

A De Jong Gierveld Magányosság Skála magyar változatának pszichometriai jellemzői

SZABÓ DOMINIK – SZILI ILONA*

Károli Gáspár Református Egyetem Bölcsész- és Társadalomtudományi Kar,
Pszichológiai Intézet, Budapest, Magyarország

(Béérkezett: 2021. február 24.; elfogadva: 2021. november 14.)

Elméleti háttér: A magányosság a társas kapcsolati háló szubjektíven észlelt minőségi vagy mennyiségi elégtelensége folytán kialakuló kellemetlen élmény, amelyet korábbi kutatók számos testi és pszichés zavarral hoztak összefüggésbe. Reprezentatív felmérések szerint a jelenség nemzetközi és hazai fronton is sokakat érint. *Cél:* Célunk a De Jong Gierveld Magányosság Skála magyar változata faktorszerkezetének és további pszichometriai jellemzőinek felmérése volt. *Módszerek:* Keresztmetszeti, önbeszámoló kérdőíveket tartalmazó online kutatásunkban 934 fő vett részt (86% nő, átlagéletkor: 32,8 [SD = 11,4] év). A validáláshoz egyteteles skálákat, valamint az UCLA Magányosság Skála, az Élettel való Elégedettség Kérdőív, a Pozitív és Negatív Affektivitás Skála, a Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív, illetve a Rövidített Beck Depresszió Kérdőív magyar változatait használtuk fel. A mérőeszköz faktorstruktúrájának feltárásához parallel elemzést, valamint feltáró és megerősítő faktorelemzéseket végeztünk. A külső validitást rangkorrelációs elemzésekkel vizsgáltuk. *Eredmények:* A parallel elemzés és a feltáró faktorelemzés eredménye alapján a skála tételei egy faktorba rendeződtek. Az elvégzett megerősítő faktorelemzések alapján a legjobb illeszkedést a bifaktoriális modell mutatta ($\chi^2(33) = 104,755$, $p < 0,001$; $\chi^2/df = 3,174$; RMSEA = 0,068; CFI = 0,992; TLI = 0,987). E modell alaposabb értékelését segítő mutatók egyetlen globális faktor (magányosság) jelenlétét igazolják, mivel a feltételezett specifikus faktorok alacsony megbízhatósággal rendelkeznek (ECV = 0,851, PUC = 0,545, ARPB = 0,055, általános magányosság: $\omega_h = 0,915$, szociális magányosság: $\omega_h = 0,215$, emocionális magányosság: $\omega_h = 0,001$). A mérőeszköz a külső validitást mérő skálákkal megfelelő erősségű és irányú együttjárást mutatott. *Következtetés:* Feltételezhetjük, hogy a De Jong Gierveld Magányosság Skála magyar változata a magányosságérzés megbízható és érvényes mérőeszköze.

Kulcsszavak: De Jong Gierveld Magányosság Skála, magányosság, faktorelemzés, validitás

1. Bevezetés

A magányosság gyakori és univerzális jelenség. Perlman és Peplau (1981) szerint a fogalom olyan kellemetlen élményt jelöl, amely akkor áll elő, ha a személy úgy érzi, társas kapcsolati hálójának összetétele minőségileg vagy

* Levelező szerző: Dr. Szili Ilona, Károli Gáspár Református Egyetem Bölcsész- és Társadalomtudományi Kar, Pszichológiai Intézet, 1037 Budapest, Bécsi út 324. E-mail: szili.ilona@kre.hu

mennyiségileg nem kielégítő. Ez a definíció a magányosságot egydimenziós konstruktumként írja le, amely főként a megélés intenzitásában mutat változékonyságot (de Jong-Gierveld, 1998). Weiss (1973) ezzel szemben a magányosság két típusát különíti el: az emocionális izolációból eredő és a szociális izolációból eredő magányosságot. Előbbi oka a szoros, közeli érzelmi kötődés hiányában, utóbbié a társas kapcsolatok hálózatának hiányosságai-ban keresendő. Bound Alberti (2018, 2019) – áttekintve a magányosság történetét, megírva annak „életútját” – a magányosságra egy nagy „emocionális klaszterként” tekint, amely több különálló, egymással akár versenyre is kelő érzelmet rejt magában, mint például szomorúság, vágy, féltékenység, csalódottság, neheztelés, gyász, félelem, düh, önsajnálát.

A magányosságérzés számos, az élet különböző területein tapasztalható problémával hozható összefüggésbe. Heinrich és Gullone (2006) a magányosság klinikai jelentőségét áttekintő tanulmányában olvashatjuk, hogy a magányosság összekapcsolható a társas támogatottság negatív értékelésével és az elutasítottság érzésével, negatív összefüggésben áll az étellel való elégedettséggel, továbbá közepesen erős pozitív korrelációt ($r = 0,40-0,60$) mutat a depresszióval. Egy 7 országot felölelő nemzetközi felmérésben szignifikáns negatív összefüggést találtak a magányosság, illetve a szubjektív egészségi állapot és a szubjektív anyagi helyzet között (de Jong-Gierveld & van Tilburg, 2010). Egy holland őslakosokkal és bevándorlókkal végzett kutatásban pedig ugyanilyen irányú kapcsolatot találtak a magányosság és a szubjektív életminőség között (Uysal-Bozkir, Fokkema, MacNeil-Vroomen, van Tilburg, & de Rooij, 2017).

Egy új, több mint tízezer fő bevonásával készült felmérés az amerikaiak 61%-át sorolta a magányos emberek csoportjába (Cigna Corporation, 2020), és a magányosságra egyenesen úgy hivatkozik, mint egy Amerikát fenyegető járványra. A 2019–20-as Community Life Survey eredményei szerint a 16 éves vagy idősebb angolok 47%-a érzi magát olykor vagy gyakrabban magányosnak (Department for Digital, Culture, Media & Sport, 2020). Hazai viszonylatban a 2016. évi Mikrocenzus számai állnak rendelkezésre: ezek alapján a 16 éves vagy annál idősebb magyar lakosok 43,2%-a mondja azt magáról, hogy időnként, többnyire vagy mindig magányos (Központi Statisztikai Hivatal, 2018).

A magányosságot elsősorban önkitöltős kérdőívek segítségével szokták felmérni, amelyek közül kettő emelhető ki. Az *UCLA Magányosság Skála* (UCLA Loneliness Scale) elsősorban az amerikai kutatásokban jut szerephez, míg a *De Jong Gierveld Magányosság Skála* (De Jong Gierveld Loneliness Scale; DJGLS) használata Európában, Ázsiában és Ausztráliában terjedt el. Kutatásunkban ez utóbbit tesszük alapos vizsgálat tárgyává, előbbit pedig a validitás teszteléséhez fogjuk felhasználni.

1.1. Az eredeti mérőeszköz kidolgozása és a faktorszerkezetére irányuló kutatások áttekintése

A kérdőív végleges, jelen kutatásban is alkalmazott változatát Jenny de Jong-Gierveld és munkatársai egy több évet felölelő kutatássorozat keretében alakították ki, amelyről az érdeklődő olvasó részletesen olvashat de Jong-Gierveld (1989) tanulmányában. A szerzők egy olyan rövid mérőeszközt kívántak megalkotni, amely képes jól mérni a magányosság fokozatait, valamint pozitív és negatív szövegezésű tételeket egyaránt tartalmaz. Szándékukban állt az is, hogy az így kialakított kérdőív – a három válaszkategória dichotomizálását követően¹ – megfeleljen a Rasch-modell kritériumainak, köztük az unidimenzionalitásnak, vagyis annak a feltételnek, hogy a tételek mögött csupán egyetlen látens dimenzió jelenhet meg. De Jong-Gierveld és Kamphuis 1985-ben megjelent tanulmányukban kijelentették, hogy a skála megfelel a Rasch-kritériumoknak, és az ábrákon kibontakozó második dimenzió csupán egy, a tételek eltérő szövegezéséből eredő módszertani műtermék, ilyesformán nincs elméleti megalapozottsága annak, hogy a mérőeszközt kétdimenziósnek tekintsék (de Jong-Gierveld & Kamphuis, 1985). Van Tilburg (1988) doktori disszertációjában a teljes, 11 tételes skálánál magasabb homogenitással rendelkező alszkálákat keresett, és végül két alszkálát talált, nevezetesen a negatív szövegezésű tételekből álló *emocionális magányosság*, valamint a pozitív szövegezésű tételekből álló *szociális magányosság* alszkálát. Ennek ellenére továbbra is egydimenziós mérőeszközként tekintett a skálára. Egy 1992-ben megjelent könyvfejezetben de Jong Gierveld és van Tilburg a mérőeszközt már – Weiss (1973) klasszikus elméletére hivatkozva – kétdimenziósként könyvelték el (de Jong Gierveld & van Tilburg, 1992), majd 1999-ben megjelent tanulmányukban (de Jong Gierveld & van Tilburg, 1999) javaslatot tettek arra vonatkozóan, hogy a konkrét kutatási kérdéstől függően a skála egy- és kétdimenziós mérőeszközként is használható. Az elkövetkezendő években különféle nemzetiségű kutatók számos vizsgálatot végeztek eltérő jellemzőkkel bíró mintákon, eltérő elemzési módszerek felhasználásával, ezekben azonban rendre egymásnak ellentmondó következtetésekre jutottak (1. táblázat), így a mérőeszköz pontos faktorstruktúrája napjainkban is vita tárgyát képezi.

¹ A három eredeti válaszkategória: 1 = Nem, 2 = Többé-kevésbé, 3 = Igen. A pozitív (fordított) szövegezésű tételeknél a pontszámok értelemszerűen megfordulnak. A dichotomizálás a következőképpen történik: a negatív (egyenes) szövegezésű tételeknél a Nem válasza 0 pontot adunk, a Többé-kevésbé és Igen válasza 1-et, míg a pozitív (fordított) szövegezésű tételeknél a Nem és Többé-kevésbé válasz esetén 1 pontot adunk, Igen válasz esetén 0 pontot.

