Concept Clarity and Emotion Dysregulation in Non-suicidal Self-Injury. *Journal of Personality Disorders*, 30(6), 813–827.
- Light, A. E., & Visser, P. S. (2013). The ins and outs of the self: Contrasting role exits and role entries as predictors of self-concept clarity. *Self and Identity*, 12(3), 291–306.

- Linville, P. W. (1985). Self-complexity and affective extremity: Don't put all of year eggs in one cognitive basket. *Social Cognition*, 3(1), 94–120.
- Linville, P. W. (1987). Self-complexity as a cognitive buffer against stress-related illness and depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(4), 633–676.
- Lodi-Smith, J., & Roberts, B. W. (2010). Getting to know me: Social role experiences and age differences in self-concept clarity during adulthood. *Journal of Personality*, 78, 1383–1410.
- Lodi-Smith, J., Cologgi, K., Spain, S. M., & Roberts, B. W. (2017). Development of identity clarity and content in adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 115, 755–768.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88–91.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2 A Comprehensive Program for Fitting Exploratory and Semiconfirmatory Factor Analysis and IRT Models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497–498.
- Luo, W., Watkins, D., & Lam, R. Y. H. (2009). Validating a new measure of self-complexity. *Journal of Personality Assessment*, 91(4), 381–386.
- Matto, H., & Realo, A. (2001). The Estonian self-concept clarity scale: Psychometric properties and personality correlates. *Personality and Individual Differences*, 30(1), 59–70.
- Mittal, B. (2015). Self-concept clarity: Exploring its role in consumer behaviour. *Journal of Economic Psychology*, 46(C), 98–110.
- Morawiak, A., Mrozinski, B., Gutral, J., Cyprińska, M., & Nezelek, J. B. (2018). Self-Esteem Mediates Relationships between Self-Concept Clarity and Perceptions of the Future. *Journal of Education Culture and Society*, 9(1), 99–108.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998–2017). *Mplus user's guide*. 8th edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Muthén, B. O., & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of nonnormal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 171–189.
- Muthén, B. O., & Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45, 19–30.
- Nezelek, J. B., & Plesko, R. M. (2001). Day-to day relationships among self-concept clarity, self-esteem, daily events, and mood. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27(2), 201–211.
- Parise, M., Canzi, E., Olivari, M. G., & Ferrari, L. (2019). Self-concept clarity and psychological adjustment in adolescence: The mediating role of emotion regulation. *Personality and Individual Differences*, 138, 363–365.
- Parise, M., Pagani, A. F., Donato, S., & Sedikides, C. (2019). Self-concept clarity and relationship satisfaction at the dynamic level. *Personal Relationships*, 26, 54–72.
- Perry, J. A., Silvera, D. H., Neilands, T. B., Rosenvinge, J. H., & Hanssen, T. (2008). A study of the relationship between parental bonding, self-concept and eating disturbances in Norwegian and American college populations. *Eating Behaviors*, 9(1), 13–24.
- Peterson, R. A., & Reiss, S. (1992). *Anxiety Sensitivity Index manual*. 2nd edition. Worthington, OH: International Diagnostic Systems.
- Peterson, R. A., & Plehn, K. (1999). Measuring anxiety sensitivity. In Taylor, S. (Ed.), *Anxiety sensitivity: Theory, research, and treatment of the fear of anxiety* (pp. 61–81). Hillsdale, NY: Erlbaum.
- Pilarska, A., & Suchańska, A. (2015). Self-complexity and selfconcept differentiation – What have we been measuring for the past 30 years? *Current Psychology*, 34(4), 723–743.
- Posavac, S., & Posavac, H. (2019). Adult Separation Anxiety Disorder Symptomology as a Risk Factor for Thin-Ideal Internalization: The Role of Self-Concept Clarity. *Psychological Reports*, 1–13.

