

A diszpozicionális irigység pszichológiai jelentősége és mérése

OTDK-dolgozat

Készítette: Arató Judit

Károli Gáspár Református Egyetem

Bölcsészet és Társadalomtudományi Kar, Pszichológiai Intézet

Témavezető: Dr. Rózsa Sándor

Egyetemi docens

Kézirat lezárva: 2023.január 10.

2023



Új Nemzeti
Kiválóság Program

TARTALOMJEGYZÉK

Előszó	3
Absztrakt	4
Elméleti háttér	5
Bevezető	5
Az irigység konceptualizálása	5
Az irigység, mint személyiségvonás: a diszpozicionális irigység elméletek	6
Az irigység és a féltékenység elkülönítése	7
A diszpozicionális irigység pszichológiai jelentősége	8
A diszpozicionális irigység mérése	9
1. Vizsgálat: Egy nem kívánatos, de jelentős érzelem nyomában	11
Célkitűzések	11
Módszer	11
Vizsgálati minta és az eljárás menete	11
Mérőeszközök	12
Alkalmazott statisztikai módszerek	13
Eredmények	15
Leíró statisztikák	15
A változók közötti kapcsolatok vizsgálata és összehasonlító elemzések	15
Modell elemzés strukturális egyenletek (SEM) módszerével	17
Diskusszió, 1. Vizsgálat	19
2. Vizsgálat: Bevalljuk vagy sem? Hogyan mérjük az irigységet?	19
Célkitűzések	20
Módszer	20
Vizsgálati minta, az eljárás menete és mérőeszközök	20
Alkalmazott statisztikai módszerek	20
Eredmények	24
Leíró statisztikák	24
A kérdőív faktorszerkeztete	24
Doubletek, Hálózat Elemzés, valószínűségi tesztelméleti eljárások	26
Diskusszió, 2. Vizsgálat	29
3. Vizsgálat: Merre tovább irigység? Kezdeti lépések, előzetes eredmények	30
Módszer	30
Vizsgálati minta, az eljárás menete, alkalmazott statisztikai módszerek	30
Eredmények	30
Diskusszió, 3. Vizsgálat	31
Általános diskusszió és limitációk	31
Irodalom	32

Előszó

A diszpozicionális irigység kérdéskörével 2021-ben, az „Életünk a koronavírus-járvány idején” című, átfogó, kvázi reprezentatív kutatás során találkoztam először, amelynek kutatási koordinátora voltam és amelynek előkészítésében, összeállításában részt vettem, majd az adatbázis felhasználásával különböző (kvantitatív és kvalitatív) elemzéseket készítettem, illetve műhelymunkák témavezetésében segédkeztem. Ennek kapcsán 2021 őszén felkérést kaptam arra, hogy a KRE Személyiség- és Egészségpszichológiai Tanszék Károli Községi Napokon rendezett szimpóziumán előadást tartsak, témának a diszpozicionális irigységet választottam.

Az előadásra készülve, a szakirodalom olvasása során hamar szembesültem azzal, hogy egy részben feltáratlan, sok kérdést fölvető területről van szó. Több irigység-elmélet verseng; nincs átfogó modell, amely a diszpozicionális irigység gyökereit, működését, korrelátumait, illetve következményeit komplexen kezelné. Hazai, kifejezetten irigység fókuszú kutatásról pedig azóta sem szereztem tudomást. Önmagában inspirálólág hatott az a tény, hogy olyan területről van szó, amelynek kapcsán újat lehet mondani, hiszen egy kevésbé vizsgált, nehezen megragadható, mégis fontos érzelemről van szó (Milic, 2019). Fontos kiemelni, hogy a nemzetközi – és a jelen dolgozat első részében ismertetett saját – kutatási eredmények alapján elmondható, hogy a diszpozicionális irigységnek fontos személyiség- és egészségpszichológiai vonatkozásai vannak.

Mindezeket figyelembe véve a korábbi mintánk felhasználásával Dr. Rózsa Sándor támogatása mellett megkezdtem az egyik leggyakrabban használt irigység skála (DES; Dispositional Envy Scale, Smith et al., 1999) átfogó pszichometriai elemzését. Nem lehet azonban figyelmen kívül hagyni, hogy az önjellemző kérdőívek esetében elkerülhetetlen a szociális kíváncsiság torzító hatása, különösen egy olyan tabunak számító témában, amilyen az irigység is. Ezért 2022 szeptemberében kezdeményezésemre és koordinálásom mellett egy hosszabb kutatássorozatra kezdtünk „A diszpozicionális irigység pszichológiai hátterének átfogó vizsgálata” címmel. Célunk az irigység kutatás módszertanának mélyítése. Kognitív tesztinterjúkat készítünk azért, hogy az önjellemzésből fakadó torzítások láthatóvá váljanak, hogy olyan mérőeszközt alakíthassunk ki, amellyel ez a hatás jelentősen csökkenthető, és így tovább tudunk lépni a diszpozicionális irigység kutatásában.

A következőkben megkísérlek átfogó képet adni a diszpozicionális irigység konstrukciójáról, a méréssel kapcsolatos problémákról, illetve felvázolni egy olyan modellt, amely a további kutatások során kiindulásul szolgálhat az átfogó modell megalkotásához. Abban a szerencsés helyzetben vagyok, hogy habár a dolgozat alapvetően a 2021-es kutatás adatbázisára épül, előzetes eredményeket már ismertethetek a fent említett irigység-kutatásból.

„Ha az irigy szomorú, vagy őt érte baj, vagy mást szerencse.”

(Közmondás)

Absztrakt

Háttér: A diszpozicionális irigység a nemzetközi kutatási eredmények alapján pszichológiai szempontból jelentős. Magyar mintán alig van a témát érintő kutatás, a leggyakrabban használt mérőeszközök részletes pszichometriai elemzése pedig hazai mintán még nem történt meg.

Célkitűzés: Elsődleges cél a diszpozicionális irigység hazai kutatásának ösztönzése azáltal, hogy feltárjuk és a nemzetközi szakirodalom alapján megerősítjük legfontosabb korrelátumait, modellt építünk (1. Vizsgálat). A Diszpozicionális Irigység Skála (DES) faktorszerkezetének feltárása, a mérőeszköz részletes pszichometriai elemzése (2. Vizsgálat). A konstruktum mélyebb elemzése, újabb mérőeszközök validálása, új mérőeszköz kialakításának megalapozása a további kutatások elősegítésére (3. Vizsgálat). *Módszer:* A mintát (1. és 2. Vizsgálat) a KRE kvázi reprezentatív mintájú kutatásában a 18. életévüket betöltő személyek adták ($n = 2205$). Az egyes változók közötti kapcsolatok feltárására korrelációs elemzések szolgáltak, a változók közötti kapcsolatrendszer feltérképezésére modell elemzés (SEM) készült, DES faktorszerkezetének feltárásához parallel analízis, feltáró- és megerősítő faktorelemzés készült. A részletes pszichometriai elemzésnek a kommunalitás mutatók, doubletek feltérképezése IRT, DIF elemzés, és a Hálózat Analízis is részét képezte. A skálák megbízhatóságának ellenőrzéshez a Cronbach-alfa mutatókat, item-maradék korrelációkat számoltam. A 3. Vizsgálat mintáját az Irigység-kutatásban részt vevő, 18. életévüket betöltő személyek adták ($n = 326$); korrelációs elemzések készültek. *Eredmények:* A modell alapján almonddható, hogy a diszpozicionális irigység jól meghatározza a depressziót és a jóllétet. A modell a diszpozicionális irigység varianciájának 27%-át, a depresszió varianciájának 38%-át, az általános jóllét varianciájának 42%-át magyarázza. A DES skála egydimenziós elrendezést mutat, jó belső konzisztenciával rendelkezik (Cronbach-alfa = 0,86), azonban nem jelenthető ki egyértelműen, hogy az önjellemző kérdőív a legmegfelelőbb eszköz a diszpozicionális irigység mérésére, amit a kognitív tesztinterjúk alátámasztanak. A DES a 3. Vizsgálat előzetes eredményei szerint közepes erősségű negatív szignifikáns kapcsolatban van a szociális kíváncsisággal (önbecsapás és jó benyomás skálák), közepes erősségű pozitív kapcsolatban van az éretlen és a neurotikus elhárító mechanizmus skálákkal. *Következtetés:* A vizsgálatok a diszpozicionális irigység pszichológiai jelentőségét és további vizsgálatának szükségességét támasztják alá, és azt, hogy érdemes átgondolni a diszpozicionális irigység önelemzéses mérésének alkalmazhatóságát. A 3. Vizsgálat ezt kívánja megalapozni.

Kulcsszavak: diszpozicionális irigység, depresszió, jóllét, pszichometria, SEM, kutatássorozat

Elméleti háttér

Bevezető

Az irigység kérdésköre évezredek óta foglalkoztatja az emberiséget, filozófusok sora elmélkedett a témáról, és a pszichológia, különösen a pszichoanalízis története során több szerző is jelentőséget tulajdonított neki (Freud, 1920; Horney, 1926; Freud, 1933, idézi Borgos, 2017; Mitchel & Black, 2000; Fónagy & Target, 2005 Tóth; 2009; Pénzes, 2012; Lange & Protasi, 2021), illetve a szociálpszichológia is foglalkozik az irigységgel, például a társas összehasonlítás elméletéhez kapcsolódóan (Festinger, 1954).

A legtöbb ember képes irigységet érezni, és élete során minden bizonnyal meg is tapasztalja azt függetlenül attól, hogy milyen kulturális környezet veszi körül. Ezt számos empirikus eredmény támasztja alá (Smith et al., 1999; Miceli & Castelfranci, 2007; Smith & Kim, 2007). Az irigységet általában elítélendőnek tartjuk (Lange & mtai., 2018; Lange & Protasi, 2021), kutatások pedig gyakran kiemelik az irigység negatív hatásait a többi között a mentális és fizikai jólléttel (Smith et al., 1999; Luglio, 2002; Barr & Cacciatore, 2007; Milfont et al., 2009) és a depresszióval összefüggésben (Smith et al., 1999; Bajraktarov et al., 2017; Xiang et al., 2020). Habár kultúrától függetlennek tekintett érzelemről van szó, az irigységre, annak átélésére való hajlamot illetően jelentős egyéni különbségek feltételezhetők (Smith et al., 1999).

Az irigység konceptualizálása

Az irigység egy kellemetlen, negatív, gyakran fájdalmas érzélem, amely tipikusan két személyt érint, és akkor jelenik meg, amikor egy személy vagy személyek csoportja – az irigység célpontja – olyasmit élvez vagy birtokol, amire az irigy személy vágyik (pl. tárgyat, társadalmi pozíciót, tulajdonságot, képességet, életformát, teljesítményt, dolgot). Az irigység leginkább akkor jelentkezik, ha a hiány olyan területet érint, amely a személy önmeghatározása szempontjából jelentős. Az irigység azt követően jön létre, hogy az irigy személy az irigység tárgya kapcsán összehasonlítja magát az irigyelt személlyel úgy, hogy az irigyelt személyt valamelyest maga fölött állónak tekinti. Az irigy személy saját magával szembeni elégedetlensége fokozódik, amikor a felsőbbrendűsége más, alternatív összehasonlítási helyzetekben sem mutatkozik meg. Az irigységet a kisebbségi érzés, az ellenségesség, az igazságtalanság érzése, a rosszindulat, a neheztelés, a vágyakozás, a harag, illetve a büntudat és a tagadás is jellemezheti (Parrott & Smith, 1993; Smith et al., 1994; Smith et al., 1999; Ben-Ze'ev, 2000; Miceli & Castelfranchi; 2007; Smith & Kim, 2007; APA, 2022).

Tai és munkatársai (2012) megfogalmazása szerint az irigység a mások jó sorsa, sikere miatt érzett fájdalom. Ben Ze'ev (2002) pedig úgy vélte, az irigység általánosnak tekinthető

abban az értelemben, hogy az irigy személy nem minden esetben pontosan azt, illetve pont ugyanolyan kíván megszerezni, mint amivel az irigyelt személy rendelkezik, ezen túl pedig nagyon gyakori, hogy az irigy személy nem egy konkrét személlyel szemben érez irigységet, hanem mindazokkal szemben, akik rendelkeznek azzal, aminek a hiánya számára problémát jelent.

Az irigységet tehát szűkebb értelemben véve és a tudományban hagyományosan úgy tekintik, mint ami ellenséges érzéseket tartalmaz, és ellenséges cselekvésekhez, tettekhez vezethet (Smith & Kim, 2007). Elkülönítendő egymástól az epizodikus, más néven állapot irigység (episodic envy) és a diszpozicionális vagy vonás irigység (dispositional envy). Az epizodikus irigység egy adott helyzetben előforduló társas összehasonlításból fakadó komplex érzelem, amely két komponensből áll (érzékelés, összehasonlítás) (Cohen-Charash, 2009).

Smith és munkatársai (1999) viszont az irigységre személyiségvonásként is tekintettek, amely különböző mértékben ugyan, de mindenkinben megvan. A diszpozicionális irigység az irigy személy felett álló másik személyre irányuló, összehasonlításon alapuló vonás szintű érzelem¹, ami frusztrációhoz vezet (Lang & Crusius, 2015). Azok a személyek, akikre a diszpozicionális irigység jellemzőbb, gyakrabban szenvednek kisebbségi érzéstől, ami viszont az irigységet alapozhatja meg (Smith et al., 1999).

Az irigység nem minden esetben egy rövid ideig tartó érzelmi állapot, hanem a feltételezések szerint kialakul (Hoogland és mtsai., 2016), illetve idővel más érzelmi állapotokká alakulhat át (Smith, 2004). Ez különböző affektív, kognitív és motivációs következményekben nyilvánulhat meg, amelyeknek az az irigy és az irigyelt személy közötti különbség csökkentése lehet a céljuk (Parrott & Smith, 1993; Van de Ven et al., 2009). Kutatások alátámasztják, hogy az irigység a következő esetekben fokozódik: ha az irigy személy az irigyelt személyt önmagához hasonlónak érzékeli (Schaubroeck & Lam, 2004; Henniger & Harris, 2015; Van de Ven et al., 2015), illetve, ha az irigység tárgya társadalmi pozíció szempontjából lényeges (Fiske, 2010).