1. táblázat. A 11 tételes De Jong Gierveld Magányosság Skála (DJGLS) strukturális jellemzőit vizsgáló kutatások áttekintése

Szerző(k)	Vizsgálati minta/minták	Ország(ok)	Módszer(ek)	Eredmény(ek)
de Jong-Gierveld & Kamphuis (1985)	1201 fő	Hollandia	dichotomizált válaszok IRT, PCA	IRT: a skála megfelelt a Rasch-modell elvárásainak PCA: egydimenziós struktúra valószínűsíthető, amelyhez a tételek eltérő szövegezéséből eredő, kismértékű módszertani torzítás társul
van Tilburg (1988)	419 fő, 20 éves vagy idősebb személyek	Hollandia	dichotomizált válaszok IRT	az 1. tétel nem illeszkedett a skálába; a pozitív és negatív szövegezésű tételekből álló alskálák erősebb homogenitással rendelkeztek, mint a teljes skála
van Tilburg & Leeuw (1991)	40–196 főből álló minták, 25–65 éves egyedülálló nők	Hollandia	dichotomizált válaszok IRT	a skála gyenge, közepes és erős homogenitással jellemezhető, a felvétel módjától függően (önkitöltős kérdőív, telefonos interjú, személyes interjú)
van Tilburg, van Sonderen, & Ormel (1991)	82 várandós nő, 105 frissen máshová költözött, illetve 52 jövőben nyugdíjba menő személy	Hollandia	dichotomizált válaszok IRT	a skála közepes mértékű homogenitással rendelkezett mindhárom mintában
de Jong Gierveld & van Tilburg (1992)	179 fő, 65 éves vagy idősebb személyek	Hollandia	dichotomizált válaszok IRT	az 1. tétel nem illeszkedett a skálába; a pozitív és negatív szövegezésű tételekből álló skálák erősebb homogenitással rendelkeztek, mint a teljes skála
Moorer & Suurmeijer (1993)	723 fő, 66 éves vagy idősebb személyek	Hollandia	öt fokú Likert-skála IRT	az 1. tétel nem illeszkedett a skálába; a fennmaradó 10 tétel gyenge homogenitású skálát alkotott
Peters & Liefbroer (1997)	3390 fő, 55 éves vagy idősebb személyek	Hollandia	dichotomizált válaszok IRT	a skála gyenge homogenitással rendelkezett
Penninx és munkatársai (1997)	2829 fő, 55 éves vagy idősebb személyek	Hollandia	dichotomizált válaszok IRT	a skála gyenge homogenitással rendelkezett

1. táblázat (folytatás)

Szerző(k)	Vizsgálati minta/minták	Ország(ok)	Módszer(ek)	Eredmény(ek)
van Tilburg, de Jong Gierveld, Lecchini, & Marsiglia (1998)	egy 3750 fős, idős holland személyekből és egy 1543 fős, idős olasz személyekből álló minta	Hollandia, Olaszország	dichotomizált válaszok IRT	a skála gyenge homogenitással rendelkezőt mindkét mintában
Penninx és munkatársai (1999)	2788 fő, 55 éves vagy idősebb személyek	Hollandia	dichotomizált válaszok IRT	a skála gyenge homogenitással rendelkezőt
de Jong Gierveld & van Tilburg (1999)	egy 1548 fős, idős holland személyekből és egy 1548 fős, idős olasz személyekből álló minta	Hollandia, Olaszország	dichotomizált válaszok IRT	a szociális és emocionális magányosságot mérő alskálák gyenge-közepes mértékű homogenitást mutattak a két mintában
van Baarsen, Smit, Snijders, & Knipscheer (1999)	143 fő, idős özvegy nők és férfiak	Hollandia	háromfokú Likert-skála PCA: Varimax forgatás IRT	PCA: kétdimenziós szerkezet, a teljes megmagyarázott varianciányad: 53,8% IRT: az emocionális és szociális magányosság skálák tételei mérsékelten erős homogenitású skálákat alkottak
Post, van Duijn, & van Baarsen (2001)	4494 fő, 55 éves vagy idősebb személyek	Hollandia	háromfokú Likert-skála IRT	egydimenziós szerkezet; az 1., 2. és 10. tétel problémásnak tűnik, de a 3. tétel elhagyásával előáll 8 tételű skála erős homogenitással és mintainvarianciával rendelkező
van Baarsen, Snijders, Smit, & van Duijn (2001)	3987 fő, 55 éves vagy idősebb személyek	Hollandia	dichotomizált válaszok és háromfokú Likert-skála IRT	kétdimenziós szerkezet; az 1. tétel torzítást mutat; a férfiaknál a szociális magányosság tételei, míg a nőknél az emocionális magányosság tételei voltak kevésbé extrémek (a férfiak esetében az emocionális magányosság nagyobb fokú jelenléte szükséges ahhoz, hogy pozitív választ adjanak az emocionális magányosság tételeire, míg a nők esetében ugyanez a tendencia a szociális magányosság tételeinél volt megfigyelhető)

1. táblázat (folytatás)

Szerző(k)	Vizsgálati minta/minták	Ország(ok)	Módszer(ek)	Eredmény(ek)
van Tilburg, Havens, & de Jong Gierveld (2004)	3543 fő, holland, toszkán és manitobai 70–89 éves személyek	Hollandia, Olaszország, Kanada	háromfokú Likert-skála LCA, DIF	LCA: a negatív szövegezésű tételek a szociális és az emocionális magányosságot is mérhetik, míg a pozitív szövegezésű tételek elsődlegesen a szociális magányosságot DIF: a lakóhely és a partner elérhetősége mentén eltérő tételműködés figyelhető meg
Dykstra & de Jong Gierveld (2004)	3737 fő, 55 éves vagy idősebb személyek	Hollandia	háromfokú Likert-skála EFA: Varimax forgatás	EFA: kétfaktoros szerkezet, a teljes megmagyarázott varianciarányad: 53,78%
Dykstra, van Tilburg, & de Jong Gierveld (2005)	utánkövetéses vizsgálatban részt vevő 55 évnél idősebb személyek	Hollandia	dichotomizált válaszok IRT	a skála elfogadható mértékű homogenitással rendelkezett minden adatfelvételnél
Dykstra & Fokkema (2007)	2223 fő, 30–76 éves, házaspáros, elvált és újránházasodott személyek	Hollandia	ötffokú Likert-skála IRT PCA: ferde forgatás	IRT: kétdimenziós szerkezet PCA: kétdimenziós szerkezet, a teljes megmagyarázott varianciarányad: 60,49%
Iecovich (2013)	2067 fő (illetve egy 1023 fős, egy 335 fős és egy 709 fős részminta), időskorú személyek	Izrael	ötffokú Likert-skála PCA: Varimax forgatás	PCA: háromdimenziós szerkezet (az emocionális magányosság faktor kettévált), a teljes megmagyarázott varianciarányad: 66,13% (teljes minta), 67,31% (1. részminta), 68,47% (2. részminta), 63,75% (3. részminta)
Grygiel, Humenny, Rębisz, Świtaj, & Sikorska (2013)	429 fő, egyetemi hallgatók	Lengyelország	ötffokú Likert-skála CFA: polikorikus korrelációs mátrix, WLSMV becslési módszer IRT	CFA: a bifaktoros modell elfogadható illeszkedést mutatott; az 1., 2. és 11. tétel elhagyásával kialakított inkomplett bifaktoros modell alszkálái már képesek voltak az emocionális és a szociális magányosság elkülönítésére; a közös variancia 73%-áért ugyanakkor az általános magányosság faktor volt felelős IRT: a skála homogenitása közepes mértékű végkövetkeztetés: a skála esszenciálisan unidimenziális ¹

¹ A „szigorú unidimenziionalitás” azt jelenti, hogy csak és kizárólag egy dimenzió felelős a tételek közötti korrelációért. Ezzel szemben az „esszenciális unidimenziionalitás” megengedi a kevésbé jelentős dimenziók jelenlétét mindaddig, amíg jelen van egy domináns dimenzió (Stout, 1987).

1. táblázat (folytatás)

Szerző(k)	Vizsgálati minta/minták	Ország(ok)	Módszer(ek)	Eredmény(ek)
Penning, Liu, & Chou (2014)	utánkövetéses vizsgálatból származó minták: 243 fő az első időpontban, majd 204 fő a második időpontban, 45 éves vagy idősebb személyek	Kanada	háromfokú Likert-skála EFA: ML becslési módszer, ferde forgatás CFA: FIML becslési módszer mérési invariancia: az életkori csoportok és a teszt-felvételi időpontok között	CFA: egydimenziós struktúra tesztelése: az egyfaktoros modell nem mutatott jó illeszkedést; módszertani hatások tesztelése: pozitív vagy negatív módszertani faktor bevonása után az illeszkedés javult, a pozitív és negatív módszertani faktort tartalmazó modell közelítése nem sikerült EFA: kétfaktoros szerkezet; lehetséges keresztöltések a 6. és 8. tétel esetében CFA: többdimenziós struktúra tesztelése: a kétdimenziós szerkezet jobb illeszkedési mutatókkal rendelkezett az egydimenziósnál, ha a 8. tételt csak a szociális magányosság faktoron engedték tölteni, és még ennél is jobb mutatókkal, ha megengedték a 8. tétel keresztöltését a két faktoron mérési invariancia: alátámasztást nyert a kétdimenziós faktorstruktúra invarianciája az életkori csoportok és a tesztfelvételi időpontok között végkövetkeztetés: a skála valószínűsíthetően egydimenziós, ám pozitív és negatív módszertani hatások is befolyásolják
Buz, Urchaga, & Polo (2014)	328 fő, 60 éves vagy idősebb személyek	Spanyolország	dichotomizált válaszok, tetra korikus korrelációs mátrix CFA: ULS becslési módszer, bootstrap PA: minimum rang elemzési technika EFA: ULS becslési módszer, ferde és merőleges forgatás	CFA: legjobb illeszkedés: ferde kétfaktoros modell (a faktorok közötti korreláció: $r = 0,87$); jó illeszkedés: egyfaktoros modell EFA: ferde forgatásnál 2 tétel került a 2. faktorba, merőleges forgatásnál 4 tétel; a faktorstruktúrák nem voltak tiszták, számos keresztöltést figyeltek meg végkövetkeztetés: egyfaktoros struktúra valószínűsíthető

1. táblázat (folytatás)

Szerző(k)	Vizsgálati minta/minták	Ország(ok)	Módszer(ek)	Eredmény(ek)
Buz & Pérez-Arechaederra (2014)	585 fő, 60 éves vagy idősebb otthon élő személyek	Spanyolország	dichotomizált válaszok IRT, DIF, PCA	IRT: a Rasch-modell megfelelő illeszkedést mutat; hiányoznak az alacsony fokú magányosságot pontosan mérő tételek DIF: a házassági státusz és az egyedül/másokkal együtt élés mentén eltérő tételműködés figyelhető meg PCA: a Rasch-modell közel 60%-nyi varianciát magyaráz, egydimenziós látens változó valószínűsíthető
Çavdar, Bağcı, Çorbacı, Sarıtaş, & Taşdelen-Yayvak (2015)	613 fő, 18–25 éves egyetemi hallgatók	Törökország	négyfokú Likert-skála PCA: Promax forgatás CFA: MLR becslési módszer	PCA: kétdimenziós szerkezet, a teljes magyarázott varianciahányad: 56,90% CFA: kétdimenziós szerkezet
Uysal-Bozkır, Fokkema, MacNeil-Vroomen, van Tilburg, & de Rooij (2017)	1140 fő, 55 éves vagy idősebb török, marokkói, szurinámi kreol, szurinámi hindusztáni, illetve holland személyek	Hollandia	háromfokú Likert-skála LCA CFA: ML becslési módszer	LCA: a kétdimenziós szerkezet látszott megfelelőnek a parszimónia-elv és az elméleti megfontolások alapján CFA: a kétfaktoros szerkezet jó illeszkedést mutatott a török csoportban, ám a többi csoportban gyenge illeszkedési mutatókkal rendelkezett
Ventura-León & Caycho (2017)	509 fő, serdülők, illetve fiatal és idősebb felnőttek	Peru	háromfokú Likert-skála PA EFA: ULS becslési módszer CFA	PA: egydimenziós szerkezet EFA: egyfaktoros szerkezet, magyarázott varianciahányad: 50,23% CFA: <i>legjobb illeszkedés:</i> bifaktoros modell; <i>jó illeszkedés:</i> ferde kétfaktoros modell végkövetkeztetés: ferde kétfaktoros struktúra
Ventura-León, Caycho-Rodriguez, Barboza-Palomino, & Cáceres-Gonzales (2017)	851 fő, serdülők	Peru	a kitöltők életkorához igazított tételszövegezés háromfokú Likert-skála CFA	CFA: <i>legjobb illeszkedés:</i> bifaktoros modell; <i>jó illeszkedés:</i> egy vonásfaktort és egy negatív módszertani faktort tartalmazó modell; <i>elfogadható illeszkedés:</i> ferde kétfaktoros modell, egy vonásfaktort és egy pozitív módszertani faktort tartalmazó modell végkövetkeztetés: ferde kétfaktoros struktúra