- Rafaeli-Mor, E., Gotlib, I. A., & Revelle, W. (1999). The meaning and measurement of self-complexity. *Personality and Individual Differences*, 27(2), 341–356.
- Raine, A. (1991). The SPQ: a scale for the assessment of schizotypal personality based on DSM-III-R criteria. *Schizophrenia Bulletin*, 17, 555–564.
- Reiss, S., Peterson, R. A., Gursky, D. M., & McNally, R. J. (1986). Anxiety sensitivity, anxiety frequency, and the prediction of fearfulness. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 79–91.
- Ritchie, T. D., Sedikides, C., Wildschut, T., Arndt, J., & Gidron, Y. (2011). Self-concept clarity mediates the relation between stress and subjective well-being. *Self and Identity*, 10(4), 493–508.
- Roepke, S., Schröder-Abé, M., Schütz, A., Jacob, G., Dams, A., & Vater, A. (2011). Dialectical behaviour therapy has an impact on self-concept clarity and facets of self-esteem in women with borderline personality disorder. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 18(2), 148–158.
- Rosenberg, M. (1979). *The concept of self*. New York: Basic Books.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rózsa, S., Nagybányai, O., & Oláh, A. (2006). *A pszichológiai mérés alapjai*. Budapest: Bölcsész Konzorcium.
- Sakaki, M. (2006). The measurement of self-complexity: A comparison of H and SC measures. *Japanese Journal of Personality*, 15(1), 58–60.
- Sallay, V., Martos, T., Földvári, M., Szabó, T., & Ittész A. (2014). A Rosenberg Önértékelési Skála (RSES-H): alternatív fordítás, strukturális invariancia és validitás. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 15(3), 259–275.
- Schmitt, N., & Stults, D. M. (1986). Methodology review: Analysis of multitrait–multimethod matrices. *Applied Psychological Measurement*, 10(1), 1–22.
- Schwartz, S. J., Klimstra, T. A., Luyckx, K., Hale, W. W., III., & Meeus, W. H. J. (2012). Characterizing the self-system over time in adolescence: Internal structure and associations with internalizing symptoms. *Journal of Youth and Adolescence*, 41(9), 1208–1225.
- Showers, C. (1992). Compartmentalization of positive and negative self-knowledge: keeping bad apples out of the bunch. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62(6), 1036–1049.
- Slotter, E. B., Gardner, W. L., & Finkel, E. J. (2010). Who am I without you? The influence of romantic breakup on the self-concept. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 34, 1541–1555.
- Smith, M., Wethington, E., & Zhan, G. (1996). Self-concept clarity and preferred coping styles. *Journal of Personality*, 64(2), 407–434.
- Steffgen, G., Da Silva, M., & Recchia, S. (2007). Self-Concept Clarity Scale (SCCS) Psychometric properties and aggression correlates of a German version. *Individual Differences Research*, 5(3), 230–245.
- Stinson, D. A., Wood, J. V., & Doxey, J. R. (2008). In search of clarity: Self-esteem and domains of confidence and confusion. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 34(11), 1541–1555.
- Stopa, L., Brown, M. A., Luke, M. A., & Hirsch, C. R. (2010). Constructing a self: The role of self-structure and self-certainty in social anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 48(10), 955–965.
- Stucke, T. S. (2002). Überprüfung einer deutschen Version der Selbstkonzeptklarheits Skala von Campbell. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 23(4), 475–484.
- Styla, R. (2015). Shape of the self-concept clarity change during group psychotherapy predicts the outcome: an empirical validation of the theoretical model of the self-concept change. *Frontiers in Psychology*, 6, 1598.
- Suszek, H., Fronczyk, K., Kopera, M., Maliszewski, N., & Łyś, E. A. (2018a). Psychometric properties of the Polish version of the Self-Concept Clarity Scale (SCCS). *Current Issues in Personality Psychology*, 6, 182–187.