Az irigység, mint személyiségvonás: a diszpozicionális irigység elméletek

Nincs tehát egységes álláspont a kutatók között abban, hogy miként is kellene konceptualizálni az irigységet, így a diszpozicionális irigységet is több elmélet igyekszik megragadni (Lange et al., 2018). Amiben a különböző irigység-elméletek egyeznek, hogy az irigység meglétéhez elengedhetetlen a következő három összetevő: irigy személy, irigység tárgya, irigyelt személy.

¹A vonás szintű érzelmek a hangulati állapotokra hasonlítanak, de elég sokáig állnak fenn ahhoz, hogy az emberek jellemezhetőek legyenek a segítségükkel, így személyiségvonásnak tekinthetők (Desmet, 2002)

A *Kettős irigység teória* szerint az irigységnek két különböző formája van: a jóindulatú (benign) és a rosszindulatú (malicious) irigység. Funkcionalista megközelítés szerint mindkettő az irigy és az irigyelt személy közötti különbséget hivatott csökkenteni (Van de Ven et al., 2009; Lange & Crusius, 2015). Jóindulatú irigység esetén az irigy személy saját magát igyekszik magasabb szintre emelni, hogy hasonlóan sikeres legyen, mint az irigyelt személy. Rosszindulatú irigység esetén viszont az irigy személy a közte és az irigyelt személy közti különbséget úgy próbálja meg csökkenteni, hogy az irigyelt személyt leértékeli, az általa elért előnyt kisebbíti vagy becsmérli. A *Rosszindulatú irigység elmélet* szerint viszont az irigység egységes érzelem rosszindulatú következményekkel, ez megfeleltethető az említett rosszindulatú irigységnek (Parrot & Smith, 1993; Miceli & Castelfranchi, 2007; Smith & Kim, 2007).

A két uralkodó teória mellett megemlíthető még az *Irigység fájdalom elmélete*, amely szerint az irigység egységes érzelem, amit a mások jobb sorsa miatt érzett fájdalom vezérel, és egyszerre vezethet konstruktív és destruktív következményekhez. Ez az elmélet az előző kettőt is kritizálja kiemelve, hogy azok az irigység lényegét és következményeit nem választják külön (Tai et al., 2012). Az *Egységes Irigység Elmélet* szerint pedig az irigység fájdalmas érzelem, ami magában foglalja az abban való hitet, hogy az irigy személynek hiányzik valamilyen fontos, az én-fogalmával vagy egy versenyhelyezettel összefüggő dolog, ami az irigyelt személynek van. Az irigység tartalmazza a motivációt, hogy a személy csökkentse az általa okozott fájdalmat, és javítson relatív helyzetén (Cohen-Charash & Larson, 2017).

Amíg tehát a *Rosszindulatú irigység elmélet* egyféle, a *Kettős irigység teória* kétféle irigységről beszél, az *Irigység fájdalom elmélete* egyféle irigységről kétféle lehetséges következménnyel, addig az *Egységes Irigység Elmélet* nem tesz különbséget kétféle irigység között, de nem is határozza meg annak jellegét, pozitív vagy negatív voltát.

Az irigység és a féltékenység elkülönítése

Az Amerikai Pszichológiai Társaság (APA) (2022) szerint az irigység és a féltékenység sok rokon vonást mutat, de amíg az irigységnek elég mindössze két személyt érintenie – az irigy és az irigyelt személyt – a féltékenység mindig háromszemélyes játszma. A féltékenység akkor jelentkezik, ha az egyik személy attól fél, hogy elveszít egy másik személyt a harmadik személy hatására. Az irigységet és a féltékenységet eltérő szituációk eredményezik, különféle értékelést igényelnek és eltérő érzelmi élményeket okoznak, azonban gyakran keveredik, összemosódik az irigység és féltékenység fogalma, amelyek egyszerre is jelentkezhetnek (Smith et al., 1999; Smith & Kim, 2007).

Parrott és Smith (1993) több különbséget emel ki az irigység és féltékenység között: a féltékenységgel összefüggő érzéseket erősen befolyásolja a rivális romantikus partnerének kiléte, az irigységgel kapcsolatos érzéseket viszont a rivális felsőbbrendűsége, és a két érzelem közül a féltékenység az intenzívebb. Kvalitatív elemzésük alapján az affektív komponensek közötti eltérésekre is bukkantak. E szerint irigység esetén jellemző a vágy az után, ami a másinak van, az alacsonyabb rendűség érzése, a rosszindulat, és az érzés, hogy ez utóbbi helytelen. Féltékenység esetén a következő összetevők emelkedtek ki: az elvesztéstől való félelem, a bizalmatlanság, a jogos harag az elhagyástól, és a körülmények okozta bizonytalanság.

A diszpozicionális irigység pszichológiai jelentősége

A diszpozicionális irigységgel kapcsolatos vizsgálódások jelentős része személyiségpszichológiai, illetve egészségpszichológiai fókuszú. Kutatások szerint a személyiségjellemzők közül a diszpozicionális irigység az egyik, ami befolyásolja a *depressziót*: akinek magasabb a diszpozicionális irigység szintje, érzékenyebb a társas összehasonlításra, ami kisebbségi érzéshez, haraghoz, ellenségeséghez, irigységhez vezethet (Smith et al., 1999; Bajraktarov et al., 2017; Xiang et al., 2020). Az irigység két fontos komponense – az ellenségeség és depresszív összetevők – az irigy személy kisebbségi érzéséből, valamint abból fakadnak, hogy az irigy személy úgy érzi, az irigyelt személy előnye nem fair. Ezért azok, akikre magasabb diszpozicionális irigység szint jellemző, magasabb frusztrációra is hajlamosak, valamint fokozottabban élik át az igazságtalanság érzését (Smith et al., 1994; Smith et al., 1999, Luglio, 2002; Smith & Kim, 2007; Milfont & Gouveia, 2009).

Más kutatások a *jóllét (élettel való elégedettség)* és a diszpozicionális irigység kapcsolatát helyezik a fókuszba. Az eredmények alapján elmondható, hogy a diszpozicionális irigység és az élettel való elégedettség között negatív kapcsolat van. Az irigységre hajlamosabb személyek nagyobb valószínűséggel boldogtalanok, elégedetlenek az életükkel, jellemzőbbek rájuk a rossz érzések, a kevesebb energia (Smith et al., 1999; Luglio, 2002; Barr & Caciattore, 2007; Milfont et al., 2009). A depressziós tünetek pedig komoly hatást gyakorolnak például az idősek jóllétére (Beekman et al., 2002). Azok a személyek, akikre komolyabb depressziós tünetek jellemzők, azokon a napokon is alacsonyabb jóllétről számoltak be, amikor pozitív életeseményekben volt részük, és azokon a napokon is, amikor negatív társas interakcióba kerültek (Steger & Kashdan, 2009).

A diszpozicionális irigység és a *Big Five* személyiségdimenziók között eddig csak a Neuroticizmussal találtak közepes erősségű, pozitív szignifikáns kapcsolatot (Smith et al.,

1999; Xiang et al., 2016), mindazonáltal nem jelentős az ilyen irányú kutatások száma. Vizsgálatom szempontjából kiemelendő még, hogy egy szisztematikus áttekintés szerint a mellett, hogy a magasabb Neuroticizmus szint alacsonyabb pszichés jólléttel jár együtt, és a Neuroticizmus nem jelezte előre szignifikánsan a depressziót, amikor a regressziós elemzésbe a depresszióval összefüggő olyan változókat is bevontak, mint a pesszimizmus, a boldogtalanság, a passzív megküzdés (Toni & Tamara, 2017).

A *korai maladaptív sémák* és a diszpozicionális irigység kapcsolatát vizsgáló kutatásról nincs tudomásom. Egy 54 tanulmányt – ami 24 ezer vizsgálati személy válaszait ölelte föl – figyelembe vevő szisztematikus áttekintés szerint a korai maladaptív sémák szignifikáns pozitív kapcsolatban vannak a depresszióval is (Nicol et al., 2020). A nemzetközi kutatási eredmények alapján elmondható, hogy a korai maladaptív sémák általi meghatározottság magas Neuroticizmus szinttel jár együtt, és a depressziós tünetek előrejelzésében a Big Five személyiségdimenzióknál jobb prediktornak bizonyulhat (Thimm, 2009).

A diszpozicionális irigység mérése

Ahogy a fentiekből kiderült, a diszpozicionális irigység konceptualizálása nem egységes. Az eltérő teóriák eltérő operacionalizálásokhoz vezetnek, tehát a mérőeszközök is eltérő módon ragadják meg az irigységet. A kutatásokban szinte kizárólag önbevalláson alapuló módszereket használnak. Az alábbiakban bemutatom a dolgozatban szereplő első két vizsgálat alapjául szolgáló, „Életünk a koronavírus-járvány idején” című kutatásban (továbbiakban Poszt-COVID kutatás) is használt irigység kérdőívet, a *Diszpozicionális Irigység Skálát* (DES; Dispositional Envy Scale, Smith et al., 1999). Terjedelmi korlátok miatt több mérőeszköz részletes bemutatására nincs módom, a szakirodalomban előforduló egyéb irigység skálákat az *1. számú mellékletben* található táblázatban foglalom össze.

A DES az egyik leggyakrabban használt mérőeszköz a diszpozicionális irigység feltérképezésére, amely nyolc tételt tartalmaz, és a rosszindulatú irigységet méri (Blachnio & Przepiorka, 2015; Lange & Crusius, 2015; Rentz & Gross, 2015). Smith és munkatársai (1999) egy megbízható és érvényes önjellemző kérdőív kialakítását tűzték ki célul. A szerzők elméleti megfontolások alapján olyan, a diszpozicionális irigységet mérő skálát tekintettek elfogadhatónak, amely azt a tendenciát ragadja meg, hogy a személyek az irigység esetén felbukkanó két fő érzelmi összetevőt – a kisebbségi érzést és a rosszakaratot – milyen gyakran és milyen intenzitással élik meg.

A DES fejlesztése során a szerzők először arra fordítottak figyelmet, hogy kivédjék az irigység és a féltékenységi keveredését. Ezért egyrészt kizárólag az „irigység” (envy) szót

használták, a „féltékenység” szót (jealousy) nem, másrészt a tételek tartalmának meghatározásakor kizárták azokat a szituációkat, amelyek gyakran kapcsolódnak a féltékenységhöz, így különösen a romantikus helyzeteket.

A szerzők először 54 tételt alkottak meg, megcélózva a következő területeket: kisebbségi érzés, az igazságtalanság szubjektív érzése, rosszakarat, frusztráció. Illetve az „irigység” szót tartalmazó tételeket készítettek annak közvetlen mérésére, hogy az irigység érzése milyen gyakran, illetve mennyire intenzíven jelenik meg valakinél. Négy mintát használtak, öt és kilenc fokozatú Likert-skálákat alkalmazva, a DES végső változatában az előbbi tartották meg.

Az első mintán (204 személy, 53,9% nő) végzett főtengety-elemzéssel a szerzők több faktort kaptak, azonban a részletes eredmények (sajátértékek, magyarázott variancia) alapján következő lépésként úgy válogatták ki a tételeket, hogy lehetőleg egyfaktoros struktúrához jussanak. Először is megtartották azt a 26 tételt, amelyek faktorsúlya elérte a 0,60-at az első faktoron, majd ezek közül töröltek 8 fölöslegesnek ítélt tételt. Ezután kihagytak hét, az irigység tárgya szempontjából túlságosan specifikusnak talált itemet, végül pedig kidobtak három tételt, amelyek jelentése nem bizonyult teljesen egyértelműnek. A második mintán (168 személy, a nemek aránya nagyjából egyenlő) a fennmaradó nyolc tételen elvégzett főtengety-elemzés egy faktort valószínűsített, a magyarázott variancia 39% volt, a faktorsúly egy tétel kivételével (4. *Nagyon bántó, hogy néhány ember könnyedén ér el sikereket*: faktorsúly = 0,53) minden esetben elérte vagy meghaladta a 0,60-at.

Ezután a harmadik mintán (327 személy, 20,4% nő) megerősítő faktorelemzéseket végeztek (CFA) a legnagyobb valószínűség (Maximum Likelihood; ML) módszerével. Vizsgálták az egyfaktoros, a kétfaktoros és a bifaktoros elrendezést is. A kétfaktoros megoldás esetén egy három- és egy öttételes faktort kaptak. Valamennyi tétel faktorsúlya meghaladta a 0,60-at, a két faktor korrelációja 0,67 volt. A kétfaktoros modell jobb illeszkedési mutatókkal rendelkezett, mint az egyfaktoros, de a szerzők elméleti megfontolásaikhoz jobban illőnek találták a bifaktoros struktúrát, így azt is tesztelték. Ez a modell szintén jobb illeszkedési mutatókkal rendelkezett, mint az egydimenziós megoldás, a kétdimenziós modellel azonban nem tudták közvetlenül összehasonlítani (a figyelembe vett CFI mutató 0,94 és 0,95 volt).

A szerzők mindezek ellenére a DES-t egyfaktoros mérőeszközként mutatták be. Kiemelték, hogy a döntés statisztikai szempontból ugyan nem volt magától értetődő, de véleményük szerint a nyolc tétel egyetlen, koherens konstruktumot képvisel. Az item-totál korrelációk 0,48 és 0,71 közé estek, így megfelelőek voltak. A Cronbach-alfa érték az első és harmadik mintán 0,86, a

másodikon 0,83, a kérdőív kéthetes időintervallumban mért ismételt méréses megbízhatósága 0,80 volt. Tehát a DES belső megbízhatósága és időbeli stabilitása is jónak bizonyult.

A későbbiekben a DES-t több nyelvre lefordították, így van *portugál* (Milfont és Gueva, 2009), *spanyol* (Mola et al., 2014), *olasz* (Nannini et al., 2019), *lengyel* (Blachnio & Przepiorka, 2015), *japán* (Suzuki et al., 2014) és *kínai* (Xiang et al., 2016) nyelvű változata is. Az elemzések során több esetben is kérdéses volt az eredeti, egydimenziós faktorszerkezet megtartása, ám az olasz adaptációt leszámítva – ahol a kétfaktoros struktúrát fogadták el – minden esetben az egydimenziós szerkezet mellett döntöttek. A legtöbbször a második (*A keserű igazság az, hogy általában alacsonyabb rendűnek érzem magam másoknál*) és a hatodik (*A tehetetlenség érzése aggaszt*) tétel okozott problémát, az olasz adaptáció során ez a két tétel alkotott egy dimenziót, de a negyedik, hetedik, nyolcadik tétel is többször fölvetett kérdéseket. (Az adaptációkat bemutató táblázat a 2. számú mellékletben található.)