1. táblázat (folytatás)

Szerző(k)	Vizsgálati minta/minták	Ország(ok)	Módszer(ek)	Eredmény(ek)
Tomás, Pinazo-Hernandis, Donio-Bellegarde, & Hontangas (2017)	335 fő, 55 éves vagy idősebb személyek	Spanyolország	háromfokú Likert-skála CFA: WLSMV becslési módszer IRT	CFA: legjobb illeszkedés: bifaktoros modell; nagyon jó illeszkedés: ferde kétfaktoros modell, egy vonásfaktort és egy negatív módszertani faktort tartalmazó modell IRT: legjobb illeszkedés: kétdimenziós, kétparaméteres logisztikus osztályozott válaszmódel (graded response model) végkövetkeztetés: a skála alapvetően egydimenziós, a negatív szövegezésű tételek módszertorzítást idéznek elő
Grygiel, Humenny, & Rębisz (2019)	utánkövetéses vizsgálatból származó minták: 6136 fő az első időpontban, majd 5802 fő a második időpontban, ötödik, később hatodik osztályos gyermekek	Lengyelország	négyfokú Likert-skála CFA: polikorikus korrelációs mátrix, WLSMV becslési módszer ESEM: WLSMV becslési módszer, Target forgatás longitudinális invariancia	CFA: legjobb illeszkedés: bifaktoros modell (5. és 6. osztály); <i>elfogadható illeszkedés:</i> kétfaktoros modell (5. és 6. osztály) ESEM: a bifaktoros ESEM nem mutatott jobb illeszkedést a bifaktoros CFA-nál (5. és 6. osztály) longitudinális invariancia: a DJGLS struktúrája stabil maradt az idő múlásával végkövetkeztetés: a bifaktoros modell specifikus skálái nem megbízhatóak, a mérőeszköz esszenciálisan unidimenzionális
Yang & Guo (2019)	500 fő, falusi idős személyek	Kína	háromfokú Likert-skála PCA: Varimax forgatás CFA	PCA: kétdimenziós szerkezet, a teljes megmagyarázott varianciarányad: 50,87% CFA: kétfaktoros szerkezet

Megjegyzés: CFA = megerősítő faktoranalízis, DIF = eltérő tételműködés, DJGLS = De Jong Gierveld Magányosság Skála, EFA = feltáró faktoranalízis, ESEM = feltáró strukturális egyenletek módszere, FIML = teljes információs legnagyobb valószínűség, IRT = tétel-válasz elmélet, LCA = látens osztály elemzés, ML = legnagyobb valószínűség, MLR = robusztus legnagyobb valószínűség, PA = párhuzamos elemzés, PCA = főkomponens-elemzés, ULS = súlyozatlan legkisebb négyzetek, WLSMV = súlyozott legkisebb négyzetek (az átlag és a variancia korrekciójával).

Az 1. táblázatban felsorolt különféle validáló tanulmányokban mind a klasszikus tesztelmélet (*Classical Test Theory*, CTT; pl. Grygiel, Humenny, & Rejsz, 2019), mind a valószínűségi (vagy tétel-válasz) tesztelmélet (*Item-Response Theory*, IRT) eszközeinek felhasználásával végeztek számításokat a kutatók (pl. Buz & Pérez-Arechaederra, 2014), míg egyes tanulmányokban e kettőt együttesen alkalmazták (pl. Tomás, Pinazo-Hernandis, Donio-Bellegarde, & Hontangas, 2017).

Jelen kutatásban mi a klasszikus tesztelmélet megközelítését vettük alapul. Mielőtt azonban megindokolnánk e döntésünket, szükségesnek tartjuk Hambleton és Jones (1993) tanulmánya alapján a CTT és az IRT főbb jellemzőinek összehasonlítását, valamint előnyeik és hátrányaik kiemelését. A CTT esetében a modell lineáris, míg az IRT esetében nemlineáris. A CTT fókuszában a teljes kérdőív áll, míg az IRT esetében az egyes tételek működését vizsgáljuk. A CTT előfeltételei gyengék, az elmélet könnyen illeszthető a felvett adatokhoz, míg az IRT esetében erős előfeltételekről beszélhetünk és az elmélet nehezebben illeszthető az adatokhoz. A kérdőív által mért képesség (tulajdonság, vonás) és a tételek kapcsolata a CTT esetében nem meghatározott, míg az IRT esetében a tétel-karakterisztikus függvények teremtenek összefüggést közöttük. A CTT esetében a tesztpontszámok vagy a becült valós pontszámok (*true score*) a tesztpontszám-skálán (vagy egy transzformált tesztpontszám-skálán) rögzíthetők, míg az IRT esetében a képesség-pontszámok egy $-\infty$ és $+\infty$ közötti skálán (vagy egy transzformált skálán) rögzíthetők. A tétel- és személyparaméterek a CTT esetében függenek a mintától, az IRT esetében a tétel- és személyparaméterek mintafüggetlenek, ha a modell illeszkedik az adatokhoz. A tételek jellemzéséhez a CTT esetében az item-totál korrelációs mutató (mint tételdiszkriminációs mutató) és a P -érték (a helyes [irányú] választ adó személyek aránya mint tételnehézségi mutató) állnak rendelkezésünkre, míg az IRT megközelítés használatakor a tételek a nehézségi (b), diszkriminációs (a), illetve pszeudo-, azaz általalgatás (c) paraméterek, illetve a kapcsolódó tétel-információs függvények segítségével jellemezhetők (háromparaméteres logisztikus [3PL] modell esetében). Az elvárt mintaelemszám a CTT esetében jellemzően 200–500 fő, az IRT esetében viszont általában 500 fő feletti mintaelemszámot tekintünk elégségesnek. A fentebbiekből látható, hogy a klasszikus tesztelméleti megközelítéssel könnyebben magyarázható és érthető eredményeket nyerhetünk viszonylag kis elemszámú (al)mintákon is, ezért meglátásunk szerint helyesebb ezt a megközelítést használnunk jelen, a mérőeszközt hazai környezetben először bemutató munkánkban. Látható azonban, hogy a valószínűségi tesztelméleti megközelítésnek is bőven vannak előnyös tulajdonságai, így egy későbbi tanulmányban érdemes lenne megvizsgálni a kérdőív pszichometriai jellemzőit ebből a nézőpontból is.

1.2. Célkitűzés

Jelen vizsgálatunk célja a De Jong Gierveld Loneliness Scale (de Jong-Gierveld & Kamphuis, 1985) magyar nyelvű változata, a De Jong Gierveld Magányosság Skála (DJGLS-H) átfogó pszichometriai elemzése, amely magában foglalja a skála faktorszerkezetének vizsgálatát, valamint a kérdőív belső konzisztenciájának és validitásának ellenőrzését.

2. Módszerek

2.1. Résztvevők és eljárás

Az adatfelvétel 2019. december és 2020. február között kényelmi mintavételezéssel történt. A kérdőívcsomagot a Google Forms kérdőívszerkesztő platform segítségével készítettük el, majd a Facebook közösségi oldal azon csoportjaiban osztottuk meg, amelyek egyedülálló, elvált (vagy különélő), társat/barátot kereső, gyermekeiket egyedül nevelő személyeket tartalmaztak. A minta kiegyensúlyozottsága érdekében a kérdőívcsomagot megosztottuk (házas)párok, illetve nagycsaládosok csoportjaiban is. A mintába kerülés egyetlen kritériuma a betöltött 18. életév volt, kizáró kritériumot nem alkalmaztunk.

A vizsgálatban, amelyet előzetesen a Károli Gáspár Református Egyetem Pszichológiai Intézetének Kutatásetikai Bizottsága hagyott jóvá (az etikai engedély száma: 116/2019/P/ET), összesen 934 fő vett részt. Mintánkban a nők ($n = 803$, 86%) jelentősen felülreprezentáltak a férfiakhoz ($n = 131$, 14%) képest. A kitöltők átlagéletkora 32,8 (SD = 11,4) év. A legfiatalabb kitöltő 18 éves, a legidősebb 74 éves volt. A válaszadók többsége (56,1%) hajadon/nőtlen. Lakóhelyük településtípusa alapján 54,9%-uk a fővároson kívül él. Az iskolai végzettség tekintetében 2,4%-uk alapfokú, 43,9%-uk középfokú, 53,7%-uk felsőfokú végzettséggel rendelkezik.

2.2. A skála magyar változatának kialakítása

A De Jong Gierveld Loneliness Scale angol nyelvű tételeit három független fordító (a két szerző és egy anglisztika szakos hallgató) ültette át magyar nyelvre, majd a fordítócsoporthoz tagjai konszenzusos döntéssel alakították ki a végleges magyar állításokat, amelyeket azután két független szakfordító visszafordított angolra. A visszafordított és az eredeti tételek tartalmi egyezőségét Jenny de Jong Gierveld és mi magunk is megvizsgáltuk. Saját véle-

ményünk, a szerző visszajelzése, illetve egy 13 fővel végzett – a tételek érthetőségét, tartalmi világosságát vizsgáló – pilot-kutatás eredményei alapján nem tartottunk szükségesnek módosítást.

2.3. A validáláshoz felhasznált mérőeszközök

A saját anyagi helyzetre vonatkozó szubjektív értékelést a Hungarostudy 2013 vizsgálatban alkalmazott kérdéssel („Országos viszonylatban milyennek tartja anyagi helyzetét?”), tízfokú Likert-skálán mértük, „nagyon rossz” (1) és „nagyon jó” (10) végpontokkal (Susánszky & Szántó, 2013).

A szubjektív egészségi állapotot és életminőséget a 2002-es Hungarostudy kutatásban is használt „Összességében hogyan minősíti saját egészségi állapotát?” kérdés (Kopp & Kovács, 2006), illetve az ennek nyomán kialakított „Összességében hogyan minősíti saját életminőségét?” kérdés segítségével mértük fel. A tételek megválaszolásához kínált öt válaszlehetőség a „nagyon rossz”-tól (1) a „kiváló”-ig (5) terjedt.

A vizsgálati személyek szubjektív magányosságérzését az alábbi kérdéssel mértük: „Milyen gyakran érzi magát magányosnak?”, amelyre a résztvevők egy négyfokú Likert-skála segítségével válaszoltak a következő válaszlehetőségek felhasználásával: 1 = „soha”, 2 = „ritkán”, 3 = „néha”, 4 = „gyakran”.