- Suszek, H., Fronczyk, K., Kopera, M., & Maliszewski, N. (2018b). Implicit and explicit self-concept clarity and psychological adjustment. *Personality and Individual Differences, 123*, 253–256.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods, 16*(2), 209–220.
- Tokunaga, Y., & Horiuchi, T. (2012). Development of a Japanese Version of the Self-Concept Clarity (SCC) Scale. *Japanese Journal of Personality, 20*, 193–203.
- Tukey, J. W. (1977) Exploratory data analysis. Addison-Wesely.
- Van Dijk, M. P. A., Branje, S., Keijsers, L., Hawk, S. T., Hale, W. W., & Meeus, W. (2014). Self-concept clarity across adolescence: Longitudinal associations with open communication with parents and internalizing symptoms. *Journal of Youth and Adolescence, 43*(11), 1861–1876.
- Vartanian, L. R. (2009). When the body defines the self: Self-concept clarity, internalization, and body image. *Journal of Social and Clinical Psychology, 28*(1), 94–126.
- Vartanian, L. R., & Dey, S. (2013). Self-concept clarity, thin ideal internalization, and appearance-related social comparison as predictors of body dissatisfaction. *Body Image, 10*, 495–500.
- Wilson, J. K., & Rapee, R. M. (2006). Self-concept certainty in social phobia. *Behavior Research and Therapy, 44*(1), 113–136.
- Woods, C. M. (2006). Careless Responding to Reverse-Worded Items: Implications for Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 28*(3), 186–191.
- Wu, J., & Watkins, D. (2009). Development and validation of a Chinese version of the Self-Concept Clarity Scale. *Psychologia, 52*(1), 67–79.
- Wu, J., Watkins, D., & Hattie, J. (2010). Self-concept clarity: A longitudinal study of Hong Kong adolescents. *Personality and Individual Differences, 48*(3), 277–282.
- Yang, Z. (2013). Psychometric properties of the Intolerance of Uncertainty Scale (IUS) in Chinese-speaking population. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy, 41*, 500–504.

## ADAPTATION OF THE SELF-CONCEPT CLARITY SCALE IN HUNGARY

HARGITAI, RITA – RÓZSA, SÁNDOR – HUPUCZI, ERNŐ – BIRKÁS, BÉLA – HARTUNG, ISTVÁN – HARTUNGNÉ SOMLAI, ESZTER – TIRINGER, ISTVÁN – MARTIN, LÁSZLÓ – KÁLLAI, JÁNOS

Theoretical background: *The Self-Concept Clarity Scale (SCCS) developed by Campbell et al. (1996) is suitable for measuring one structural feature of the self-concept, its clearly and firmly defined nature. Purpose: In this study we present the Hungarian version of the Self-Concept Clarity Scale (SCCS-H) and evaluate its psychometric characteristics. Method: 1205 persons (245 men, 960 women; average age 27.05 years, SD = 9.8 years) participated in a cross-sectional, self-reporting questionnaire-based research. Besides SCCS, the Rosenberg Self Esteem Scale (RSES), the Anxiety Sensitivity Index (ASI), the Intolerance of Uncertainty Scale (IUS) and the Schizotypal Personality Questionnaire (SPQ-BH) were also administered. Results: The exploratory factor analysis revealed one factor, which explained 50.8% of the total variance. The fit of our one-dimensional model was acceptable (CFI= 0.939; TLI=0.925; RMSEA=0.079; CI<sub>90</sub>=0.072-0.085). The reliability analysis indicated good internal consistency for the instrument ( $\alpha=0.88$ ). Construct-validity results are consistent with the literature: self-concept clarity moderately positively correlated with self-esteem, however they are not replaceable constructs. Self-concept clarity is moderately negatively associated with anxiety-based somatic and cognitive symptoms (ASI) and with negative responses to uncertain, ambiguous events/situations (IUS). In addition to anxiety-based personality traits we also verified the negative correlation of SCCS with the degree of schizotypic involvement (SPQ). Conclusion: The Hungarian version of Self-Concept Clarity Scale can be considered a reliable and valid measurement tool for the clear and confident nature of self-concept. Being an indicator of general, psychological vulnerability, SCCS may serve both as a reference point for psychopathological research and as a screening tool for mental patients, furthermore for assessing psychotherapeutic efficacy too.*

**Keywords:** *self-concept clarity, Self-Concept Clarity Scale, explorative and confirmative factor analysis, reliability, validity*

A cikk a Creative Commons Attribution 4.0 International License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>) feltételei szerint publikált Open Access közlemény, melynek szellemében a cikk bármilyen médiumban szabadon felhasználható, megosztható és újraközölhető, feltéve, hogy az eredeti szerző és a közlés helye, illetve a CC License linkje és az esetlegesen végrehajtott módosítások feltüntetésre kerülnek. (SID\_1)