1. Vizsgálat: Egy nem kívánatos, de jelentős érzelem nyomában

Célkitűzések

A szakirodalom tanulmányozása során szembetűnő volt, hogy a diszpozicionális irigység olyan konstrukciónak tekinthető, amely negatív kapcsolatban áll a személyek életminőségével, jóllétével, a depressziós tünetek kialakulását pedig elősegítheti (Bajraktarov et al., 2017; Xiang et al., 2020; Smith et al., 1994; Smith et al., 1999; Luglio, 2002; Smith & Kim, 2007; Milfont & Gouveia, 2009; Barr & Cacciatore, 2007). Úgy tűnik továbbá, hogy a kutatások a diszpozicionális irigység egy-egy aspektusát vizsgálják, a korai maladaptív sémák és a diszpozicionális irigység kapcsolatát feltáró kutatásra sem bukkantam. Mindezek alapján az 1. Vizsgálat célkitűzése feltáró jelleggel megvizsgálni kvázi reprezentatív magyar mintán a diszpozicionális irigység és a jóllét, a depresszió, a korai maladaptív sémák, valamint a Neuroticizmus kapcsolatát. Ezek alapján egy modell felépítésének megkezdése a cél, amelyre a későbbi kutatások során támaszkodni lehet.

Módszer

Vizsgálati minta és az eljárás menete

A vizsgálati mintát a Károli Gáspár Református Egyetem „Életünk a koronavírus-járvány idején” című kutatásának adatbázisa adta (a továbbiakban Poszt-COVID kutatás). A mintavétel hozzáférés alapú volt, megadott kvótákkal. A teljes minta (n = 2700) nemre, életkorra, legmagasabb iskolai végzettségre nézve reprezentatívnak mondható. Jelen dolgozat szempontjából a reprezentativitás nem volt döntő szempont, az elemzésekhez 2205 18 év fölötti, Magyarországon élő személy válaszait használtam föl. A kitöltők 58,5%-a nő volt, az

életkori átlag 45,69 év (SD = 18,03), a legfiatalabb válaszadó személy 18 éves, a legidősebb 95 éves volt. A részletes szociodemográfiai jellemzőket az 1. táblázat tartalmazza.

Az adatgyűjtés döntően online, kisebb részben papír alapú lekérdezéssel történt, a hatályos jogszabályok figyelembevételével, az anonimitás biztosítása mellett. A válaszadó személyek a kutatásban önkéntesen és ellenszolgáltatás nélkül vettek részt. A kutatást a Károli Gáspár Református Egyetem Pszichológiai Intézetének Kutatásetikai Bizottsága hagyta jóvá (az etikai engedély száma: BTK/2763-1/2021).

1. táblázat

A minta szociodemográfiai jellemzői

Szociodemográfiai adatok		n	%
Nem	férfi	915	41,5
	nő	1290	58,5
Életkor	18-34 éves	698	31,7
	35-54 éves	804	36,5
	55-64 éves	287	13,0
	65-95 éves	416	18,9
Legmagasabb iskolai végzettség	8 általános vagy kevesebb	254	11,5
	szakmunkásképző	369	16,7
	szakközépiskola vagy gimnázium	833	37,8
	főiskolai vagy egyetemi diploma	749	34,0

Mérőeszközök

Diszpozicionális Irigység Skála (DES, Smith et al., 1999). Nyolctételes, önbeszámolón alapuló kérdőív, amely öt fokozatú Likert-skálán mér. Az 1-es érték a teljes elutasítást („Egyáltalán nem értek egyet”), az 5-ös érték a teljes egyetértést („Teljesen egyet értek”) jelenti. A magasabb összpontszám magasabb diszpozicionális irigység szintet jelez. A mérőeszközt eredetileg egydimenziósnak mutatták be, jó reliabilitási mutatókkal (Cronbach-alfa = 0,83 – 0,86), a teszt-reteszt korreláció 0,80 volt (Smith és mtsai., 1999). A nemzetközi adaptációk során a Cronbach-alfa értéke 0,79 és 0,86 között volt a teljes skálát tekintve (Milfont & Gueva, 2009; Medeiros et al., 2016; Mola et al., 2014; Blachnio & Przepiorka, 2015; Suzuki et al., 2014; Xiang et al., 2016).

Jóllét Skála (PHS-WB, Bann et al., 2012). A mérőeszköz összesen 10 tételt tartalmaz, az *általános jóllét* a három komponens – *mentális jóllét* (öt tétel), *szociális jóllét* (két tétel), *testi jóllét* (három tétel) – összege. A kérdőív egy számjegyekkel megválaszolandó kérdést tartalmaz, valamint öt- és tízfokozatú Likert-skálákat használ. (Az 1-es érték az „Egyáltalán nem értek egyet”; „Soha”; „Nagyon elégedetlen vagyok” válaszokat jelenti. Az 5-ös érték a „Teljes mértékben egyet értek”; „Mindig”, a 10-es érték pedig a „Teljesen elégedett”

válaszopciót jelenti.) A teljes kérdőív Bann és munkatársai (2012) elemzése szerint jó reliabilitási mutatóval rendelkezett (Cronbach-alfa = 0,87).

Depresszió Skála (DASS-21, Lovibond & Lovibond, 1995). A kérdőívcsomag a 42 tételes DASS skála rövidített, 21 tételes változatát tartalmazza, amely megfelelő pszichometriai mutatókkal rendelkezik (Henry & Crawford, 2005). A kérdőív valamennyi alskálája hét tételből áll, és négyfokú Likert-skálán mér (1 = „Egyáltalán nem volt rám jellemző”; 4 = „Igen tekintélyes mértékben, vagy nagyon gyakran jellemző volt rám”). A DASS-21 a szerzők elemzése szerint megbízható mérőeszköz, a Cronbach-alfa mutató a Depresszió skála esetében 0,81 volt. A mérőeszköz pszichometriai mutatói több, mint ezer fős normatív magyar mintán is kiválóak (Rózsa et al., előkészületben).

Ötfaktoros Személyiség Kérdőív (BFI-10, Rammstedt & John, 2007). Az *Extraverzió*, *Barátságosság*, *Lelkiismeretesség*, *Érzelmi instabilitás (Neuroticizmus)*, *Nyitottság* egymástól független dimenzióit a tíztételes mérőeszköz két-két tétellel méri. A válaszadás ötfokú Likert-skálán történik (1 = „Egyáltalán nem értek egyet” 5 = „Teljesen egyetértek”). A BFI-t számos nemzetközi kutatásban használták, annak jó reliabilitási, érvényességi mutatóit és faktorszerkezetét igazolva. Az elmúlt tíz év számos hazai kutatási adatbázisának egyesítésével 6000 fős minta áll rendelkezésre, amelynek elemzésével megerősítették az ötfaktoros struktúrát, az egyes dimenziók belső konzisztencia mutatói jónak bizonyultak (Cronbach-alfa = 0,73 és 0,81 között) (Rózsa et al., 2020).

Young-féle séma kérdőív (YSQ, Young, 1999). A korai maladaptív sémákat a 244 tételes YSQ kérdőív a Poszt-COVID kutatás számára készült 16 tételes rövidítése méri. A válaszadó személyeknek hatfokú Likert-skálán kellett válaszolniuk, hogy az állítások milyen mértékben igazak rájuk. A válaszok az 1 = „Egyáltalán nem jellemző” –tól a 6 = „Teljes mértékbe igaz” -ig terjedtek. Az eredeti kérdőív jó reliabilitási mutatókkal rendelkezik (Rijkeboer, 2012).

Szociodemográfiai adatok. A kutatás során több alapvető demográfiai adatot rögzítettünk, így a nemet, az életkort, a legmagasabb iskolai végzettséget.

Alkalmazott statisztikai módszerek

Első lépésként a DES normalitását ellenőriztem, mivel ennek eredménye meghatározza a további statisztikai elemzések megválasztását. Fontos megjegyezni, hogy – mint jelen esetben is – pszichológiai kutatásokban a Likert-skálán mérő kérdőívekből származó, folytonos intervallum skálának nem tekinthető változók normalitása gyakran sérül (pl. Shapiro-Wilk teszt, Kolmogorov-Smirnov próba, Mardia féle többváltozós ferdeség és csúcsosság mutató).

Micceri (1989) 125 pszichológiai változót vizsgálva arra az eredményre jutott, hogy 84 százalék esetében az eloszlás legalább mérsékelten aszimmetrikus volt.

Tehát elsősorban a normalitás sérülésének mértékével, fontos tisztában lenni. Ebben a ferdeségi (skewness) és csúcsossági (kurtosis) mutatók vannak segítségünkre. Bár nincs egységesen elfogadott kritérium, a módszertani ajánlások szerint nagyobb elemszámú mintákánál ($n > 300$) a ferdeség 2 alatti, a csúcsosság 7 alatti értéke a faktorelemzések során és a SEM-modellek készítése esetén is még elfogadható (Chou & Bentler, 1995; Curran, West, & Finch, 1996; Muthén & Kaplan, 1985; Ryu, 2011). A skálák megbízhatóságának megismeréséhez szükség volt a Cronbach-alfa mutatók kiszámítására, valamint az item-maradék korrelációk ellenőrzésére. A Cronbach-alfa megfelelő értékét általában 0,7 fölött határozzák meg (Nunnally & Bernstein, 1994). Az item-maradék korrelációk esetében pedig a 0,2 vagy a fölötti érték tekinthető megfelelőnek (Rózsa et al., 2006; Klein, 2015).

A csoportok (nők és férfiak; életkori csoportok) közötti összehasonlításokat kétmintás t -próba, illetve egyszempontos varianciaanalízis segítségével végeztem el. Ezt megelőzően a csoportonkénti normalitás ellenőrzése mellett a szóráshomogenitás ellenőrzése is megtörtént, utóbbi egyik esetben sem mutatott szignifikáns eredményt. A változók közötti együttjárásokat Pearson-féle korrelációs együtthatókkal jellemeztem a fenti kritériumok figyelembevételével. Mindazonáltal a Spearman-féle rangkorrelációval és a Kendall-féle tau- b mutató segítségével is ellenőriztem az eredményeket.

Végül az egyes változók közötti oksági kapcsolat feltérképezésére a strukturális egyenletek modellezése (Structural Equation Modeling, SEM) szolgált eszközzel, a Maximum Likelihood (ML; legnagyobb valószínűség) módszerével, a normalitás sérülése miatt bootstrap eljárás alkalmazásával, 500 véletlenszerű minta képzésével, és a *bias-corrected confidence intervals* (torzítást kiküszöbölő konfidenciaintervallumok) módszert választva, 95%-os konfidenciaintervallummal (T. Kárász, 2019). Az adatbázisban szereplő adatok és a feltételezett modell egymásnak való megfeleltethetőségéhez a következő illeszkedési mutatók szolgáltak támpontul: χ^2 -próba, amely esetében a nullához közeli érték és nem szignifikáns eredmény jelenti a jó illeszkedést; Bollen-Stein bootstrap p érték (B- Sp), amelyet a normalitás sérülése esetén a hagyományos χ^2 -próba mellett, illetve helyett használnak, a jó illeszkedést 0,05-nél nagyobb érték jelenti (Bollen & Stine, 1992; Byrne, 2010). A CMIN/DF, amely 3 és 5 közötti érték esetén megfelelő; RMSEA, amely 0,05 alatti érték esetén nagyon jó, 0,05–0,08 közötti értéknél jó, 0,08–0,10 értéknél elfogadható, 0,10 fölötti érték esetén pedig gyenge illeszkedést jelez. A TLI és a CFI mutató, amelyek 0,90 vagy annál nagyobb érték esetén elfogadható, 0,95

vagy annál nagyobb érték esetén nagyon jó illeszkedést jelez (Mc Donald & Moon-Ho, 2002; Hooper és mtsai., 2008; Byrne, 2010).

A leíró statisztikai elemzéseket, a csoportok közötti összehasonlításokat, a változók közötti kapcsolatok elemzését az SPSS 25 (IBM Corp. 2017) programcsomagjával készítettem el, a modell elemzéshez az IBM SPSS Amos 22-es verzióját használtam.

Eredmények

Leíró statisztikák

Elsőként a skálák ferdeségi és csúcsossági mutatóinak kiszámítása, valamint a normalitás ellenőrzése történt. (A részletes eredményeket a 2. táblázat tartalmazza.) A normalitás nem csak az egyes skálák, hanem az életkor esetében is sérült (ferdeség = 0,26, csúcsosság = - 0,89, Kolmogorov-Smirnov teszt = 0,06**). A Cronbach-alfa mutató minden skála esetében elérte a legalább megfelelő értéke, a tétel-maradék korrelációk szintén valamennyi esetben meghaladták az elvárt legalább 0,2-es értéket. A Cronbach-alfa mutatók és az item-maradék korrelációk a BFI-skálák esetében, nem kerültek kiszámításra, mert az skálánként csak két tételt tartalmaz, de a mérőeszköz a nemzetközi és hazai kutatási eredmények szerint megbízható (John & Srivastava, 1999; Rammstedt & John, 2007; Rózsa et al., 2020).

2. táblázat

A mérőeszközök leíró statisztikái, megbízhatósági mutatói, a normalitásvizsgálatok eredményei

Mérőeszköz	Tételek száma	Átlag (SD)	Item-maradék korrelációk	Cronbach-alfa	Ferdeség	Csúcsosság	Kolmogorov-Smirn. teszt
DES	8	14,92 (4,81)	0,23-0,63	0,86	0,78	0,66	0,10**
PHS-WB Ált	10	4,78 (0,66)	0,44-0,64	0,80	-0,60	0,40	0,06**
DASS Depr	7	1,43 (0,55)	0,59-0,75	0,89	1,83	3,60	0,21**
YSQ	16	35,80 (11,9)	0,26-0,55	0,81	0,62	0,60	0,64**
BFI Extr	2	7,37 (1,90)			-0,41	-0,54	0,14**
BFI Bar	2	7,01 (1,46)			-0,33	-0,10	0,14**
BFI Leik	2	7,41 (1,65)			0,24	-0,48	0,13**
BFI Neur	2	5,81 (1,92)			0,90	-0,49	0,12**
BFI Nyit	2	7,03 (1,88)			-0,26	-0,56	0,13**

Megjegyzés: ** p < 0,01; DES = Diszpozicionális Irigység Skála; PHS-WB Ált = PHS-WB kérdőív általános jóllét skála; DASS Depr = DASS kérdőív depresszió skála; YSQ = Korai maladaptív sémák kérdőív 16 tétele; BFI Extr = BFI-10 Extraverzió skála; BFI Bar = BFI-10 Barátságosság skála; BFI Leik = BFI-10 Lelkiismeretesség skála; BFI Neur = BFI-10 Neuroticizmus skála; BFI Nyit = BFI-10 Nyitottság skála. Kolmogorov-Smirn. teszt = Kolmogorov-Smirnov teszt.