A 20 tételből álló *UCLA Magányosság Skála* (UCLA-LS; Russell, Peplau, & Cutrona, 1980) magyar fordítását Csóka, Szabó, Sáfrány, Rochlitz és Bódizs (2007) készítette el, használatát Csóka Szilvia engedélyezte számunkra. Hazánkban a kérdőívet még nem validálták, ám több kutatásban is eredményesen alkalmazták a magányosságérzés mérésére (pl. Kiss & Pikó, 2017; Prieara & Pikó, 2015). A kitöltőknek négyfokú skálán – a „soha” (1) és a „mindig” (4) végpontok között – kellett értékelniük, hogy az állítások mennyire igazak rájuk, milyen gyakran fordulnak elő velük. A skála a fentebb említett kutatásokban (Cronbach- α = 0,85 [Kiss & Pikó, 2017] és Cronbach- α = 0,90 [Prieara & Pikó, 2015]) és saját mintánkon (Cronbach- α = 0,93) egyaránt kiváló belső homogenitást mutatott.

A *Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív* (MSPSS; Zimet, Dahlem, Zimet, & Farley, 1988; magyar változat: Papp-Zipernovszky, Kékesi, & Jámборi, 2017) 10 tételből álló mérőeszköz, amelyet az észlelt társas támogatás szubjektív mérésére fejlesztettek ki. A vizsgálati személyeknek ötfokú Likert-skálán, az „egyáltalán nem” (1) és a „teljes mértékben” (5) végpontok között kellett megjelölniük, hogy mennyire tartják igaznak az állításokat magukra vonatkoztatva. A kérdőív három alskálát tartalmaz: Család, Barátok és Szignifikáns mások. Papp-Zipernovszky és munkatársai (2017) kuta-

tása alapján teljes kérdőív és az egyes alskálák kiváló belső konzisztenciával (Cronbach- α) rendelkeznek ($\alpha = 0,91$ [teljes kérdőív], $\alpha = 0,91$ [Család], $\alpha = 0,93$ [Barátok], $\alpha = 0,87$ [Szigifikáns mások]), és ezt a saját mintánkon kapott értékek is alátámasztják: $\alpha = 0,92$ (teljes kérdőív), $\alpha = 0,93$ (Család), $\alpha = 0,94$ (Barátok), $\alpha = 0,87$ (Szigifikáns mások).

A Rövidített Beck Depresszió Kérdőív (BDI-R; Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961) 9 tétele a depressziós tünetegyüttes súlyosságát méri (Kopp & Kovács, 2006). A depressziós tünetegyüttes tartós negatív érzelmi beállítódás (negatív hangulat), amelynek legfontosabb jellemzői a tehetetlenség, a kontrollvesztés érzése, a mások iránti érdeklődés csökkenése, a döntésképtelenség, az önvádolás, és a jövő reménytelenségének érzete (Kopp, Skrabski, & Szedmák, 1999). A kitöltőknek négyfokozatú Likert-skála (0 = „egyáltalán nem jellemző”, 3 = „teljes mértékben jellemző”) segítségével kellett pontozniuk, hogyan érezték magukat az elmúlt időszakban. A kérdőív belső konzisztenciája a 2002-es Hungarostudy kutatásban (Cronbach- $\alpha = 0,85$) és saját mintánkon (Cronbach- $\alpha = 0,86$) is megfelelőnek bizonyult.

Az Élettel Való Elégedettség Skála (SWLS-H; Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985; magyar változat: Martos, Sallay, Dészfalvi, Szabó, & Ittész, 2014) a pszichés jóllét kognitív aspektusát méri. Öt tétele hétfokú Likert-skálán értékelendő az „egyáltalán nem értek egyet” (1) és a „teljes mértékben egyetértek” (7) végpontok között. A kérdőív belső megbízhatósága Martos és munkatársai (2014) eredményei szerint magas (Cronbach- $\alpha \geq 0,84$). Jelen kutatásunkban a skála Cronbach- α -értéke 0,90 volt.

A 20 tételű Pozitív és Negatív Affektivitás Skálával (PANAS; Watson, Clark, & Tellegen, 1988; magyar változat: Gyollai, Simor, Köteles, & Demetrovics, 2011) mértük fel azt, hogy a vizsgálati személyek hogyan érzik magukat a jelen pillanatban, tehát milyen érzelmi állapottal jellemezhetők. A mérőeszköz 10 pozitív (pl. elhivatott, büszke, lelkes) és 10 negatív (pl. megszégyenült, ellenséges, büntudatom van) érzést, állapotot sorol fel, amelyeket ötfokú Likert-skálán (1 = „egyáltalán nem, vagy alig”, 5 = „nagyon”) kellett értékelni. A kérdőív alskáláinak reliabilitása Gyollai és munkatársai (2011) szerint megfelelő. Saját mintánkon a következő Cronbach- α mutatókról számolhatunk be: $\alpha = 0,91$ (Pozitív affektivitás), $\alpha = 0,90$ (Negatív affektivitás).

2.4. A statisztikai adatfeldolgozás lépései

A leíró statisztikai és korrelációs számításokat az R 4.0.3 statisztikai szoftvercsomag (R Core Team, 2020) beépített függvényeivel, a Cronbach- α -

mutatók kiszámítását a *psych* (Revelle, 2020) csomaggal (verziószáma: 2.0.9), az egy- és többdimenziós normalitás vizsgálatát az *MVN* (Korkmaz, Goksuluk, & Zararsiz, 2014) csomaggal (verziószáma: 5.8), a parallel elemzést és a feltáró faktorelemzést a *FACTOR 10.10.03* (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006) programmal, a megerősítő faktorelemzéseket az *R lavaan* (Rosseel, 2012) csomagjával (verziószáma: 0.6-7), a bifaktoros modell értékelését segítő mutatók kiszámítását a *BifactorIndicesCalculator* (Dueber, 2020) csomaggal (verziószáma: 0.2.1) végeztük el.

A De Jong Gierveld Magányosság Skála faktorstruktúrájának vizsgálatához keresztvalidációs módszertani megközelítést alkalmaztunk. Ez a megközelítés kombinálja a feltáró (EFA) és a megerősítő faktorelemzés (CFA) adottságait, így lehetővé téve számunkra a mérőeszköz dimenzionalitásának vizsgálatát, majd az azonosított faktormodell adekvátságának statisztikai ellenőrzését. Míg az EFA eljárásai az adott mintán legmegfelelőbb faktorstruktúra meghatározásában segítenek, addig a CFA által nyújtott eszköztár a már kialakított faktorstruktúra stabilitásának és replikálhatóságának tesztelésében lehet hasznunkra (Curcuruto, Griffin, Kandola, & Morgan, 2018). A minta páratlan és páros sorszámú eseteit két külön csoportba soroltuk, és az így kapott részminták egyikén (a továbbiakban: 1. részminta) parallel elemzést és feltáró faktorelemzést, másikon (a továbbiakban: 2. részminta) megerősítő faktoranalíziseket végeztünk. Az elemzések végrehajtása előtt mindkét részmintán megvizsgáltuk a változók normalitását. Az egyváltozós normalitást a ferdeség és csúcsosság értékeinek figyelembevételével, a többváltozós normalitást a Mardia-féle többváltozós ferdeségi és csúcsosság mutatók (Mardia, 1970) figyelembevételével értékeltük.

A megerősítő faktorelemzések során a χ^2 -próba mellett az alábbi illeszkedési mutatókat vettük figyelembe: a χ^2 -mutató és a szabadságfok hányadosa (χ^2/df), a becslési hiba négyzetes átlagának gyöke (RMSEA), összehasonlító illeszkedési mutató (CFI), Tucker-Lewis-féle illeszkedési mutató (TLI). A χ^2/df mutató esetében 3 alatti vagy 5 alatti hányadost várunk el (Bentler, 1990; Marsh & Hocevar, 1985). Korábban a CFI és TLI 0,90 feletti értékeit már elfogadhatónak tartották, ám az újabb kutatásokban jellemzően a 0,95-os értéket tekintik alsó határnak (Hu & Bentler, 1999). Browne és Cudeck (1992) szerint az RMSEA 0,05 alatti értéke szoros, 0,05 és 0,08 közé eső értéke pedig még elfogadható illeszkedést jelez.

A bifaktoros modell értékeléséhez az alábbi mutatókat számítottuk ki: az általános és a specifikus faktorok által megmagyarázott közös varianciát (*Explained Common Variance*, ECV), az egyes tételre adott válaszok és az általános faktor közös varianciarányát (*Individual Explained Common*

Variance, IECV), a tisztán egydimenziós modell által megmagyarázott varianciarányadót (*Percent of Uncontaminated Correlations*, PUC), illetve az átlagos relatív paramétertorzítást (*Average Relative Parameter Bias*, ARPB). Rodriguez, Reise és Haviland (2016) érvelése szerint a 0,70-ot meghaladó PUC- és ECV-mutatók az egydimenziós modell érvényességét támasztják alá. Reise, Scheines, Widaman és Haviland (2013) tanácsát követve, ha a PUC kisebb, mint 0,80, ugyanakkor az általános faktor által megmagyarázott közös variancia (ECV) nagyobb 0,60-nál, valamint az általános faktor hierarchikus ómega (ω_h) együtthatója nagyobb 0,70-nál, az bizonyos fokú többdimenzionalításra utal, ám az nem elég jelentős ahhoz, hogy a mérőeszköz elsődlegesen egydimenziós voltát megkérdőjelezzük. Az IECV esetében tételenként 0,80–0,85-nél magasabb értéket várunk el (Stucky & Edelen, 2014). Végül, Muthén, Kaplan és Hollis (1987) a 10–15%-os szintet el nem érő paramétertorzítást tekintik elfogadható mértékűnek, így kutatásunkban mi is ezt a határértéket tekintettük irányadónak.

A skála belső konzisztenciáját becsülő Cronbach- α mellett kiszámítottuk az ómega (ω) és hierarchikus ómega (ω_h) reliabilitásmutatókat is. A Cronbach- α esetében a legalább 0,70-os, az ω -együtthatók esetében a legalább 0,75-os értéket vártuk el a szakirodalmi ajánlások alapján (Nunnally & Bernstein, 1994; Watkins, 2017).

A De Jong Gierveld Magányosság Skála külső validitásának igazolásához a változók normalitásának sérülése miatt a skálák együttjárásának jellemzésekor a Spearman-féle rangkorrelációs együtthatókat vettük alapul. Az együtthatók erősségének értékelésekor a Cohen-féle hatásmagnaság-kritériumokra támaszkodtunk (Cohen, 1988): gyenge: $\pm 0,10$, közepes: $\pm 0,30$, erős: $\pm 0,50$.

3. Eredmények

3.1. Előzetes elemzés

A 2. táblázatban látható a De Jong Gierveld Magányosság Skála (DJGLS-H) tételeinek előzetes elemzése. A tétel-maradék korrelációk mind a teljes mintán, mind a részmintákon magasán meghaladják a Kline (2015) által javasolt 0,20-os szintet. A ferdeség értékei sem a teljes mintán, sem a részmintákon nem jeleznek jelentős eltérést a normális eloszlás ferdeségétől, azonban a csúcossági együtthatók a tételek számottevő részénél, a teljes mintán és a részmintákban is lapult (más néven *platikurtikus*) csúcosságról árulkodnak (csúcosság < -1 ; Hair, Hult, Ringle, & Sarstedt, 2017).

2. táblázat. A De Jong Gierveld Magányosság Skála (DJGLS-H) tételeinek leíró statisztikai a teljes mintán és az egyes részmintákon

Tétel	M	SD	r_{im}	g_1	g_2
1. Mindig van valaki, akivel tudok beszélni a mindennapi problémáimról.	1,63	0,67	0,588	0,597	-0,711
	1,63	0,68	0,613	0,625	-0,717
	1,64	0,67	0,565	0,565	-0,713
2. Hiányzik, hogy legyen egy igazán közeli barátom.	1,84	0,85	0,703	0,320	-1,541
	1,84	0,85	0,660	0,303	-1,565
	1,83	0,85	0,745	0,336	-1,523
3. Ürességet érzek magam körül.	1,63	0,74	0,652	0,705	-0,881
	1,66	0,73	0,654	0,623	-0,910
	1,61	0,76	0,650	0,785	-0,843
4. Sok olyan ember van, akire támaszkodhatok, ha problémáim vannak.	1,90	0,80	0,695	0,189	-1,426
	1,91	0,80	0,716	0,158	-1,420
	1,88	0,81	0,674	0,220	-1,435
5. Hiányolom a jó társaság nyújtotta örömet.	1,94	0,84	0,728	0,115	-1,569
	1,97	0,83	0,701	0,064	-1,542
	1,91	0,85	0,754	0,167	-1,594
6. A barátaim és ismerőseim körét túlságosan szűknek érzem.	1,88	0,87	0,720	0,243	-1,647
	1,87	0,87	0,696	0,250	-1,627
	1,88	0,88	0,742	0,235	-1,673
7. Több olyan ember is van, akiben teljesen meg tudok bízni.	1,80	0,86	0,634	0,400	-1,534
	1,78	0,83	0,617	0,439	-1,425
	1,82	0,89	0,651	0,358	-1,638
8. Elegendő ember van, akihez közel érzem magam.	1,83	0,83	0,778	0,322	-1,465
	1,85	0,82	0,758	0,273	-1,459
	1,81	0,84	0,798	0,372	-1,470
9. Hiányolom az embereket magam körül.	1,77	0,81	0,714	0,442	-1,329
	1,77	0,78	0,687	0,420	-1,260
	1,76	0,83	0,739	0,460	-1,397
10. Gyakran érzem elutasítva magam.	1,67	0,82	0,615	0,683	-1,161
	1,68	0,80	0,635	0,651	-1,152
	1,66	0,83	0,595	0,711	-1,175
11. Bármikor számíthatok a barátaimra, amikor csak szükségem van rájuk.	1,73	0,69	0,637	0,426	-0,886
	1,71	0,69	0,654	0,459	-0,868
	1,74	0,70	0,622	0,392	-0,909

Megjegyzés: M = átlag, SD = szórás, r_{im} = item-maradék korreláció, g_1 = ferdeség, g_2 = csúcosság. Az egyes tételeknél az első sorban a teljes mintára ($n = 934$), a második sorban az 1. részmintára ($n = 467$), a harmadik sorban a 2. részmintára ($n = 467$) vonatkozó értékek szerepelnek. Mindegyik item-maradék korreláció esetében $p < 0,001$.

3.2. Parallel elemzés és feltáró (exploratív) faktorelemzés az 1. részmintán

A változók erősen ordinális jellege, illetve az egy- (2. táblázat) és többváltozós normalitás (Mardia-féle többváltozós ferdeség = 563,040, $p < 0,001$; többváltozós csúcosság = 10,470, $p < 0,001$) sérülése miatt az említett elemzéseket ún. polikorikus korrelációs mátrixokon végeztük el.

A Horn (1965) nevéhez köthető parallel analízissel a főkomponens- vagy faktorelemzésekben megtartandó szignifikáns főkomponensek vagy faktorok számát tudjuk meghatározni. A Monte Carlo-szimuláción alapuló eljárás az eredeti vizsgálati minta adatai (elemszám, változósám) alapján véletlenszerű mintákat képez, korrelálatlan változókkal. A random minták elemzésével nyert sajátértékeket összeveti a vizsgálati korrelációs mátrix alapján meghatározott sajátértékekkel. Egy dimenziót akkor tartunk szignifikánsnak, ha sajátértéke nagyobb, mint a véletlenszerűen létrehozott, nem korreláló változók alapján képzett sajátérték. Az elemzést a *minimum rang faktorelemzési módszerrel* (Parallel Analysis using Minimum Rank Factor Analysis, PA-MRFA) hajtottuk végre, 500 véletlenszerűen generált korrelációs mátrix felhasználásával (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). A tényleges adatmátrix első komponense a teljes variancia 69,85%-át megmagyarázta, míg a második komponens csupán 8,09%-ot, a további komponensek pedig ennél is kevesebbet. A véletlenszerűen képzett mátrixok első komponense átlagosan 18,48%-ot magyarázott meg, a második komponens átlagosan 16,32%-ot, a további komponensek esetében az érték fokozatosan csökkent. Megállapíthattuk tehát, hogy a valós adatok mátrixán kapott első komponens 69,85%-os megmagyarázott varianciarányada jelentősen felülmúlja a 18,48%-os véletlenszerűen kapott értéket, valamint azt, hogy a tényleges adatokból nyert második komponens már nem magyaráz olyan mértékű varianciát, ami a szimulált mátrixokból származó értéket meghaladná. A kérdőív 11 tétele egyértelműen egyetlen dimenzió mentén csoportosult.

A feltáró faktorelemzés során a *robosztus átlósan súlyozott legkisebb négyzetek* (Robust Diagonally Weighted Least Squares, RDWLS) becslési módszerrel dolgoztunk. Az előfeltételek vizsgálatakor a Bartlett-teszt szignifikáns eredményt adott ($\chi^2(55) = 4174,3$, $p < 0,001$), a Kaiser-Meyer-Olkin-mutató pedig megfelelően magasnak bizonyult (KMO = 0,927). A változók kommunalitása minden esetben meghaladta a 0,50-os értéket, a legalacsonyabb érték 0,52 (1. tétel), a legmagasabb pedig 0,75 (8. tétel) volt. A 11 tétel egyetlen, 7,13-os sajátértékkel és 64,84%-os megmagyarázott varianciarányaddal jellemezhető faktorba rendeződött (3. táblázat).

3. táblázat. A De Jong Gierveld Magányosság Skála (DJGLS-H) feltáró faktorelemzéssel kapott faktorsúlyai és a tételek kommunalitásai ($n_1 = 467$)

Tételek		λ	h^2
1.	Mindig van valaki, akivel tudok beszélni a mindennapi problémáimról.	0,722	0,521
2.	Hiányzik, hogy legyen egy igazán közeli barátom.	0,768	0,589
3.	Ürességet érzek magam körül.	0,771	0,595
4.	Sok olyan ember van, akire támaszkodhatok, ha problémáim vannak.	0,830	0,690
5.	Hiányolom a jó társaság nyújtotta örömet.	0,820	0,672
6.	A barátaim és ismerőseim körét túlságosan szűknek érzem.	0,816	0,666
7.	Több olyan ember is van, akiben teljesen meg tudok bízni.	0,750	0,563
8.	Elegendő ember van, akihez közel érzem magam.	0,866	0,750
9.	Hiányolom az embereket magam körül.	0,816	0,666
10.	Gyakran érzem elutasítva magam.	0,765	0,585
11.	Bármikor számíthatok a barátaimra, amikor csak szükségem van rájuk.	0,770	0,594
	<i>Cronbach-α</i>	0,918	
	<i>Sajátérték</i>	7,132	
	<i>Magyarázott varianciarányad (%)</i>	64,837	

Megjegyzés: λ = a Magányosság faktor faktorsúlyai, h^2 = kommunalitások.

3.3. Megerősítő (konfirmatív) faktorelemzések a 2. részmintán

A változók erősen ordinális jellege, illetve az egy- (2. táblázat) és többváltozós normalitás (Mardia-féle többváltozós ferdeség: 651,729, $p < 0,001$; többváltozós csúcosság: 14,036, $p < 0,001$) sérülése miatt a megerősítő faktorelemzéseket is polikorikus korrelációs mátrixokon végeztük el.

Az elemzéshez a *robustus súlyozott legkisebb négyzetek (Weighted Least Squares Means and Variance Adjusted, WLSMV)* becslési eljárást alkalmaztuk. A vonatkozó szakirodalom (1. táblázat) áttekintését követően az alábbi modellek vizsgálatát tartottuk szükségesnek: 1. egy vonásfaktor (magányosság), 2. két korreláló faktor (szociális és emocionális magányosság), 3. két korrelálatlan faktor (szociális és emocionális magányosság), 4. egy vonásfaktor (magányosság) és egy negatív módszertani faktor, 5. egy vonásfaktor (magányosság) és egy pozitív módszertani faktor, 6. bifaktoros modell (4. táblázat).

4. táblázat. A De Jong Gierveld Magányosság Skála (DJGLS-H) megerősítő faktorelemzések eredményei ($n_2 = 467$)

Modellek	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	CFI	TLI
Egy vonásfaktor	269,119	44	6,116	0,105	0,976	0,970
Két korreláló faktor	187,806	43	4,368	0,085	0,984	0,980
Két korrelálatlan faktor	4749,726	44	107,948	0,479	0,494	0,367
Egy vonásfaktor és egy negatív módszertani faktor	179,110	38	4,713	0,089	0,985	0,978
Egy vonásfaktor és egy pozitív módszertani faktor	140,877	39	3,612	0,075	0,989	0,985
Bifaktoros	104,755	33	3,174	0,068	0,992	0,987

Megjegyzés: A χ^2 -érték minden esetben szignifikáns $p < 0,001$ szinten. χ^2 = khi-négyszet-próba, df = szabadságfok, RMSEA = a becslési hiba négyzetes átlagának gyöke, CFI = összehasonlító illeszkedési mutató, TLI = Tucker-Lewis-féle illeszkedési mutató.

Ahogy az a 4. táblázatban bemutatott eredményekből látható, az egyetlen vonásfaktort, két korreláló faktort, két korrelálatlan faktort, illetve egy vonásfaktort és egy negatív módszertani faktort tartalmazó modelleknél egy vagy több mutató nem megfelelő illeszkedésre utalt. Még éppen elfogadható illeszkedést találtunk az egy vonásfaktossal és egy pozitív módszertani faktossal jellemezhető modellnél, ám a legjobb illeszkedést egyértelműen a bifaktoros modell mutatta ($\chi^2(33) = 104,755$, $p < 0,001$; $\chi^2/df = 3,174$; RMSEA = 0,068; CFI = 0,992; TLI = 0,987).

A DJGLS-H bifaktoros modelljében az általános faktor (magányosság) által megmagyarázott varianciarányad 85,1% (ECV = 0,851), a PUC értéke 0,545, az ARPB értéke 0,055. Az általános faktor hierarchikus ómega együtthatója 0,915. Nyolc tétel esetében láttunk 0,80-nál nagyobb IECV mutatókat, míg a fennmaradó három tételnél a következő értékeket figyelhettük meg: 0,765 (11. tétel), 0,628 (7. tétel), 0,588 (4. tétel).