A változók közötti kapcsolatok vizsgálata és összehasonlító elemzések

A diszpozicionális irigység és a depresszió között közepes erősségű pozitív kapcsolat van [$r(2203) = 0,47, p = 0,001$]. A diszpozicionális irigység és az általános jóllét közepes erősségű negatív együttjárást mutat [$r(2203) = -0,40, p = 0,001$] A diszpozicionális irigység és a korai

maladaptív sémák között szintén közepes erősségű, pozitív kapcsolat van [$r(2203) = 0,49$, $p = 0,001$].

A depresszió az általános jólléttel közepes erősségű negatív, a depresszió a korai maladaptív sémákkal közepes erősségű pozitív kapcsolatban van [$r(2203) = -0,61$, $p = 0,001$; $r(2203) = 0,57$, $p = 0,001$]. Az általános jóllét közepes erősségű negatív kapcsolatban van a korai maladaptív sémákkal [$r(2203) = -0,46$, $p = 0,001$].

A diszpozicionális irigység a Big Five faktorok közül csak a Nyitottsággal nem mutat szignifikáns kapcsolatot, az Extraverzióval, és a Lelkiismeretességgel gyenge, a Barátságossággal közepes erősségű negatív, a Neuroticizmussal pedig közepes erősségű pozitív szignifikáns kapcsolatban van (a szignifikáns mutatók rendre a következők: $r(2203) = -0,22$, $p = 0,001$; $r(2203) = -0,28$, $p = 0,001$; $r(2203) = -0,31$, $p = 0,001$; $r(2203) = 0,33$; $p = 0,001$). Az egyes skálák közötti együttjárásokat a 3. táblázat mutatja.

A DES és az életkor közötti gyenge negatív együttjárás alapján megállapítható, hogy a diszpozicionális irigység és az életkor között gyenge negatív kapcsolat van [$r(2203) = -0,14$, $p = 0,001$]. Életkori csoportokra bontva a varianciaanalízis (amely szignifikáns eredményt adott) és a post hoc páros összehasonlítás alapján elmondható, hogy a 18-34 éves korosztályra jellemzőbb a diszpozicionális irigység a többi életkori csoporthoz képest a [$F(3,20) = 16,25$, $p = 0,001$]. (A diszpozicionális irigység skála eredményei: a 18-34 éveseknél $M = 15,99$, $SD = 5,34$; a 35-54 éveseknél $M = 14,43$, $SD = 4,48$; az 55-64 éveseknél $M = 14,41$, $SD = 4,32$; a 65-95 éveseknél $M = 14,41$, $SD = 4,41$.)

Ami a legmagasabb iskolai végzettséget illeti, a varianciaanalízis szintén szignifikáns eredményt mutatott [$F(3,20) = 3,76$, $p = 0,01$]. A post hoc elemzés alapján elmondható, hogy a főiskolai vagy egyetemi diplomával rendelkezők és a nyolc általánost vagy vannál kevesebbet végzettek között van szignifikáns különbség: utóbbi csoport diszpozicionális irigység szintje a magasabb. (A diszpozicionális irigység skála eredményei: a nyolc általánost vagy annál kevesebbet végzeteknél $M = 15,54$, $SD = 4,96$; a szakmunkásképzőt végzeteknél $M = 15,25$, $SD = 5,02$; a szakközépiskolát vagy gimnáziumot végzeteknél $M = 14,99$, $SD = 4,85$; a főiskolai vagy egyetemi diplomával rendelkezőknél $M = 14,49$, $SD = 4,57$.)

Végül pedig a nők és férfiak összehasonlítása következett. A kétmintás t -próba eredménye szerint szignifikáns különbség van, a nők ($M = 15,30$; $SD = 4,86$), és a férfiak ($M = 14,75$; $SD = 4,71$) diszpozicionális irigység szintje között [$t(2205) = 2,66$; $p = 0,008$], tehát a nők átlaga magasabb a DES skálán, a hatásmérték azonban elhanyagolható ($d = 0,12$).

3. táblázat

A változók közötti kapcsolatok

	2	3	4	5	6	7	8
1. Diszpozicionális irigység (DES)	0,47**	-0,40**	0,49**	-0,22**	-0,31**	-0,28**	0,33**
2. Depresszió (DASS-21)		-0,61**	0,57**	-0,30**	-0,25**	-0,29**	0,36**
3. Általános Jólét (PHS-WB)			-0,46**	0,35**	0,22**	0,29**	-0,34**
4. Korai maladaptív sémák (YSQ)				-0,27**	-0,24**	-0,31**	0,35**
5. Extraverzió (BFI-10)							
6. Barátságosság (BFI-10)							
7. Lelkiismeretesség (BFI-10)							
8. Neuroticizmus (BFI-10)							

Megjegyzés: ** $p < 0,01$.

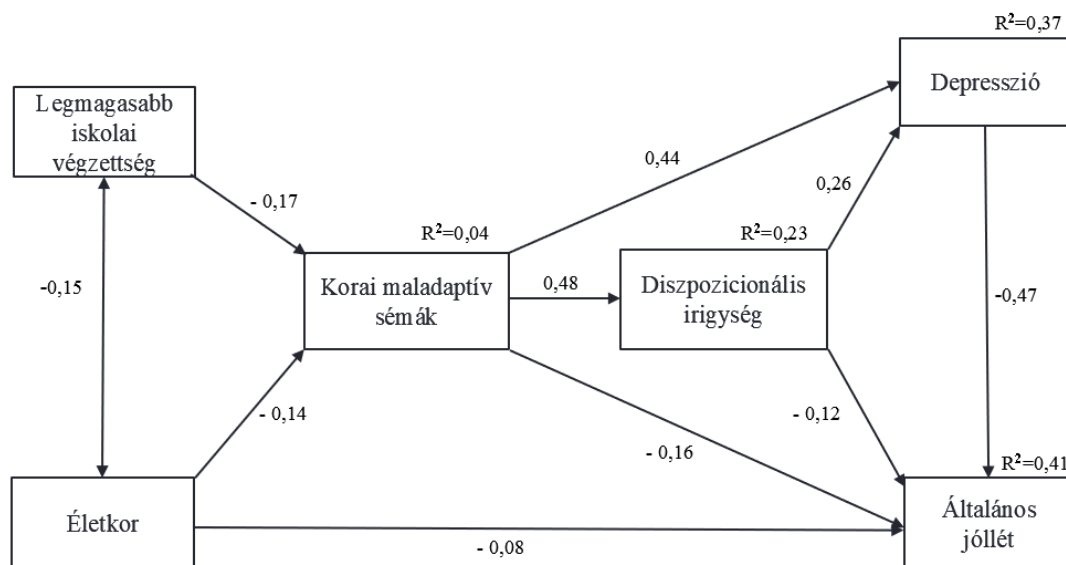
Modell elemzés strukturális egyenletek (SEM) módszerével

A változók kapcsolatainak feltárása után került sor a modell, illetve modellek felépítésére, több lépésben. Az első modell a következőket tartalmazza: prediktor változóként az életkort és a legmagasabb iskolai végzettséget (szociodemográfiai változók), mediátor változóként a korai maladaptív sémák és a diszpozicionális irigység, kimeneti változóként pedig a depresszió és az általános jólét szerepeltek.

Az 1. ábrán látható modell jó illeszkedési mutatókkal rendelkezik. A χ^2 -próba ugyan szignifikáns [$\chi^2(5) = 13,067$, $p = 0,023$], a Bollen-Stein bootstrap p értéke alacsony (B-Sp = 0,005), az RMSEA, a CFI, a TLI és a CMIN/DF mutató mind elfogadhatónak mondható (RMSEA = 0,029; CFI = 0,997; TLI = 0,990; CMIN/DF = 2,613).

A modell a diszpozicionális irigység varianciájának 23%-át magyarázza. A modell alapján a diszpozicionális irigység jól meghatározza a depressziót és az általános jóllétet; az életkor és a legmagasabb iskolai végzettség a korai maladaptív sémákon és a diszpozicionális irigységen keresztül fejti ki hatását a depresszióra és az általános jóllétre (a magyarázott variancia 37% és 41%). A standardizált Béta mutatókból látszik, hogy a modellben a korai maladaptív sémák és a diszpozicionális irigység, a diszpozicionális irigység és a depresszió, valamint a depresszió és az általános jólét között a legerősebb a kapcsolat (előbbi kettőnél pozitív, utóbbinál negatív irányú). A modell csak nőkre, illetve csak férfiakra lefuttatva nem adott számottevő különbséget egymáshoz, illetve a teljes mintán végzett elemzéshez képest.

1. ábra. Modell elemzés, első változat: a változók, a közöttük lévő szignifikáns utak, az R^2 értékek, a standardizált Béta mutatók és az illeszkedési mutatók

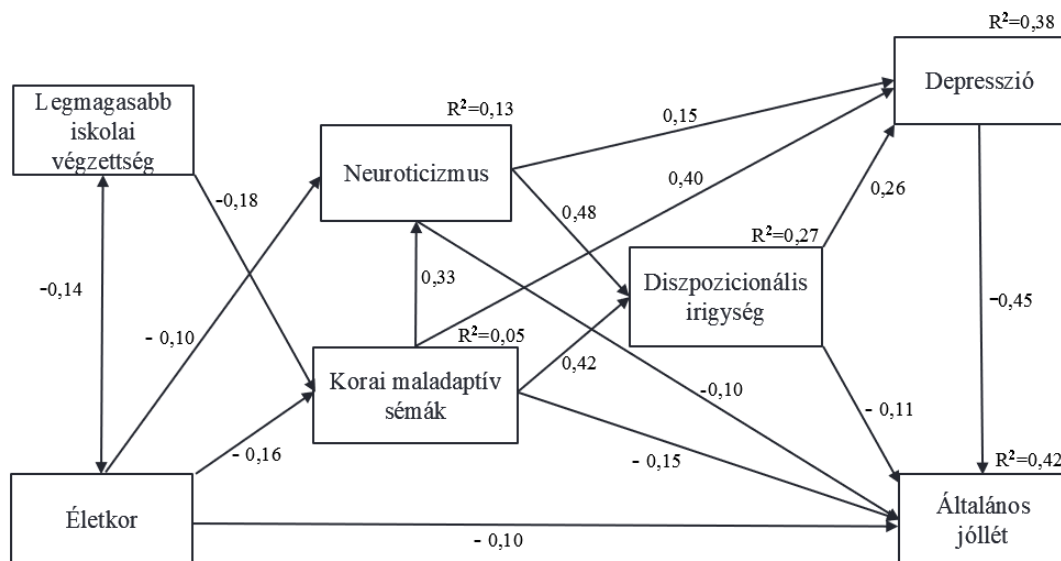


$\chi^2(5) = 13,067$, $p = 0,023$; B-Sp = 0,005; RMSEA = 0,029; CFI = 0,997; TLI = 0,990; CMIN/DF = 2,613

Következő lépésként a Big Five személyiségdimenziók közül azok a változók kerültek be a modellbe, amelyek a korrelációs elemzések alapján szignifikáns kapcsolatban álltak a diszpozicionális irigységgel. Az így kapott modell azonban sem az illeszkedési mutatókat tekintve, sem a szignifikáns utak, valamint a magyarázó erő tekintetében nem bizonyult megfelelőnek. Így végül a diszpozicionális irigységgel a nemzetközi szakirodalomban is megjelenő módon kapcsolatban lévő változóval, a Neuroticizmussal bővült a már említett első modell – figyelembe véve Thimm (2009) eredményeit is, amelyek szerint a korai maladaptív sémák és a Neuroticizmus pozitív szignifikáns kapcsolatban van egymással, illetve, hogy a depressziós tünetek előrejelzésében a Big Five személyiségdimenzióknál jobb prediktornak bizonyulhatnak a korai maladaptív sémák. Ez a változat is elfogadható illeszkedési mutatókkal rendelkezett, A χ^2 -próba ugyan ismét szignifikáns lett, [$\chi^2(6) = 12,116$, $p = 0,059$], de a további illeszkedési mutatók megfelelőek voltak (RMSEA = 0,023; B-Sp = 0,079; CFI = 0,998; TLI = 0,990; CMIN/DF = 2,019).

Mint az a 2. ábrán látható, a modell a diszpozicionális irigység varianciájának 27%-át, a depresszió varianciájának 38%-át, az általános jóllét varianciájának pedig 42%-át magyarázza. Az első modellhez képest ugyan a magyarázott variancia értékek nem változtak számottevően, azonban a Neuroticizmus jelentőségét mutatja az is, hogy a diszpozicionális irigységen keresztül kifejti hatását a depresszióra. A modell csak nőkre, illetve csak férfiakra lefuttatva szintén nem adott számottevő különbséget egymáshoz, illetve a teljes mintán végzett elemzéshez képest.

2. ábra. Modell elemzés, második változat: a változók, a köztük lévő szignifikáns utak, az R^2 értékek, a standardizált Béta mutatók és az illeszkedési mutatók



$\chi^2(6) = 12,116$, $p = 0,059$; B-S_{LM} = 0,079; RMSEA = 0,023; CFI = 0,998; TLI = 0,990; CMIN/DF = 2,019

Diszkusszió, 1. Vizsgálat

Nemzetközi kutatási eredmények azt mutatják, hogy azok a személyek, akikre jellemzőbb a diszpozicionális irigység, alacsonyabb jóllét és magasabb depresszió mutatókkal rendelkeznek (Smith és mtsai., 1999; Luglio, 2002; Barr & Caciatorre, 2007; Milfont, és mtsai., 2009).

Jelen kutatás egyik célja az volt, hogy feltérképezze a diszpozicionális irigység, a depresszió, a jóllét kapcsolatát, bevonva a korai maladaptív sémákat és a Neuroticizmust is az elemzésbe. Az eredmények nagyrészt összhangban állnak a nemzetközi kutatási eredményekkel. Sikerült elfogadható illeszkedési mutatókkal rendelkező modellt kialakítani, amely alapján elmondható, hogy a diszpozicionális irigység jól meghatározza a depressziót és a jóllétet. A korai maladaptív sémák és az irigység kapcsolatának vizsgálata új elem. A felépített modell eredményei alapján pedig elmondható, hogy Neuroticizmust is érdemes bevonni a diszpozicionális irigységgel kapcsolatos további vizsgálatokba. A továbbiakban számos lehetséges modellt érdemes megvizsgálni, bevonva például a társas összehasonlítást, önértékelést, agressziót, ruminációt is.