A fentebbi eredmények a De Jong Gierveld Magányosság Skála magyar változatának esszenciálisan unidimenzionális jellegét támasztják alá. A megerősítő faktorelemzésben vizsgált specifikus faktorok megmagyarázott varianciarányada csekély mértékű az általános faktorhoz viszonyítva (szociális magányosság: 10,8%, emocionális magányosság: 4,1%), továbbá a hierarchikus ómega együtthatók alapján megbízhatóságuk is rendkívül alacsony (szociális magányosság: $\omega_h = 0,215$, emocionális magányosság: $\omega_h = 0,001$) (5. táblázat).

5. táblázat. A De Jong Gierveld Magányosság Skála (DJGLS-H) unidimenzionális és a bifaktoros modelljeinek összehasonlítása ($n_2 = 467$)

Tételek	λ	Bifaktoros modell			
		Fg	Fn	Fp	IECV
1	0,670	0,629		0,277	0,837
2	0,855	0,865	0,125		0,980
3	0,764	0,804	-0,282		0,890
4	0,790	0,682		0,571	0,588
5	0,893	0,884	0,248		0,927
6	0,880	0,879	0,215		0,944
7	0,785	0,682		0,526	0,628
8	0,894	0,878		0,224	0,939
9	0,882	0,881	0,174		0,962
10	0,718	0,753	-0,311		0,854
11	0,734	0,670		0,371	0,765
α	0,918	0,918	0,880	0,852	
ω		0,963	0,949	0,912	
ω_h		0,915	0,001	0,215	
ECV		0,851	0,041	0,108	

Megjegyzés: λ = az unidimenzionális modell faktorsúlyai, Fg = az általános faktor (magányosság) faktorsúlyai, Fn = a negatív szövegezésű faktor (emocionális magányosság) faktorsúlyai, Fp = a pozitív szövegezésű faktor (szociális magányosság) faktorsúlyai, IECV = a tételre adott válasz és az általános faktor közös varianciarányada, ECV = megmagyarázott közös variancia.

3.4. A kérdőív külső validitásának vizsgálata

A De Jong Gierveld Magányosság Skála (DJGLS-H) és az UCLA Magányosság Skála (UCLA-LS) között igen erős pozitív együttjárást figyeltünk meg, továbbá a DJGLS-H és a szubjektív magányosságérzés között ugyancsak erős pozitív kapcsolatot találtunk.

Negatív irányú összefüggés mutatkozott a DJGLS-H által mért magányosságérzés és az észlelt társas támogatottság (MSPSS és alszkálái), a pozitív érzelmi állapot (PANAS), az étellel való elégedettség (SWLS-H), a szubjektív anyagi helyzet és egészségi állapot, illetve a szubjektív életminőség között.

Pozitív irányú együttjárásra bukkantunk a DJGLS-H-val mért magányosságérzés és a negatív hangulat (BDI-R), valamint a negatív érzelmi állapot (PANAS) között (6. táblázat).

6. táblázat. A vizsgálatban szereplő mérőeszközök (és alsókálák) leíró statisztikai és megbízhatósági mutatói, valamint a DJGLS-H külső validitásának vizsgálata ($n = 934$)

Mérőeszközök/alsókálák	Tételek száma	Cronbach- α	M	SD	Korreláció a DJGLS-H-val ^a
DJGLS-H	11	0,92	19,6	6,53	-
UCLA-LS	20	0,93	40,7	12,21	0,881
MSPSS	10	0,92	3,9	0,92	-0,793
MSPSS - Család	4	0,93	3,6	1,23	-0,611
MSPSS - Barátok	3	0,94	3,8	1,17	-0,774
MSPSS - Szignifikáns mások	3	0,87	4,4	0,89	-0,627
BDI-R	9	0,86	6,6	5,79	0,624
SWLS-H	5	0,90	21,8	7,47	-0,641
PANAS - Negatív affektivitás	10	0,90	21,8	9,07	0,526
PANAS - Pozitív affektivitás	10	0,91	32,9	8,93	-0,449
Szubjektív anyagi helyzet	1	-	5,8	1,75	-0,301
Szubjektív egészségi állapot	1	-	3,8	0,78	-0,356
Szubjektív életminőség	1	-	3,7	0,80	-0,467
Szubjektív magányosságérzés	1	-	2,8	0,97	0,689

Megjegyzés: ^a Spearman-féle rangkorrelációs együtthatók, mindegyik esetében $p < 0,001$. M = átlag, SD = szórás, DJGLS-H = De Jong Gierveld Magányosság Skála magyar változata, UCLA-LS = UCLA Magányosság Skála, MSPSS = Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Skála, BDI-R = Rövidített Beck Depresszió Kérdőív, SWLS-H = Élettel való Elégedettség Skála, PANAS = Pozitív és Negatív Affektivitás Skála.

4. Megbeszélés

Vizsgálatunk célja a De Jong Gierveld Loneliness Scale (DJGLS; de Jong-Gierveld & Kamphuis, 1985) magyar nyelvre fordítása és pszichometriai elemzése volt egy nagy elemszámú, hozzáférhetőségi mintán. A hazai változat – a De Jong Gierveld Magányosság Skála (DJGLS-H) – tételei mögött az elvégzett statisztikai elemzések alapján egyetlen számottevő látens dimenziót valószínűsíthetünk, amelyhez kismértékű módszertani torzítás

társul. Eredményeink egybevágóan a kérdőív eredeti, holland nyelvű változatának kialakításakor leírt struktúrával (de Jong-Gierveld & Kamphuis, 1985), illetve az elmúlt években végzett, a skála szerkezeti jellemzőit vizsgáló lengyel (Grygiel és mtsai, 2013, 2019) és spanyol (Buz és mtsai, 2014; Buz & Pérez-Arechaederra, 2014; Tomás és mtsai, 2017) tanulmányok végkövetkeztetéseivel. Ezzel összefüggésben nem tudjuk megerősíteni a korábbi kutatások (pl. Çavdar és mtsai, 2015) által leírt kétdimenziós struktúrát. Érdeemes azonban felidézni, hogy a DJGLS létrehozásakor a szerzők olyan mérőeszközt kívántak megalkotni, amely megfelelően képes mérni a magányosság intenzitását, nem pedig olyat, amely képes különbséget tenni a magányosság különböző típusai között (de Jong-Gierveld, 1989). A kétfaktoros vagy a két specifikus faktorral rendelkező *valódi* bifaktoros modell kétségesége mellett két fő érv hozható fel: (1) a tételek nehéz besorolhatósága az egyes faktorokba a tartalmuk alapján, valamint (2) a pozitív, illetve negatív szövegezésű tételek és a vélt specifikus faktorok tételeinek átfedése. Van Tilburg (1988) megjegyzi, hogy az 1. („Mindig van valaki, akivel tudok beszélni a mindennapi problémáimról.”) és a 6. („A barátaim és ismerőseim körét túlságosan szűknek érzem.”) tétel egyaránt homályos tartalommal bír, nehéz őket egyértelműen elhelyezni az emocionális és szociális magányosság dimenzióiban, ugyanis az előbbi állítás egy meghatározatlan személyre utal, aki meghatározott (= támogató) jelentőséggel bír, míg az utóbbi állítás különböző kapcsolatokra utal, de nem határozza meg ezeknek a kapcsolatoknak a sajátos jelentőségét. A strukturális analízisek eredményeinek értékelésekor komoly problémát jelent, hogy a feltételezett emocionális magányosság skála csak negatív (azaz egyenes), míg a feltételezett szociális magányosság skála csak pozitív (azaz fordított) szövegezésű tételekből áll.² Van Tilburg és munkatársai (2004) tanulmányában bukkant fel az az elképzelés, hogy a negatív szövegezésű (magányosságra utaló) tételek az emocionális magányosságot, illetve – bizonyos mértékben – a szociális magányosságot, míg a pozitív szövegezésű (a magányosság hiányára utaló) tételek kizárólag a szociális magányosságot mérhetik. Ez utalhat egyrészt arra, hogy a tételeket a tartalmuk alapján nehéz egyértelműen besorolni egy adott faktorba, másrészt pedig arra, hogy a vélt faktorok egyszerűen csak a negatív és pozitív tételek eltérő kognitív feldolgozásából származnak.

² Az egyenes és fordított szövegezésű tételek használata mögötti elgondolás az, hogy a fordított tételek egyfajta kognitív „fekvőrendőrként”, akadályként működnek, megfontoltabb, kontrolláltabb válaszadásra készítette a vizsgálati személyt (Lindwall és mtsai, 2012). A fordított tételek azonban gyakran egy mesterséges módszertani faktort hoznak létre, ami eltűnik akkor, ha a fordított szövegezésű tételeket egyenes szövegezésűvé alakítják át. Az egyenes és fordított szövegezésű tételek egyidejű használatából adódó problémákkal magyar nyelven közérthetően és részletesen foglalkozik Rózsa és munkatársai (2021), valamint Rózsa és V. Komlósi (2014) tanulmánya.

Mindezek, illetve saját eredményeink tükrében a skála egydimenziós mérőeszközként való használatát javasoljuk hazai viszonylatban.

A DJGLS-H kérdőív konstruktum validitásának tesztelése során sikerrel reprodukáltuk a szakirodalomban fellelhető együttjárásokat a magányosságérzés, valamint a szubjektív egészségi állapot és anyagi helyzet (de Jong-Gierveld & van Tilburg, 2010), a szubjektív életminőség (Uysal-Bozkir és mtsai, 2017), a depressziós tünetegyüttes (negatív hangulat), az észlelt társas támogatottság és az étellel való elégedettség (Heinrich & Gullone, 2006) között, továbbá világos összefüggést találtunk a magányosságérzés és a pozitív, illetve negatív érzelmek között (pl. Russell és mtsai, 1980). Több longitudinális kutatás eredményei is arra mutatnak, hogy a magányosság érzése megnövekedett morbiditást és mortalitást jelez előre (Hawkey & Cacioppo, 2010). Különösen kiemelendő, hogy a magányosság a szívkoszorúér-betegség és a stroke kialakulásának rizikóját is növeli, függetlenül más rizikófaktoroktól (Valtorta, Kanaan, Gilbody, & Hanratty, 2018). A mentális egészség oldaláról tekintve elmondható, hogy a magányosság összefüggésbe hozható a személyiségzavarokkal, a pszichózisokkal, valamint a depresszív tünetek számának növekedésével – azonban a depresszív tünetek száma nem jelzi előre a magányosság növekedését (Hawkey & Cacioppo, 2010)! Emellett fokozza az észlelt stresszt, a negatív megítéléstől való félelmet, a szorongást és a dühöt, míg az optimizmust és az önértékelést csökkenti (Cacioppo és mtsai, 2006). Cacioppo és munkatársai (2006) evolúciós megközelítésű modelljükben az észlelt szociális izolációt egyenlővé teszik a biztonság hiányának érzésével, amelynek következtében a személy ébersége a (további) fenyegető környezeti ingerek irányába tudattalanul megnő. A szociális fenyegetések folyamatos, tudattalan monitorozása kognitív torzításhoz vezet: a magányos emberek a nem magányosokkal szemben sokkal fenyegetőbb helynek látják a világot, több negatív társas interakcióra számítanak, valamint több negatív társas információra emlékeznek. Ugyanakkor a negatív társas elvárások olyan viselkedést váltanak ki másokból, amely megerősíti a magányos személyek elvárásait (önbeteljesítő jóslat), így létrejön egy olyan önmegerősítő hurok, amelyben az egyén belső, emocionális világa az ellenségeség, a pesszimizmus, a szorongás, a stressz nehéz érzéseivel és alacsony önértékeléssel jellemezhető. Az aktiválódó neurobiológiai és viselkedéses működések pedig a fent említett kedvezőtlen egészségi következmények kialakulásához vezethetnek.