A nemzetközi és a fent ismertetett kutatási eredmények figyelembevételével megállapítható, hogy az irigység, mint személyiségvonásra olyan konstruktként érdemes tekinteni, amely közvetlenül és közvetve is hathat az egyének mindennapjaira, életminőségére, jóllétére, sőt a depressziós tünetek (ki)alakulását is befolyásolhatja, így megbízható és torzításoktól minél inkább mentes mérése, valamint további vizsgálata indokolt.

2. Vizsgálat: Bevalljuk vagy sem? Hogyan mérjük az irigységet?

Célkitűzések

A vizsgálat célja a Diszpozicionális Irigység Skála (DES, Smith et al., 1999) részletes pszichometriai elemzése. A DES kialakítása, illetve a nemzetközi adaptációk alapján ugyan a pszichometriai mutatók nagyrészt megfelelőnek bizonyultak, ám az azok részletes tanulmányozása során tapasztaltak, valamint a mérőeszköz önjellemző volta indokoltá teszi a faktorstruktúra feltárása mellett a részletesebb elemzést is. A tételek modern valószínűségeen alapuló tesztelméleten nyugvó elemzésére a nemzetközi szakirodalomban nem találtam példát, most erre is vállalkozom.

Módszer

Vizsgálati minta, az eljárás menete és mérőeszközök

A minta és az eljárás menete megegyezik az *1. Vizsgálat* során ismertettekkel (lásd 11. oldal). Az itt található elemzések pedig a Diszpozicionális Irigység Skálára (DES, Smith et al., 1999) és a Szociodemográfiai adatokra (lásd 12. oldal) vonatkoznak.

Alkalmazott statisztikai módszerek

Első lépésként a DES tételeinek egy-és többváltozós normalitását ellenőriztem, mivel ezek eredménye meghatározza a faktorelemzésnél alkalmazott becslési módszert. Első sorban a sérülés mértékével, elfogadhatóságával fontos tisztában lenni, amiben a ferdeségi (skewness) és csúcsossági (kurtosis) mutatók szolgálnak támpontul. A 2 alatti ferdeségi és 7 alatti csúcsossági mutatókkal rendelkező változók esetében a szimulációs vizsgálatok szerint a faktorelemzés eredményei még kevésbé torzulnak (Chou & Bentler, 1995; Curran, West, & Finch, 1996; Muthén & Kaplan, 1985).

A DES faktorszerkezetének megismerésére elsőként parallel-analízist és feltáró faktorelemzést végeztem. A Horn (1965) által bevezetett parallel-elemzés egy olyan szimulációs módszer, amely lehetőséget ad arra, hogy csak a szignifikáns főkomponenseket tartsuk meg. Az eljárás az eredeti vizsgálati minta fő paramétereinek alapján (pl. mintaelemszám, változók 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, amelyek sajátértéke nagyobb, mint a random, korrelálatlan változókból képzett sajátérték. Az elv tehát az, hogy a minta variabilitása véletlenszerűen is eredményezhet 1-nél nagyobb sajátértékű komponenseket akkor is, ha valójában a változók nem korrelálnak. Így pedig előfordulhat, hogy egy egynél

nagyobb sajátértékkel rendelkező dimenzió valójában nem képvisel valódi, értelmezhető információt (Rózsa et al., 2019, 2020).

Mivel az ötfokú Likert-skálás válaszformátumból származó változók normalitása sérült, és a változók ordinálisnak tekinthetők, a folytonos változókra kidolgozott eljárások nem tűntek ideális elemzési módszernek, ezért indokoltnak látszott az ilyen esetekben javasolt polikorikus korreláció² alkalmazása (Muthen & Kaplan, 1985, 1992; Yang-Walentin et al., 2010).

A feltáró faktorelemzés és parallel analízis után a kapott faktorstruktúra ellenőrzésére megerősítő faktorelemzést végeztem. Ennek során az adatok és a teoretikus modell egybeesésének mértékét jelző illeszkedési mutatóknál a módszertani ajánlásokban megfogalmazott kritériumokat vettem figyelembe szem előtt tartva azt is, hogy a modell illeszkedésének jóságát érdemes több mutató alapján megítélni (Anderson & Gerbing, 1984; Bentler, 1990; Cole, 1987; Marsh et al, 1988; Tana.ka, 1993). Az egyik figyelembe vett illeszkedési mutató a χ^2 -próba szabadságfokhoz mért aránya (χ^2 /szabadságfok), amelynek nincs pontos kritériuma, de az ajánlások szerint a 2-től 5-ig tartó érték alatti mutatók jeleznek megfelelő illeszkedést (Tabachnick & Fidell, 2007; Wheaton et al., 1977). Ezzel a mutatóval a χ^2 -próba azon korlátjait igyekeznek kiküszöbölni, amely szerint a mutató érzékeny a többváltozós normalitás sérülésére és a mintanagyságra (Rózsa et al., 2020). Figyelembe vettem még az összehasonlító illeszkedési mutatót (Comparative Fit Index, CFI), a Tucker–Lewis-féle illeszkedési mutatót (Tucker-Lewis Non-normed Fit Index, TLI; Tucker & Lewis, 1973), amely kiküszöböli a vizsgálati minta méretének befolyásoló szerepét. A CFI és TLI mutatók értéke 0 és 1 közötti tartományba eshet, ahol az 1-hez közeli érték jelzi a szoros illeszkedést. A két mutató esetében a 0,90-0,95 az elfogadhatóság alsó határa (Hu & Bentler, 1999). Szintén figyelembe vett mutató a becslési hiba négyzetes átlagának gyöke (Root-Mean-Square Error of Approximation, RMSEA, Steiger, 1990). Az RMSEA az elemszámtól függetlenül hasonlítja össze, hogy a valós és az optimális paraméterekkel rendelkező hipotetikus modell kovarianciamátrixa milyen mértékben illeszkedik. Az RMSEA értéke is 0 és 1 közé eshet, itt azonban a kisebb, 0-hoz közel eső érték jelzi a jobb illeszkedést. Browne és Cudeck (1993) szerint az RMSEA értékei 0,05-ig szoros; 0,08-as értékig pedig megfelelő illeszkedést jeleznek elfogadható populáción belüli becslési hibákkal.

A megerősítő faktorelemzés során a legkisebb négyzetek súlyozott módszerét (Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted: WLSMV) használtam. Ez a becslési

²A polikorikus korrelációval két ordinális változó közötti kapcsolat mérhető. Az alapgondolat, hogy az ordinális változókat folytonos változóknak tekintjük, és azok (mögöttes) közös normális eloszlását feltételezzük, tehát így a polikorikus korrelációs együttható a lineáris korrelációt jelenti feltételezett közös normális eloszlás esetén (Ekstöm, 2011).

eljárás általában olyan esetekben használható, amikor a tételek ordinálisak, a többváltozós normalitás pedig sérül (Brown, 2006; Holtmann et al., 2016; Li, 2016).

A faktorelemzés, valamint a nemzetközi adaptációs cikkek eredményei alapján érdemesnek tűnt megvizsgálni, a DES tételei között szerepelnek-e olyanok, amelyek között a korreláció túl magasnak (0,7 fölött) mondható. Előfordulhat, hogy a tételek közötti magas együttjárást az okozza, hogy a tételek egymástól függenek, például hasonlóan vannak megfogalmazva, ugyanazt a hívószót tartalmazzák (pl. irigység), és így a mérési hibáik nem függetlenek. Ez befolyásolja a faktorelemzés eredményét, a megerősítő faktorelemzés esetében ugyanis az a feltételezés, hogy a mérési hibák függetlenek egymástól (Bandalos, 2021; Ferrando et al., 2022). Ezért indokolt volt megvizsgálni, hogy vannak-e olyan magasan korreláló tételek, amelyek párt – doublet – alkotnak. Ennek meghatározásához az egyik mérőszám az EREC (Expected REsidual correlation direct Change) mutató, amely 0 és 1 közötti értéket vehet föl. Pontos kritériumot nem határoztak meg, de a magasabb érték jelezheti, hogy az adott tételpár doublet képez (Ferrando et al., 2022).

Mindezekon kívül a DES nyolc tételét a Hálózat Elemzés (Network Analysis) módszerével is megvizsgáltam, amely a változók közötti kapcsolatokat vizuálisan is megjeleníti. A hálózatelemzés során a megfigyelt változókat csomópontoknak tekintik, a korrelációkat pedig a csomópontok közötti egyenesek (élek) jelentik (Peng et al., 2020; Alvarenga et al., 2022).

A hálózatelemzés és a klasszikus tesztelméleti módszerek (Classical Test Theory, CTT) mellett valószínűségi tesztelméleti eljárásokat is alkalmaztam, először az Item Response Theory (IRT) megközelítést³. Az IRT módszerekkel a személy válaszai tételenként, külön-külön elemezhetőek, és a módszer lehetővé teszi az egyes tételekre adott válaszok (jelen esetben egytől ötig terjedő pontozás) és a válaszok háttérében álló látens változó (esetünkben a diszpozicionális irigység) egyidejű vizsgálatát (Zanon et al., 2016). Kétparaméteres (2PL) IRT modell segítségével kiszámíthatóak az egyes tételek nehézségi (b) és diszkriminációs (a) mutatói. A nehézség a tétel helyét, vagyis lokációját mutatja meg a vizsgált látens vonás (Theta; θ) kontinuumán. Minél magasabb értéket vesz fel a nehézség mutató, annál magasabb látens vonás szükséges a magas értéket jelentő (ötfokú Likert-skála esetén ötös, esetleg négyes) válaszopció megjelöléséhez. A diszkriminációs mutató a tétel lokációs pontjánál lévő meredekséget határozza meg, és azt fejezi ki, hogy a tétel mennyire áll szoros kapcsolatban a látens

³ Fontos megjegyezni, hogy a CTT esetében a skála mért pszichometriai jellemzői nagymértékben függenek a mintától, illetve a válaszadók pontszámai függenek a felhasznált tételektől, az IRT esetében viszont a tétel- és személy paraméterek – a modell illeszkedése esetén – függetlenek a mintától (Hambleton & Slater, 1997; Zanon et al., 2016).

vonással. Minél magasabb a mutató értéke, annál pontosabban ragadja meg a tétel az adott látens vonást, és annál jobban differenciál a személyek között. Likert-skála esetén tehát ideális esetben arról van szó, hogy minél jellemzőbb egy személyre egy adott tulajdonság (jelen esetben diszpozicionális irigység), annál valószínűbb, hogy a magasabb pontszámot jelentő válaszopciók valamelyikét jelöli be az adott tételen. Azt várjuk, hogy a látens változó növekedésével a legalacsonyabb értékű válaszopció csökkenjen, az ennél magasabb válaszopciók pedig szerepet kapjanak. Ideális esetben a legmagasabb Theta érték esetén egy egytől ötig pontozott Likert-skálánál elvárható, hogy a legmagasabb válaszopció az ötös érték legyen (esetleg a négyes). Ha a legmagasabb Theta érték esetén nem emelkednek ki a legmagasabb válaszopciók, az azt mutatja, hogy az adott tétel kevésbé differenciál (Partchev, 2004., Rózsa et al., 2019).

Baker (1985) meghatározása szerint a diszkriminációs mutató $a < 0,20$ esetén nagyon alacsony diszkriminációt jelez; $0,21 < a < 0,40$ alacsony diszkriminációt; $0,41 < a < 0,80$ mérsékelt diszkriminációt; $0,81 < a < 1,00$ magas diszkriminációt; $a \geq 1,00$ nagyon magas diszkriminációt jelez.

Szintén a valószínűségi tesztelmélet kereteit felhasználva megvizsgáltam, hogy a DES nyolc tétele közül vannak-e, és ha igen melyek azok, amelyek a két nem számára eltérő jelentést hordoznak. A kérdés, hogy az azonos mértékű látens vonással rendelkező, de különböző csoportba tartozó személyek (itt férfi és nő) egyes tételekre adott válaszaik megjelenési valószínűsége hasonló-e. Egy tételt akkor tekinthetünk összehasonlításra alkalmasnak, ha két különböző csoportba tartozó, de a mért pszichológiai jellemző szempontjából (diszpozicionális irigység) azonos mértékkel jellemezhető személy ugyanakkora valószínűséggel választja a tétel egy adott válaszlehetőségét. Ha ez a feltétel nem teljesül, akkor a vizsgált tételről azt mondhatjuk, hogy torzít, azaz eltérő jelentést hordoz a két csoport számára (Differential Item Functioning, DIF) (Nugent, 2017).

A DES belső konzisztenciáját jelző Cronbach-alfa mutatót is kiszámítottam, amelynek értéke 0,7 fölött általánosan elfogadott (Nunnally & Bernstein, 1994), valamint az item-maradék korrelációkat is, amelyek esetében a 0,2 vagy a fölötti érték tekinthető megfelelőnek (Rózsa et al., 2006; Klein, 2015). Ezek részletes adatait a 2. táblázat tartalmazza. A faktorelemzés előtt kiszámítottam még a DES esetében a McDonald-féle omega (ω) együtthatót⁴ (McDonald, 1999).

⁴Az omega együtthatót első sorban akkor alkalmazzák, ha korrigálni kívánják a Cronbach-alfa torzítását, amikor a konstruktumot alkotó változók faktorsúlyai nem azonosak (Dunn, et al., 2014). Dunn és munkatársai (2014) nyomán az omega mutató értéke is 0,7 fölött tekinthető elfogadhatónak. Az omega együttható azt fejezi ki, hogy az összpontszám varianciájának mekkora hányada magyarázható a közös faktorról (vagy faktorokkal) (McDonald, 1999).

A leíró statisztikai elemzéseket, a csoportok közötti összehasonlításokat, a változók közötti kapcsolatokat az SPSS 25 (IBM Corp. 2017), a faktorelemzéseket az MPLUS 8.2 (Muthén & Muthén, 1998–2017) és a FACTOR (Lorenzo & Ferrando, 2006, 2013) elnevezésű programokkal, a doubletek vizsgálatát szintén a FACTOR program, a Hálózat Elemzést az online elérhető Factor Dimensionality alkalmazás, a valószínűségi tesztelmélet alapján történő item-paraméterek becslését és az eltérő tételműködést (DIF) pedig az IRTPRO szoftver (Cai et al, 2011) segítségével készítettem el.