Kutatásunk több korláttal is rendelkezik, amelyek befolyásolhatták a fentebb közölt eredményeket, így kérdésessé téve ezek általánosíthatóságát. Elsőként azt kell megjegyeznünk, hogy mintánkba a vizsgálati személyek nem véletlenszerűen kerültek be, illetve hogy a nők jelentős mértékben felülreprezentáltak voltak a férfiakhoz képest. További probléma volt, hogy a kutatás online formájából fakadóan nem tudtuk ellenőrizni a kitöltés fo-

lyamatát, illetve az, hogy egyáltalán nem vagy csak alig tudtunk elérni egyes, a kutatás tárgyát tekintve jelentős fontosságú csoportokat, például a nyolc általános iskolai osztálynál alacsonyabb végzettséggel rendelkezőket vagy az időseket.

A gyengeségek mellett azonban néhány fontos erösséget is említhetünk. Hazánkban elsőként végeztük el nagy mintán egy olyan, viszonylag rövid kérdőív pszichometriai elemzését, amely alkalmas a magányosságérzés súlyosságának jellemzésére. Kiemelhetjük azt is, hogy a kérdőív strukturális tulajdonságait exploratív és konfirmatív módszereket kombináló keresztvalidációs adatelemzési stratégia alkalmazásával tártuk fel véletlenszerűen kettéosztott mintán.

Eredményeink alapján feltételezhetjük, hogy a De Jong Gierveld Magányosság Skála magyar verziója magas belső konzisztenciával és érvényességgel rendelkező, esszenciálisan egydimenziós mérőeszköz.

Irodalom

- van Baarsen, B., Smit, J. H., Snijders, T. A. B., & Knipscheer, K. P. M. (1999). Do personal conditions and circumstances surrounding partner loss explain loneliness in newly bereaved older adults? *Ageing & Society, 19*(4), 441–469.
- van Baarsen, B., Snijders, T. A. B., Smit, J. H., & van Duijn, M. A. J. (2001). Lonely but not alone: Emotional isolation and social isolation as two distinct dimensions of loneliness in older people. *Educational and Psychological Measurement, 61*(1), 119–135.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An Inventory for Measuring Depression. *Archives of General Psychiatry, 4*(6), 561–571.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 238–246.
- Bound Alberti, F. (2018). This „modern epidemic”: Loneliness as an emotion cluster and a neglected subject in the history of emotions. *Emotion Review, 10*(3), 242–254.
- Bound Alberti, F. (2019). *A Biography of Loneliness: The History of an Emotion*. New York, NY: Oxford University Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research, 21*(2), 230–258.
- Buz, J., & Pérez-Arechaederra, D. (2014). Psychometric properties and measurement invariance of the Spanish version of the 11-item De Jong Gierveld loneliness scale. *International Psychogeriatrics, 26*(9), 1553–1564.
- Buz, J., Urchaga, D., & Polo, M. E. (2014). Factor structure of the de Jong Gierveld loneliness scale in Spanish elderly adults. *Anales de Psicología, 30*(2), 588–596.
- Cacioppo, J. T., Hawkey, L. C., Ernst, J. M., Burleson, M., Berntson, G. G., Nouriani, B., & Spiegel, D. (2006). Loneliness within a nomological net: An evolutionary perspective. *Journal of Research in Personality, 40*(6), 1054–1085.
- Çavdar, D., Bağcı, V., Çorbacı, E. C., Sarıtaş, S., & Taşdelen-Yayvak, M. K. (2015). Adaptation of De Jong Gierveld Loneliness Scale into Turkish. *International Journal of Humanities and Social Science, 5*(9), 84–92.
- Cigna Corporation (2020). *Loneliness is at Epidemic Levels in America*. Letöltve: 2020. 04. 01-én: <https://www.cigna.com/about-us/newsroom/studies-and-reports/combating-loneliness/>

- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Curcuruto, M., Griffin, M. A., Kandola, R., & Morgan, J. I. (2018). Multilevel safety climate in the UK rail industry: A cross validation of the Zohar and Luria MSC scale. *Safety Science, 110*, 183–194.
- Csóka, Sz., Szabó, G., Sáfrány, E., Rochlitz, R., & Bódizs, R. (2007). Kísérlet a felnőttkori kötődés mérésére – a kapcsolati kérdőív (Relationship Scale Questionnaire) magyar változata. *Pszichológia, 27*(4), 333–355.
- Department for Digital, Culture, Media & Sport (2020). *Community Life Survey 2019–20*. Letöltve: 2021. 02. 05-én: <https://www.gov.uk/government/publications/community-life-survey-201920-wellbeing-and-loneliness/wellbeing-and-loneliness-community-life-survey-201920>
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment, 49*(1), 71–75.
- Dueber, D. M. (2020). *BifactorIndicesCalculator* (0.2.1) [Computer software]. Letöltve: 2020. 12. 21-én: <https://github.com/ddueber/BifactorIndicesCalculator>
- Dykstra, P. A., & de Jong-Gierveld, J. (2004). Gender and marital-history differences in emotional and social loneliness among Dutch older adults. *Canadian Journal on Aging, 23*(2), 141–155.
- Dykstra, P. A., & Fokkema, T. (2007). Social and emotional loneliness among divorced and married men and women: Comparing the deficit and cognitive perspectives. *Basic and Applied Social Psychology, 29*(1), 1–12.
- Dykstra, P. A., van Tilburg, T. G., & de Jong Gierveld, J. (2005). Changes in older adult loneliness: Results from a seven-year longitudinal study. *Research on Aging, 27*(6), 725–747.
- Grygiel, P., Humenny, G., & Rebisz, S. (2019). Using the de Jong Gierveld Loneliness Scale With early adolescents: Factor structure, reliability, stability, and external validity. *Assessment, 26*(2), 151–165.
- Grygiel, P., Humenny, G., Rebisz, S., Świtaj, P., & Sikorska, J. (2013). Validating the Polish adaptation of the 11-item De Jong Gierveld Loneliness Scale. *European Journal of Psychological Assessment, 29*(2), 129–139.
- Gyollai, Á., Simor, P., Köteles, F., & Demetrovics, Zs. (2011). Psychometric properties of the Hungarian version of the original and the short form of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS). *Neuropsychopharmacologia Hungarica, 13*(2), 73–79.
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C., & Sarstedt, M. (2017). *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hambleton, R. K., & Jones, R. W. (1993). Comparison of classical test theory and item response theory and their applications to test development. *Educational Measurement: Issues and Practice, 12*(3), 38–47.
- Hawkley, L. C., & Cacioppo, J. T. (2010). Loneliness matters: A theoretical and empirical review of consequences and mechanisms. *Annals of Behavioral Medicine, 40*(2), 218–227.
- Heinrich, L. M., & Gullone, E. (2006). The clinical significance of loneliness: A literature review. *Clinical Psychology Review, 26*(6), 695–718.
- 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 Modeling, 6*(1), 1–55.
- Iecovich, E. (2013). Psychometric properties of the Hebrew version of the de Jong Gierveld Loneliness Scale. *Educational Gerontology, 39*(1), 12–27.
- de Jong-Gierveld, J. (1989). Personal relationships, social support, and loneliness. *Journal of Social and Personal Relationships, 6*(2), 197–221.

- de Jong-Gierveld, J. (1998). A review of loneliness: Concepts and definitions, determinants and consequences. *Reviews in Clinical Gerontology*, 8(1), 73–80.
- de Jong-Gierveld, J., & Kamphuis, F. (1985). The Development of a Rasch-Type Loneliness Scale. *Applied Psychological Measurement*, 9(3), 289–299.
- de Jong Gierveld, J., & van Tilburg, T. G. (1992). Triangulatie in operationaliseringsmethoden. In G. J. N. Bruinsma & M. A. Zwanenburg (Eds.), *Methodologie voor bestuurskundigen: Stromingen en methoden* (pp. 273–298). Muiderberg: Coutinho.
- de Jong Gierveld, J., & van Tilburg, T. (1999). Living arrangements of older adults in the Netherlands and Italy: Coresidence values and behaviour and their consequences for loneliness. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 14(1), 1–24.
- de Jong Gierveld, J., & van Tilburg, T. (2010). The De Jong Gierveld short scales for emotional and social loneliness: Tested on data from 7 countries in the UN generations and gender surveys. *European Journal of Ageing*, 7(2), 121–130.
- Kiss, H., & Pikó, B. (2017). A problémás internethasználat összefüggése a magányossággal középiskolás és egyetemi hallgatók körében. *Iskolakultúra*, 27(1–12), 77–85.
- Kline, P. (2015). *A Handbook of Test Construction*. London: Routledge.
- Kopp, M., & Kovács, M. E. (szerk.) (2006). *A magyar népesség életminősége az ezredfordulón*. Budapest: Semmelweis Kiadó.
- Kopp, M., Skrabski, Á., & Szedmák, S. (1999). A testi és a lelki egészség összefüggései országos reprezentatív felmérések alapján. *Demográfia*, 42(1–2), 88–119.
- Korkmaz, S., Goksuluk, D., & Zararsiz, G. (2014). MVN: An R Package for Assessing Multivariate Normality. *The R Journal*, 6(2), 151–162.
- Központi Statisztikai Hivatal (2018). *Mikrocenzus 2016 – 11. Szubjektív jóllét*. Letöltve: 2020. 04. 01-én: https://www.ksh.hu/mikrocenzus2016/kotet_11_szubjektiv_jollet
- Lindwall, M., Barkoukis, V., Grano, C., Lucidi, F., Raudsepp, L., Liukkonen, J., & Thøgersen-Ntoumani, C. (2012). Method effects: The problem with negatively versus positively keyed items. *Journal of Personality Assessment*, 94(2), 196–204.
- 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.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519–530.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of Confirmatory Factor Analysis to the Study of Self-Concept: First- and Higher Order Factor Models and Their Invariance Across Groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), 562–582.
- Martos, T., Sallay, V., Désfalvi, J., Szabó, T., & Ittész, A. (2014). Az Élettel való Elégedettség Skála magyar változatának (SWLS-H) pszichometriai jellemzői. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 15(3), 289–303.
- Moorer, P., & Suurmeijer, T. P. (1993). Unidimensionality and cumulateness of the loneliness scale using Mokken scale analysis for polychotomous items. *Psychological Reports*, 73(3), 1324–1326.
- Muthén, B., Kaplan, D., & Hollis, M. (1987). On structural equation modeling with data that are not missing completely at random. *Psychometrika*, 52(3), 431–462.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Papp-Zipernovszky, O., Kékesi, M. Z., & Jámbori, Sz. (2017). A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív magyar nyelvű validálása. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 18(3), 230–262.
- Penning, M. J., Liu, G., & Chou, P. H. B. (2014). Measuring loneliness among middle-aged and older adults: The UCLA and de Jong Gierveld loneliness scales. *Social Indicators Research*, 118(3), 1147–1166.

- Penninx, B. W. J. H., van Tilburg, T., Kriegsman, D. M. W., Boeke, A. J. P., Deeg, D. J. H., & van Eijk, J. Th. M. (1999). Social network, social support, and loneliness in older persons with different chronic diseases. *Journal of Aging and Health, 11*(2), 151–168.
- Penninx, B. W. J. H., van Tilburg, T., Kriegsman, D. M. W., Deeg, D. J. H., Boeke, A. J. P., & van Eijk, J. Th. M. (1997). Effects of social support and personal coping resources on mortality in older age: The Longitudinal Aging Study Amsterdam. *American Journal of Epidemiology, 146*(6), 510–519.
- Perlman, D., & Peplau, L. A. (1981). Toward a Social Psychology of Loneliness. In R. Gilmour & S. Duck (Eds.), *Personal Relationships 3: Personal Relationships in Disorder* (pp. 31–56). London: Academic Press.
- Peters, A., & Liefbroer, A. C. (1997). Beyond marital status: Partner history and well-being in old age. *Journal of Marriage and the Family, 59*(3), 687–699.
- Post, W. J., van Duijn, M. A. J., & van Baarsen, B. (2001). Single-peaked or monotone tracelines? On the choice of an IRT model for scaling data. In A. Boomsma, M. A. J. van Duijn, & T. A. B. Snijders (Eds.), *Essays on Item Response Theory* (pp. 391–414). New York, NY: Springer.
- Prievara D. K., & Pikó B. (2015). Az interneten eltöltött idő és a problémás használat háttér tényezőinek vizsgálata fiatalok körében. *Iskolakultúra, 25*(11), 90–102.
- R Core Team. (2020). *R: A Language and Environment for Statistical Computing* (4.0.3) [Computer software]. R Foundation for Statistical Computing.
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement, 73*(1), 5–26.
- Revelle, W. (2020). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research* (2.0.9) [Computer software]. Northwestern University.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Applying Bifactor Statistical Indices in the Evaluation of Psychological Measures. *Journal of Personality Assessment, 98*(3), 223–237.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1–36.
- Rózsa, S., & V. Komlósi, A. (2014). A Rosenberg Önbecsülés Skála pszichometriai jellemzői: A pozitívan és negatívan megfogalmazott tételek működésének sajátosságai. *Pszichológia, 34*(2), 149–174.
- Rózsa, S., Vincze, G., Török, I. A., Hupuczsi, E., Hargitai, R., Martin, L., et al. (2021). A Mágikus Fogalomképzés Skála hazai változatának kialakítása. *Mentálhigiéne és Pszichoszomatika, 21*(4), 401–441.
- Russell, D., Peplau, L. A., & Cutrona, C. E. (1980). The revised UCLA Loneliness Scale: Concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology, 39*(3), 472–480.
- Stout, W. (1987). A nonparametric approach for assessing latent trait unidimensionality. *Psychometrika, 52*(4), 589–617.
- Stucky, B. D., & Edelen, M. O. (2014). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. In S. P. Reise & D. A. Revicki (Eds.), *Handbook of Item Response Theory Modeling* (pp. 201–224). New York, NY: Routledge.
- Susánszky, É., & Szántó, Zs. (szerk.) (2013). *Magyar lelkiállapot 2013*. Budapest: Semmelweis Kiadó.
- van Tilburg, T. G. (1988). *Verkregen en gewenste ondersteuning in het licht van eenzaamheidservaringen*. Doctoral dissertation, Vrije Universiteit Amsterdam, The Netherlands.

- van Tilburg, T., de Jong Gierveld, J., Lecchini, L., & Marsiglia, D. (1998). Social integration and loneliness: A comparative study among older adults in the Netherlands and Tuscany, Italy. *Journal of Social and Personal Relationships*, 15(6), 740–754.
- van Tilburg, T., Havens, B., & de Jong Gierveld, J. (2004). Loneliness among older adults in the Netherlands, Italy, and Canada: A multifaceted comparison. *Canadian Journal on Aging*, 23(2), 169–180.
- van Tilburg, T., & de Leeuw, E. D. (1991). Stability of scale quality under various data collection procedures: A mode comparison on the „De Jong-Gierveld Loneliness Scale”. *International Journal of Public Opinion Research*, 3(1), 69–85.
- van Tilburg, T., van Sonderen, E., & Ormel, J. (1991). The measurement of reciprocity in ego-centered networks of personal relationships: A comparison of various indices. *Social Psychology Quarterly*, 54(1), 54–66.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209–220.
- Tomás, J. M., Pinazo-Hernandis, S., Donio-Bellegarde, M., & Hontangas, P. M. (2017). Validity of the de Jong Gierveld Loneliness Scale in Spanish older population: Competitive structural models and item response theory. *European Journal of Ageing*, 14(4), 429–437.
- Uysal-Bozkir, Ö., Fokkema, T., MacNeil-Vroomen, J. L., van Tilburg, T. G., & de Rooij, S. E. (2017). Translation and validation of the De Jong Gierveld Loneliness Scale among older migrants living in the Netherlands. *The Journals of Gerontology: Series B*, 72(1), 109–119.
- Valtorta, N. K., Kanaan, M., Gilbody, S., & Hanratty, B. (2018). Loneliness, social isolation and risk of cardiovascular disease in the English Longitudinal Study of Ageing. *European Journal of Preventive Cardiology*, 25(13), 1387–1396.
- Ventura-León, J., Caycho-Rodriguez, T., Barboza-Palomino, M., & Cáceres-Gonzales, G. (2017). Evidencia de Validez y Confiabilidad de una Medida de Soledad en Adolescentes Peruanos. *Revista Evaluar*, 17(2), 126–142.
- Ventura-León, J. L., & Caycho, T. (2017). Validez y fiabilidad de la escala de soledad de Jong Gierveld en jóvenes y adultos peruanos. *PSIENCIA*, 9(1), 1–18.
- Watkins, M. W. (2017). The reliability of multidimensional neuropsychological measures: From alpha to omega. *The Clinical Neuropsychologist*, 31(6–7), 1113–1126.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and Validation of Brief Measures of Positive and Negative Affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063–1070.
- Weiss, R. S. (1973). *Loneliness: The experience of emotional and social isolation*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Yang, B., & Guo, L. (2019). 中文版 De Jong Gierveld 孤独量表的信效度研究. *Chinese General Practice*, 22(33), 4110–4115.
- Zimet, G. D., Dahlem, N. W., Zimet, S. G., & Farley, G. K. (1988). The Multidimensional Scale of Perceived Social Support. *Journal of Personality Assessment*, 52(1), 30–41.

Köszönetnyilvánítás

A cikk, valamint a cikk alapjául szolgáló kutatás a Károli Gáspár Református Egyetem kutatási finanszírozásának (Személy- és Családorientált Egészségtudomány Kutatócsoport, pályázati szám: 20643B800) köszönhetően készült el. A szerzők ezúton szeretnék kifejezni köszönetüket Berényi Blankának, dr. Rihmer Annamáriának és Szabó Milánnak a kérdőív adaptálásában nyújtott segítségükért, illetve dr. Rózsa Sándornak a kéziratához fűzött tanácsaiért, megjegyzéseiért.

Szerzői munkamegosztás

Szabó Dominik: a probléma felvetése, szakirodalmi áttekintés, a kérdőív fordítása, a kérdőívcsomag elkészítése, a vizsgálat lefolytatása, az adatbázis és a statisztikai elemzések elkészítése, a kézirat megszövegezése. Szili Ilona: a kérdőív fordítása, a kérdőívcsomag elkészítése, a kézirat megszövegezése.

Nyilatkozat érdekütközésről

A szerzők ezúton kijelentik, hogy esetükben nem állnak fenn érdekütközések.

Függelék: A De Jong Gierveld Magányosság Skála magyar változata (DJGLS-H)

Kérjük, jelölje meg minden állítás esetében, hogy milyen mértékben fejezi ki az Ön jelenlegi állapotát, érzéseit!

	Nem	Többé- kevésbé	Igen
1. Mindig van valaki, akivel tudok beszélni a mindennapi problémáimról.	1	2	3
2. Hiányzik, hogy legyen egy igazán közeli barátom.	1	2	3
3. Ürességet érzek magam körül.	1	2	3
4. Sok olyan ember van, akire támaszkodhatok, ha problémáim vannak.	1	2	3
5. Hiányolom a jó társaság nyújtotta örömet.	1	2	3
6. A barátaim és ismerőseim körét túlságosan szűknek érzem.	1	2	3
7. Több olyan ember is van, akiben teljesen meg tudok bízni.	1	2	3
8. Elegendő ember van, akihez közel érzem magam.	1	2	3
9. Hiányolom az embereket magam körül.	1	2	3
10. Gyakran érzem elutasítva magam.	1	2	3
11. Bármikor számíthatok a barátaimra, amikor csak szükségem van rájuk.	1	2	3

Skálaképzési útmutató:

A skálaképzés a tételek összeadásával történik, az 1., 4., 7., 8. és 11. tétel megfordítását (1 = 3, 2 = 2, 3 = 1) követően.

Psychometric characteristics of the Hungarian version of the De Jong Gierveld Loneliness Scale

SZABÓ, DOMINIK – SZILI, ILONA

Theoretical background: Loneliness is an unpleasant experience due to the subjectively perceived qualitative or quantitative insufficiency of the social network. Previous research has linked loneliness to many physical and mental disorders. According to representative surveys, this phenomenon affects many on both the international and domestic fronts. *Objective:* Our aim was the examination of the psychometric characteristics and factor structure of the Hungarian version of the De Jong Gierveld Loneliness Scale. *Methods:* 934 persons participated in our cross-sectional online research, which included self-report questionnaires (86% female, mean age: 32.8 [SD = 11.4] years). We used single-item scales, the Hungarian versions of the UCLA Loneliness Scale, the Satisfaction with Life Scale, the Positive and Negative Affect Schedule, the Multidimensional Scale of Perceived Social Support, and the Shortened Beck Depression Index for testing external validity. Parallel analysis, exploratory and confirmatory factor analyses were conducted to obtain the factor structure of the instrument. To examine external validity, rank correlation analyses were made. *Results:* Based on the results of the parallel analysis and the exploratory factor analysis, the items of the scale were arranged in one factor. In confirmatory factor analyses, the bifactor model yielded the best fit to the data ($\chi^2(33) = 104.755$, $p < 0.001$, $\chi^2/df = 3.174$, RMSEA = 0.068, CFI = 0.992, TLI = 0.987). Indices that help evaluate this model more thoroughly confirmed the presence of a single global factor (loneliness), as the assumed specific factors have low reliability (ECV = 0.851, PUC = 0.545, ARPB = 0.055, general loneliness: $\omega_h = 0.915$, social loneliness: $\omega_h = 0.215$, emotional loneliness: $\omega_h = 0.001$). The measuring instrument showed interaction with the other scales of adequate strength and direction. *Conclusion:* We can assume that the Hungarian version of the De Jong Gierveld Loneliness Scale is a reliable and valid instrument to measure loneliness.

Keywords: De Jong Gierveld Loneliness Scale, loneliness, factor analysis, 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)