Eredmények

Leíró statisztikák

A vizsgált személyek átlagéletkora 45,69 év (SD = 18,03), a legfiatalabb kitöltő 18, a legidősebb 95 éves volt. A minta 58,5%-a nő. A két nem életkori átlaga között szignifikáns különbség van [$t(2203) = 2,70$, $p = 0,007$], a nők átlagéletkora [46,56 év (SD = 18,39)] magasabb, mint a férfiaké [44,46 év (SD = 17,45)]. (A DES, a nemek és az életkorra vonatkozó részletes adatokat a 4. táblázat tartalmazza; a DES tekintetében végzett nemek közti, valamint az életkorral összefüggő elemzéseket az I. Vizsgálat részletezi (lásd 16. oldal).

4. táblázat

A DES leíró statisztikája a teljes mintán és nemek szerinti bontásban

Vizsgált változó	Teljes minta (n = 2205) átlag ± szórás	Férfiak (n = 915) átlag ± szórás	Nők (n = 1290) átlag ± szórás	Nemi különbség t-próba	p
Életkor	45,69 ± 18,03	44,6 ± 17,45	46,56 ± 18,39	2,70	0,007
Diszpozicionális irigység (DES)	14,92 ± 4,81	14,75 ± 4,71	15,30 ± 4,86	2,66	0,008

A kérdőív faktorszerkezete

A faktorelemzések elvégzése előtt a változók normalitását vizsgáltam meg. A hagyományos normalitásvizsgálatok (Kolmogorov-Smirnov teszt és Shapiro-Wilk próba) valamennyi változó esetében a normalitás sérülését jelezték. Ezeken kívül a Mardia-féle többváltozós csúcossági mutató is szignifikáns eredményt adott (121,722, $p < 0,001$). Első sorban jelen esetben is a normalitás sérülésének mértékével volt szükséges tisztában lenni. A hagyományos ferdeségi mutató egyetlen tétel esetében éppen meghaladta az elfogadottnak tekinthető a 2-es értéket (5. Bármit teszek, az irigység mindig gyötör: ferdeség = 2,12).

A Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) teszt segítségével megvizsgáltam, hogy a DES alkalmas-e a faktorelemzésre, vagyis, hogy a kérdőív tételei milyen szoros összefüggést mutatnak egymással. A faktorelemzés feltétele, hogy a változók bizonyos redundanciát hordozzanak. A

KMO értéke a vizsgált mintán 0,87, vagyis jónak tekinthető 0,8-as érték fölött volt, ami azt jelzi, hogy a változók kapcsolatrendszere jó faktorelemzést biztosít (Rózsa et al., 2006).

A faktorszerkezet megismeréséhez elsőként a Horn (1965) által kifejlesztett parallel-elemzést használtam a Minimum Rang Faktorelemzési technikával (Minimum Rank Factor Anlysis) és 500 véletlenszerűen generált korrelációs mátrix segítségével. A valós adatmátrix első komponense az összvariancia 59,61%-át, második komponense 12,87%-át magyarázta. A véletlenszerűen és korrelálatlan változókból képzett mátrixok első komponense átlagosan az összvariancia 25,69%-át második komponense pedig 21,61%-át magyarázta. Tehát már a második komponens sem magyaráz olyan mértékű varianciát, ami a véletlenszerűen szimulált eredményeket meghaladná (12,87% vs. 21,61%), ami az egyfaktoros struktúrát valószínűsíti. Emellett az elemzés egyetlen 1-nél nagyobb sajátértékkel rendelkező dimenziót jelzett.

Mindezekon túl az egydimenziós kongruencia mutató (Unidimensional Congruence, UniCo) meghaladta a kritériumként megszabott 0,95-ös értéket (UniCo = 0,985), ahogy a magyarázott közös varianciarányad (Explained Common Variance, ECV) is meghaladta a kritériumként meghatározott 0,85-ös értéket (ECV = 0,865) (Berge et al., 2004). A parallel elemzés tehát részleteiben és összességében is a DES egyfaktoros szerkezetét erősítette meg.

Ezt követően a mérőeszközt feltáró faktorelemzésnek is alávettem, amelyhez a polikorikus korrelációs mátrixot vettem alapul az átlósan súlyozott legkisebb négyzetek robusztus becslőeljárását alkalmazva (Robust Diagonally Weighted Least Squares; RDWLS), amely megfigyelt ordinális változók, valamint a normalitás sérülése esetén ajánlott (Mindrilă, 2010; Li, 2016).

A DES-en végzett feltáró faktorelemzés során három olyan tételt kaptam, amelyek esetében a faktorsúly nem érte el a 0,6-os értéket (*2. A keserű igazság az, hogy általában alacsonyabb rendűnek érzem magam másoknál; 4. Nagyon bántó, hogy néhány ember könnyedén ér el sikereket; 6. A tehetetlenség érzése aggaszt*), ezek közül a hatodik tétel nem érte el a 0,5-ös értéket. A kommunalitás (h^2)⁵ értéke a DES nyolc tételét tekintve e három tétel esetében volt a legalacsonyabb: a második tétel varianciájának 29%-át, a negyedik tétel varianciájának 42%-át, a hatodik tétel varianciájának csak 16%-a magyarázza a DES egy faktora (lásd 5. táblázat). A feltáró faktorelemzés – a parallel-analízissel egybevágóan – egyetlen egynél nagyobb sajátértékű dimenziót jelzett, amely az összvariancia 51,66%-át magyarázta. A DES reliabilitás

⁵A kommunalítások azt fejezik ki, hogy a kiválasztott faktorok az egyes változók varianciájának mekkora részét magyarázzák, az értékek 0-tól 1-ig terjednek. Nincs ugyan egységes kritérium, de 0,5 vagy a fölötti kommunalitás mutatókat tartanak kívánatosnak (Rózsa et al., 2020).

vizsgálata során pedig azt találtam, hogy a skála belső konzisztenciája becsülő Cronbach-alfa mutató 0,86, ami jó megbízhatóságot jelent, az omega mutató szintén 0,86 volt, tehát a mérőeszköz a magyar mintán megbízhatónak tekinthető. Az item-maradék korreláció valamennyi tétel esetében meghaladta a kritériumként megszabott 0,2-es értéket (Rózsa et al., 2006; Kline 2015). A legalacsonyabb a mutató a hatodik tétel esetében volt (*A tehetetlenség érzése aggaszt*; 0,35), a többi tételnél pedig 0,4 fölött volt az érték. Az átlagos item-maradék korreláció 0,50 volt.

Mindezek után a DES-t megerősítő faktorelemzésnek is alávettem, hogy megvizsgáljam, az adatok mennyire jól illeszkednek a mérőeszköz feltételezett egydimenziós szerkezete esetén a hipotetikus modellre. A változók normalitásának sérülését, valamint azt figyelembe véve, hogy ordinális változókról van szó, a megerősítő faktorelemzéshez a súlyozott legkisebb négyzetes robusztus eljárást (Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted: WLSMV) alkalmaztam. A megerősítő faktorelemzés során kapott faktorsúlyokat az 5. táblázat szemlélteti. A χ^2 -próba szabadságfokhoz mért aránya magas (χ^2 /szabadságfok = 432,136), az RMSEA mutató meghaladta a 0,080-as értéket (RMSEA = 0,121), a többi illeszkedési mutató jónak mondható (CFI = 0,95; TLI = 0,92).

5. táblázat

A Diszpozicionális Irigység Skála faktorszerkezete, kommunalitás értékek és a DIF-es tételek

Tételek	EFA-Faktorsúly ^a	CFA-Faktorsúly ^b	Tétel-maradék korreláció	h ²	DIF
1. Minden nap érzek irigységet.	0,84	0,85	0,61	0,78	*
2. A keserű igazság az, hogy általában alacsonyabb rendűnek érzem magam másoknál.	0,54	0,54	0,45	0,29	*
3. Az irigység miatt folyamatosan gyötörődöm.	0,76	0,78	0,54	0,69	
4. Nagyon bántó, hogy néhány ember könnyedén ér el sikereket.	0,59	0,58	0,44	0,42	
5. Bármit teszek, az irigység mindig gyötör.	0,85	0,85	0,60	0,73	
6. A tehetetlenség érzése aggaszt.	0,40	0,41	0,35	0,16	*
7. Nem érzem igazságosnak, hogy egyesek minden tehetséggel meg vannak áldva.	0,72	0,72	0,58	0,71	
8. Összintén szólva a szomszédaim sikere kissé bosszant.	0,67	0,67	0,44	0,47	
Magyarozott variancia (%)	51,66				
Cronbach- α	0,86				
Omega (ω)	0,86				

Megjegyzés: ^a: A feltáró faktorelemzés (EFA) során kapott faktorsúly; ^b: A megerősítő faktorelemzés (CFA) során kapott faktorsúly; h²: Az EFA során kapott kommunalitás érték. Kék háttérrel a 0,5-nél nagyobb faktorsúlyokat, balddal a 0,5-nél nagyobb kommunalitás és 0,4-nél nagyobb item-totál korreláció értékeket jeleztem.

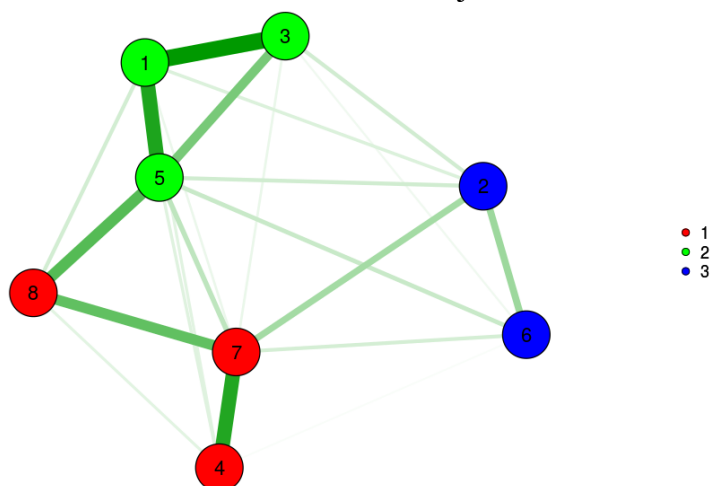
Doubletek, Hálózat Elemzés, valószínűségi tesztelméleti eljárások

A faktorelemzés során kapott eredmények, valamint a nemzetközi adaptációs cikkek eredményei alapján érdemesnek tűnt megvizsgálni, a DES tételei között szerepelnek-e doubletek, vagyis redundánsnak is tekinthető tételek (Bandalo, 2021; Ferrando et al., 2022).

A FACTOR programban kapott elemzés több változó esetében is magas együttjárást adott, három tételpár pedig doubletet alkot, ezek a következők: 1. *Minden nap érzek irigysége.* és 3. *Az irigység miatt folyamatosan gyötrődöm* (EREC = 0,415); 4. *Nagyon bántó, hogy néhány ember könnyedén ér el sikereket* és 7. *Nem érzem igazságosnak, hogy egyesek minden tehetséggel meg vannak áldva* (EREC = 0,343); 1. *Minden nap érzek irigységet* és 7. *Nem érzem igazságosnak, hogy egyesek minden tehetséggel meg vannak áldva* (EREC = 0,234).

A hálózat elemzéssel (3. ábra) párhuzamosan kapott eredmények (például parallel elemzés, Kaiser kritérium) a korábbiakkal összhangban egy faktort valószínűsítettek, azonban az elemzés a következő változók között talált szorosabb kapcsolatot: 1. *Minden nap érzek irigységet* - 3. *Az irigység miatt folyamatosan gyötrődöm* - 5. *Bármit teszek, az irigység mindig gyötör*; 4. *Nagyon bántó, hogy néhány ember könnyedén ér el sikereket* - 7. *Nem érzem igazságosnak, hogy egyesek minden tehetséggel meg vannak áldva* - 8. *Őszintén szólva a szomszédaim sikere kissé bosszant*; 2. *A keserű igazság az, hogy általában alacsonyabb rendűnek érzem magam másoknál* - 6. *A tehetetlenség érzése aggaszt.* A grafikus megjelenítésből látszik, hogy az első és harmadik tétel (amelyek doubletet is alkotnak), az első és ötödik., valamint a negyedik és hetedik tétel között a legerősebb a kapcsolat (utóbbiak szintén doubletet is alkotnak).

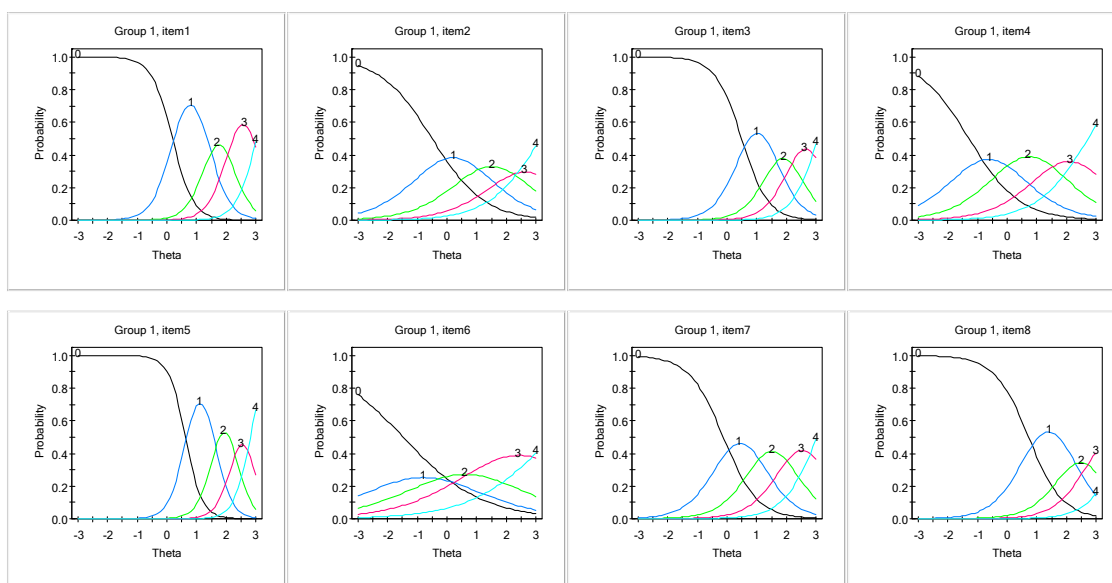
3. ábra A hálózat elemzés vizualizációja



A klasszikus tesztelméleti eljárások eredményeit látva fontosnak tűnt a DES nyolc tételét modern tesztelméleti eljárásoknak is alávetni. Ezt az is indokolta, hogy a mérőeszközt ugyan egydimenziósnek mutatták be, ám egyes tételek az eredeti szerzők számára és több adaptáció során is kérdéseket vetettek fel.

Az Item Response Theory (IRT) eljárás során kiszámítottam a tételek nehézségi (b) és diszkriminációs (a) mutatóit, valamint megkaptam a tételjelleg görbéket (4. ábra). A diszkriminációs mutató a hatodik tétel esetén volt a legalacsonyabb, a mérsékelt tartományba esett ($a = 0,76$), a többi tétel esetében mind egynél magasabb, vagyis nagyon magas értéket mutatott. A tételjelleg-görbék és az diszkriminációs mutatók ismeretében megállapítható, hogy a hatodik tétel (*A tehetetlenség érzése aggaszt*) diszkriminál a legkevésbé jól, de második (*A keserű igazság az, hogy általában alacsonyabb rendűnek érzem magam másoknál*) és negyedik tétel (*Nagyon bántó, hogy néhány ember könnyedén ér el sikereket*) sem mutat ideális képet a tételjelleggörbe alapján, a nyolcadik tételről (*Őszintén szólva a szomszédaim sikere kissé bosszant*) pedig elmondható, hogy legmagasabb Theta esetén a négyes válaszopciót választják a legtöbben, az ötös, tehát a legmagasabb értéket viszont nagyjából ugyanannyian, mint a kettes értéket. Az ötödik (*Bármit teszek, az irigység mindig gyötör*) és a hetedik tétel (*Nem érzem igazságosnak, hogy egyesek minden tehetséggel meg vannak áldva*) mutatja a legideálisabb képet.

4. ábra Az IRT elemzés során kapott tételjelleg-görbék



Megjegyzés: az IRTPRO program az 1-től 5-ig terjedő skálázást 0-tól 4-ig tartó skálázásra transzformálja.

A másik valószínűségi tesztelméleti eljárás, amit alkalmaztam, a Differential Item Functioning (DIF) volt. Ezzel azt térképeztem föl, hogy a tételek eltérő jelentést hordoznak-e a férfiak és a nők számára. Három tétel esetében kaptam szignifikáns különbséget a nemek tekintetében (1. *Minden nap érzek irigységet*: $\chi^2 = 19,6$, $p = 0,002$; 2. *A keserű igazság az, hogy általában alacsonyabb rendűnek érzem magam másoknál*: $\chi^2 = 44,5$, $p = 0,001$; 6. *A tehetetlenség érzése aggaszt*: $\chi^2 = 19,5$, $p = 0,002$) (lásd 5. táblázat).

Diszkusszió, 2. Vizsgálat

A 2. Vizsgálat célja a Diszpozicionális Irigység Skála részletes pszichometriai elemzése volt. A feltáró faktorelemzés során mintánkon is az egydimenziós faktorszerkezet tűnt megfelelőnek, és ugyanezt a faktorstruktúrát valószínűsítette a parallel analízis is. A skála belső konzisztenciáját mérő Cronbach-alfa mutató elfogadhatónak bizonyult (Cronbach-alfa = 0,86), azonban ez önmagában nem jelenti azt, hogy a mérőeszköz minden szempontból megfelelő. A feltáró faktorelemzés során látható volt, hogy a hatodik tétel (*A tehetetlenség érzése aggaszt*) faktorsúlya a legalacsonyabb (0,40), ahogy a megerősítő faktorelemzés során is (0,41). Ennél a tételnél volt a legalacsonyabb a kommunalitás mutató is ($h^2 = 0,16$).

A megerősítő faktorelemzés során kapott illeszkedési mutatók nagyrészt elfogadhatóak voltak, azonban az RMSEA értéke meghaladta a még megfelelőnek mondott 0,080-at (RMSEA = 0,121). Mindezeket figyelembe véve, valamint a nemzetközi adaptációs cikkek eredményeit is szem előtt tartva úgy tűnt, érdemes a DES-t még alaposabb vizsgálat tárgyává tenni. Mivel az egyes tételek közötti korreláció több esetben is meghaladta a 0,7-es értéket indokolt volt megvizsgálni, hogy a tételek között vannak-e olyanok, amelyek úgynevezett dobuleteket alkotnak. Figyelemre méltó, hogy a DES olasz adaptációja során kétfaktoros struktúrát fogadtak el, azonban a két faktor közül az egyik (Kisebbrendűségi érzés) mindössze két tételt tartalmazott, amelyek közül az egyik éppen az a hatodik tétel volt, amely esetünkben a legkevésbé jól működőnek bizonyult (*A tehetetlenség érzése aggaszt*). Az elemzés során összesen három doubletét sikerült azonosítani.

A mérőeszközt modern tesztelméleti eljárásokkal, valamint a Hálózat Elemzés módszerével is megvizsgáltam. Ezek eredményei egybecsengtek mind a nemzetközi adaptációs cikkek eredményeivel, mind a jelen vizsgálatban végzett klasszikus tesztelméleti eljárások során kapott eredményekkel.

A Hálózat Elemzés során látható, hogy az első és harmadik (*Minden nap érzek irigységet* és *Az irigység miatt folyamatosan gyötrődöm*), az első és ötödik (*Minden nap érzek irigységet* és *Bármit teszek, az irigység mindig gyötör*), valamint a negyedik és hetedik tétel (*Nagyon bántó, hogy néhány ember könnyedén ér el sikereket* és *Nem érzem igazságosnak, hogy egyesek minden tehetséggel meg vannak áldva*) áll a legszorosabb kapcsolatban egymással. Az első, harmadik, ötödik tételben szerepel az irigység szó, valamint megjelenik a folyamatosság, állandóság, gyakoriság is. Az első és harmadik tétel doubletét is alkot, ahogy a negyedik és hetedik tétel is. Utóbbinál az igazságtalanság érzése az, amelyik mindkét tételben megjelenik (ahogy ehhez a két tételhez a Hálózat Elemzés esetén kapcsolódó nyolcadik tételben is: *Őszintén szólva a szomszédaim sikere kissé bosszant*).

Az IRT elemzés szintén azt erősítette, hogy a hatodik tétel diszkriminál a legkevésbé jól, de a negyedik tétellel sem lehetünk elégedettek. Végül három olyan tételt találtam (DIF-es tételek), amelyek eltérő jelentést hordoznak a nők és férfiak számára.

Mindezen, eltérő megközelítésen alapuló elemzések eredményeit figyelembe véve feltételezhető, hogy DES hatodik tétele *A tehetetlenség érzése aggaszt*) átgondolásra szorul, és látható, hogy megfogalmazásában kilóg a többi tétel közül. A különböző módszerekkel készült pszichometriai elemzéseket egybe vetve az a kérdés merül föl, hogy valóban megfelelő mérőeszköz-e a DES (és más önjellemző kérdőívek) a diszpozicionális irigység mérésére.

3. Vizsgálat: Merre tovább irigység? Kezdeti lépések, előzetes eredmények

Célkitűzések

Az Irigység-kutatássorozat⁶ célja a nemzetközi és a Poszt-COVID kutatás eredményeinek továbbvitele, amelynek során a diszpozicionális irigységet többféle módszertannal megközelítve vizsgáljuk meg. A kutatás még kezdeti stádiumban van, így helyzetjelentésre, előzetes eredmények bemutatására van lehetőség.

Módszer

Vizsgálati minta, az eljárás menete, alkalmazott statisztikai módszerek

A vizsgálati mintát az Irigység-kutatássorozat első kérdőíves vizsgálata során a dolgozat lezárásig összegyűlt adatbázisa adta ($n = 326$). A tervezett minta minimum 600 fő. A mintavétel hozzáférés alapú, a válaszadók 18 év fölötti, Magyarországon élő személyek. Az eddigi kitöltők 74,8 %-a nő, a vizsgált személyek átlagéletkora 33,33 év ($SD = 13,10$), a legfiatalabb kitöltő 18, a legidősebb 70 éves. Az 1. és 2. Vizsgálat során ismertetett mutatókat és releváns eljárásokat alkalmaztam (lásd 13. és 20. oldal).

Eredmények

A DES mind a szociális kíváncsiságot mérő BIDR kérdőív önbecspás, mind a jóbenyomás skálájával közepes erősségű negatív szignifikáns kapcsolatot mutatott [$r(324) = -0,47$, $p = 0,001$; $r(324) = -0,39$, $p = 0,001$]. A DES az RSES önértékelés skálával közepes erősségű negatív, az SCCS énkép egyértelműség skálával közepes erősségű pozitív kapcsolatban van⁷ [$r(324) = -0,54$, $p = 0,001$; $r(324) = 0,57$, $p = 0,001$]. Végül megemlítendő, hogy a DES a DSQ kérdőív éretlen és a neurotikus elhárító mechanizmus skálájával is közepes erősségű pozitív szignifikáns kapcsolatban van [$r(324) = 0,52$, $p = 0,001$; $r(324) = 0,34$, $p = 0,001$], az érett

⁶A kutatást a Károli Gáspár Református Egyetem Pszichológiai Intézetének Kutatásetikai Bizottsága hagyta jóvá, az etikai engedély száma: BTK/3161-1/2022).

⁷Az önértékelés skála esetén a magasabb pontszám magasabb önértékelést jelent, az énkép egyértelműség esetén a magasabb pontszám alacsonyabb énkép egyértelműséget.

elhárító mechanizmusok skálával, nem jár együtt.⁸

Diszkusszió, 3. Vizsgálat

Az előzetes eredmények igazolni látszanak a feltételezést, hogy érdemes a diszpozicionális irigységet új módszertannal megközelíteni és mélyebb, több irányú elemzésnek alávetni. A DES és a szociális kíváncsiság skálák negatív együttjárása azt sugallja, hogy fontos lenne alaposan átgondolni a diszpozicionális irigység önjellemző módszerekkel való mérésének lehetséges problémáit. Ezen túl az eredmények alapján megjegyzendő, hogy a diszpozicionális irigység és az éretlenebb személyiség (működés) között kapcsolat lehet, amelyet szintén érdemes alapos vizsgálat tárgyává tenni.

Általános diszkusszió és limitációk

Az irigységgel életünk során feltételezhetően mindannyian találkozunk, de nem szívesen beszélünk róla (Smith et al., 1999; Miceli & Castelfranci, 2007; Smith & Kim, 2007). Nemzetközi kutatási eredmények alapján (Smith et al., 1999; Bajraktarov et al., 2017; Xiang et al., 2020) indokoltnak látszott a diszpozicionális irigység személyiségpszichológiai és egészségpszichológiai szempontú vizsgálata annál is inkább, mert magyar mintán végzett, a diszpozicionális irigységet fókuszba helyező pszichológiai kutatásról nincs tudomásom, és nemzetközi szinten sem készült átfogó modell a diszpozicionális irigység gyökereinek, működésének, korrelátumainak és következményeinek vizsgálatára. A dolgozatban ismertetett kutatási eredmények megerősítették, hogy egy olyan személyiségvonásról van szó, amely komoly hatással lehet a személyek jóllétére, élettel való elégedettségére, és a depresszióra is. Ez pedig indokoltá tette annak feltérképezését, hogy a rendelkezésre álló mérőeszközökkel megbízhatóan, kis torzítással mérhető-e a diszpozicionális irigység.

Jelen kutatásban az egyik leggyakrabban használt diszpozicionális irigység skála, a DES (Smith et al., 1999) részletes pszichometriai vizsgálatára nyílt lehetőség. Habár a mutatók külön-külön elfogadhatónak tűntek, több problémával is szembesültem, amelyeket a 2. Vizsgálathoz tartozó Diszkusszióban részletesen kifejtettem. Összességében az mondható el, hogy a diszpozicionális irigység önjellemző kérdőívekkel történő mérése nehézségekbe ütközhet. Negatív érzelemről, személyiségvonásról lévén szó, így fokozottan megjelenhet a

⁸Az előzetes eredményekhez a felhasznált mérőeszközök: Diszpozicionális irigység: DES; Dispositionl Envy Scale (Smith et al., 1999); Önértékelés: RSES; Rosenberg Self-Esteem Scale (Rosenberg, 1965; Sallay és mtsai., 2014); Énkép egyértelműség: SCCS; Self-Concept Clarity Scale (Campbell et al, 1996; Hargitai és mtsai., 2020); Társas Összehasonlítás: INCOM; Iowa-Netherlands Comparison Orientation Measura (Gibbons & Buunk, 1999; Orosz & Szukics, 2012); Szociális kíváncsiság: BIDR; Balanced Inventor of Desirable Responding (Paulhus, 1991); Védekező mechanizmusok: DSQ-40; Defense Style Questionnaire (Andrews et al., 1993; Martin et al., 2019).

szociális kíváncsiság torzító hatása: a válaszadó személyek saját maguknak se szívesen vallják be, hogy irigyek (Parrot & Smith, 1993; Miceli & Castelfranchi, 2007; Smith & Kim, 2007; Van de Ven et al., 2009; Tai et al., 2012; Lange & Crusius, 2015; Cohen-Charash & Larson, 2017). Ezt alátámasztani látszanak a 3. Vizsgálat során kapott, egyelőre előzetes eredmények.

Kitekintésként említendő, az alapján, hogy a diszpozicionális irigységet fontos konstruktnak tekinthetjük, valamint, hogy az önbevalláson alapuló mérés problémákba ütközik, kezdeményezésemre Dr. Rózsa Sándorral egy hosszú távú kutatássorozatra kezdtünk. Több kérdőíves eljárás mellett (Likert-skálás mérőeszközök, nyitott kérdések) kétféle interjú technikát is alkalmazunk: félig strukturált interjút, kognitív tesztinterjút. Utóbbi első eredményei, illetve a szociális kíváncsiság skála (BIDR) és az irigység közötti együtjárás arra utal, hogy érdemes egy, a szociális kíváncsiság hatásait minél inkább kiküszöbölni képes mérőeszközt kifejleszteni. A KRE-n egyéb irányú kutatások is indultak kapcsolódva a pszichológiai irigység-kutatáshoz és támogatva azt (az irigység megjelenése a közmondásokban, illetve nyelvészeti kutatások).

Gyakorlati szempontól is kiemelő, hogy olyan személyiségvonásról van szó, amely negatívan hathat a személyek jóllétére, és elősegítheti a depressziós tünetek (ki) alakulását. Így habár létezik az irigységre fókuszáló kognitív viselkedésterápia (Leahy, 2021), gyakorlati szempontú vizsgálata, majd terápiás fókuszba helyezése indokolt.

Mint a kutatások esetében előfordul, jelen dolgozat elkészítése során is szembesültem korlátokkal. Az egyik ilyen, hogy a korai maladaptív sémákat eredetileg egy 244 tételes kérdőív (YSQ; Young, 1999) hivatott mérni, amelyből jelen kutatási tesztbatteria 16 tétel került be. Így – habár a skála megbízható (Cronbach-alfa = 0,81) – kérdés, hogy a 16 tétel valójában azt méri-e, hogy a személyekre mennyire jellemző a korai maladaptív sémák általi meghatározottság, és nem egy általános negatív affektivitást, valamint, hogy a hosszú tesztbatteria mennyire határozta meg a személyek válaszbeállítódását. A depresszió mérése kapcsán meg kell jegyezni, hogy a vizsgálatok normatív mintán történtek, valamint, hogy a DASS-21 nem klinikai mérőeszköz.

Irodalom

Alvarenga, M. A. C. S., Bandeira, P. F. R., Guilhermino, C. S., Azvedo, T. G.; Kelly, F. O., Kersul, C., Cunha, G. L., AlvesTodoro, J., Riberio, P. C. C., Mansur-Alves, M. & Todoro, M. L. M. (2022). Network analysis applied to DASS-21: Emergence of a new dimension. medRxiv preprint doi: <https://doi.org/10.1101/2022.07.29.22274386>

- American Psychological Association (2022). Letöltve: 2022. 10. 15. innen: <https://dictionary.apa.org/envy>
- American Psychological Association (2022). Letöltve: 2022. 10. 15. innen: <https://dictionary.apa.org/jealousy>
- Anderson, J.C., & Gerbing, D.W. (1984). The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness-of-fit indices for maximum likelihood confirmatory factoranalysis. *Psychometrika*, 49, 155–173.
- Andrews, G., Singh, M. & Bond M (1993). The Defense Style Questionnaire. *J Nerv Ment Dis.*, 181, 246–256.
- Bandalos, D. L. (2021): Item Meaning and Order as Causes of Correlated Residuals in Confirmatory Factor Analysis, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, DOI: 10.1080/10705511.2021.1916395
- Bajraktarov S, Gudevanikovska D, Manuševa N & Arsova S. (2017). Personality characteristics as predictive factors for the occurrence of depressive disorder. *Open Access Maced J Med Sci.* (5)1, 48-53.
- Baker, F.B. (1985). *The basics of item response theory*, Heinemann.
- Bann, C.M., Kobau, R., Lewis, A. M., Zack, M. M., Luncheon, C., & Thompson, W. W. (2012). Development and psychometric evaluation of the public health surveillance well-being scale. *Quality of Life Research*, 21(6), 1031–1043. <https://doi.org/10.1007/s11136-011-0002-9>
- Barr, P., & Cacciatore, J. (2007). Problematic emotions and maternal grief. *Omega: Journal of Death and Dying* (56), 331-348.
- Beekman, A.T.F., Penninx, B.W.J.H., Deeg, D.J.H.; Beurs, E., Geerlings, S. W. & van Tilburg, W. (2002). The impact of depression on the well-being, disability and use of services in older adults: a longitudinal perspective. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 105(1), 20–27. doi:10.1034/j.1600-0447.2002.10078.x
- Ben-Ze'ev, A (2000). *The subtlety of emotions*. MIT Press.
- Blachnio, A. & Przepiorka, A. (2015). I want to have what you have and I do not want you to have it. *Studia Psychologica*, 57(4), 243-253. DOI: 10.21909/sp.2015.04.697
- Berge, J.M.F., & Socan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika*, 69, 613-625. doi:10.1007/bf02289858
- Bollen, K. A., & Stine, R. A. (1992). Bootstrapping Goodness-of-Fit Measures in Structural Equation Models. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 205–229.
- Borgos, A. (2017). Pszichoanalitikus elméletek nőiségképe Freudtól a feminista pszichoanalízisig. Társadalmi Nemek. In. Kovács Mónika (Ed.) *Elméleti megközelítések és tudományos eredmények* (pp- 21-37). Elte Eötvös Kiadó.

- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guildford.
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (136–162), Sage.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Routledge.
- Cai, L., Thissen, D., & du Toit, S.H.C. (2011). *IRTPRO for Windows*, Scientific Software International.
- Campbell, J. D., Trapnell, P. D., Heine, S. J., Katz, I. M., Lavalley, 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.
- Chou, C.-P. & Bentler, P. M. (1995). *Estimates and tests in structural equation modeling*.
- Cohen-Charash, Y. (2009). Episodic envy. *Journal of Applied Social Psychology*, 39(9), 2128–2173.
- Cohen-Charash, Y. & Larson, E. C. (2016). What Is the Nature of Envy? DOI: 10.1093/acprof:oso/9780190228057.003.0001
- Cohen-Charash, Y. & Larson, E. C. (2017). An Emotion Divided: Studying Envy Is Better Than Studying “Benign” and “Malicious” Envy. *Current Directions in Psychological Science*, 26(2), 174–183. DOI: 10.1177/0963721416683667
- Cole, D.A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55, 584–594.
- Curran, P. J., West, S. G. & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16.
- Desmet, P. (2022) *Designing Emotions*. ISBN 90-9015877-4
- Dunn, T. J., Baguley, T. & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412.
- Ekström, J. (2011). A Generalized Definition of the Polychoric Correlation Coefficient. Department of Statistics, UCLA. Letöltve: 2022.10. 10. innen: <https://escholarship.org/uc/item/583610fv>
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations* (7), 117-140. doi:10.1177/001872675400700202
- Ferrando, P. J., Hernandez-Dorado, A. & Lorenzo-Seva, U. (2022): Detecting Correlated Residuals in Exploratory Factor Analysis. *New Proposals and a Comparison of Procedures, Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, DOI: 10.1080/10705511.2021.2004543

- Fiske, S. T. (2010). Envy up, scorn down: How comparison divides us. *American Psychologist*, 65, 698–706. doi:10.1037/0003-066X.65.8.698
- Freud, S. Three Contributions to the Theory of Sex. (1920). Letölve: 2022. 09. 27., innen: <https://mindsplain.com/wp-content/uploads/2020/08/Three-Contributions-to-the-Theory-of-Sex-by-Sigmund-Freud.pdf>
- Fonagy, P. & Target, M. (2005). Pszichoanalitikus elméletek a fejlődési pszichopatológia tükrében. Gondolat.
- Gibbons, F. X. & Buunk, B. P. (1999): Individual differences in social comparison: Development of a scale of social comparison orientation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76(1), 129–142.
- Hambleton, R. K. & Slater, S. C. (1997) Item Response Theory Models and Testing Practices: Current International Status and Future Directions. *European Journal of Psychological Assessment*, 13(1) 21–28.
- Hargitai, R., Rózsa, S., Hupuczi, E., Birkás, B., Hartung, I. Hartungné Somlai, E., Tiring, I, Martin, L. & Kállai, J. (2020). Az énkép egyértelműség mérése és korrelátumai. *Magyar Pszichológiai Szemle*, 75(4), 557–580 DOI: 10.1556/0016.2020.00033
- Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 44(2), 227–239.
- Henniger, N. E. & Harris, C. R. (2015). Envy Across Adulthood: The What and the Who. *Basic and Applied Social Psychology*, (), 1–16. doi:10.1080/01973533.2015.1088440
- Holtmann, J., Koch, T., Lochner, K., & Eid, M. (2016). A Comparison of ML, WLSMV, and Bayesian Methods for Multilevel Structural Equation Models in Small Samples: A Simulation Study. *Multivariate Behavioral Research*, 51(5), 661–680. doi:10.1080/00273171.2016.1208074
- Hoogland, C. E., Thielke, S., & Smith, R. H. (2016). Envy as an evolving episode. Oxford University Press.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M.R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Journal of Business Research Methods*, 6, 53–60
- Horn, J.L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179–185.
- Horney, K. (1926). Menekülés a nőiség elől. (Ford. Battyán Katalin).
- 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.

- John, O. P., & Srivastava, S. (1999). The Big Five Trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L. A. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 102–138). Guilford Press.
- Kline, P. (2015). *A Handbook of Test Construction*. Routledge.
- Lange, J., & Crusius, J. (2015). Dispositional envy revisited: Unraveling the motivational dynamics of benign and malicious envy. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 41, 284–294. doi:10.1177/0146167214564959
- Lange, J., Weidman, A. C., & Crusius, J. (2018). The painful duality of envy: Evidence for an integrative theory and a meta-analysis on the relation of envy and schadenfreude. *Journal of Personality and Social Psychology*, 114(4), 572–598. <https://doi.org/10.1037/pspi0000118>
- Lange, J. & Protasi, S. (2021). An Interdisciplinary Perspective on the Value of Envy. *Review of Philosophy and Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s13164-021-00548-3>
- Leahy, R. L. (2021). Cognitive-Behavioral Therapy for Envy. *Cognitive Therapy and Research*, 45, 418–427. <https://doi.org/10.1007/s10608-020-10135-y>
- Li, C. H. (2016). The Performance of ML, DWLS, and ULS Estimation With Robust Corrections in Structural Equation Models With Ordinal Variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369–387. <http://dx.doi.org/10.1037/met0000093>
- 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.
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour research and therapy*, 33(3), 335–343.
- Luglio, C. L. (2002). The mediating role of personality in the association between relational ethics and dispositional envy. *Dissertation Abstracts International*, 63(6-B).
- Marsh, H.W., Balla, J.R., & McDonald, R.P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effects of sample size. *Psychological Bulletin*, 103, 305–312.
- Martin, L., Hargitai, L., Hupuczi, E., Rózsa, S., Birkás, B., Varga, J., Tiringier, I., Hurtung, I. & Kállai, J. (2019). Defense Style Questionnaire (DSQ-40): factors, validity and reliability. *Psychiatria Hungarica: A Magyar Pszichiatriai Tarsasag Tudományos Folyoirata*, 34(1), 19-33. PMID: 31074420
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Erlbaum.
- McDonald, R. & Moon-Ho, R.H. (2002). Principles and Practice in Reporting Structural Equation Analyses. *Psychological Methods* 7(1), 64–82. DOI: 10.1037//1082-989X.7.1.64

- Medeiros, E. D., Soares, A. K. E., Nascimento, A. M., Silva, J. B. S. & Gouveia, V. V. (2016). An Ungrateful Disposition: Psychometric Properties of the Dispositional Envy Scale in Brazil. *Paidéia*, 26(65), 351-358. doi:10.1590/1982-43272665201605
- Micceri, Theodore (1989). The unicorn, the normal curve, and other improbable creatures.
- Miceli, M., & Castelfranchi, C. (2007). The envious mind. *Cognition & Emotion*, 21, 449–479. doi:10.1080/02699930600814735
- Milfont, T. L., & Gouveia, V. V. (2009). A Capital Sin: Dispositional Envy and its Relations to Wellbeing. *Interamerican Journal of Psychology*, 43(3), 547-551. ISSN: 0034-9690. Letölve: 2022. 08. 30., innen: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28412903014>
- Milic, A. (2019). Envy – an Unwanted, yet Unavoidable and Necessary Emotion. *Psihologijske teme*, 28(2), 355-375. <https://doi.org/10.31820/pt.28.2.7>
- Mîndrilă, D. (2010). Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) Estimation Procedures: A Comparison of Estimation Bias with Ordinal and Multivariate Non-Normal Data. *International Journal of Digital Society (IJDS)*, 1(1).
- Mitchell, S.A. & Black, M. J. (2000). *A modern pszichoanalitikus gondolkodás története*. Animula
- Mola, D.J., Saavedra, B.A. & Reyna, C. (2014). Evidences of Reliability and Validity of the Dispositional Envy Scale in Argentinian Samples. *INT.J.PSYCHOL.RES.* 7 (1): 73-80.
- Muthén, B., & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171–189.
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (1998–2017). *Mplus User's Guide. Eighth Edition*. Muthén & Muthén
- 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.
- Nannini, V., Caputoa, A., Marchinia, F., Martinob, G. & Langhera, V. (2019). Italian Adaptation and Validation of the Dispositional Envy Scale. *Rassegna di Psicologia* (36)3, 73-91. DOI: 10.4458/2733-06
- Nicol, A., Mak, A. S., Murray, K., Walker, I. & Buckmaster, D. (2020). A meta-analysis of the relationship between early maladaptive schemas and depression in adolescence and young adulthood. *Cognitive Therapy and Research* (44), 715–751. <https://doi.org/10.1007/s10608-020-10092-6>
- Nugent, W. R. (2017). Understanding DIF and DTF Description, Methods, and Implications for Social Work. *Research Journal of the Society for Social Work and Research* (8)2. <https://doi.org/10.1086/691525>

- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory*. McGraw-Hill.
- Parrott, W. G., & Smith, R. H. (1993). Distinguishing the experiences of envy and jealousy. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64, 906–920.
- Orosz, G. & Szukics, N. (2012). A társas összehasonlítás egyéni különbségei. *Pszichológia* 32(4), 361–378 DOI: 10.1556/Pszicho.32.2012.4.4
- Partchev, I. (2004). A visual guide to item response theory. Friedrich-Schiller-Universität at Jena.
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of social psychological attitudes, 1*, 17–59. Academic Press.
- Peng J, Ren L, Yang N, Zhao L, Fang P and Shao Y (2020) The Network Structure of Decision-Making Competence in Chinese Adults. *Front. Psychol.*, 11, doi: 10.3389/fpsyg.2020.563023
- Pénzes, F. (2012). *Friedrich Wilhelm Nietzsche politikai gondolkodása*. [Doktori (PhD) értekezés]. Debrecen: Debreceni Egyetem.
- Rammstedt, B., John, O. P. (2007). Measuring personality in one minute or less: A 10-item short version of the Big Five Inventory in English and German. *Journal of Research in Personality*, 41(1), 203–212
- Rijkeboer, M. (2012). Validation of the Young Schema Questionnaire. *The Wiley-Blackwell handbook of schema therapy: Theory, research, and practice*, 531–539. Wiley Blackwell. <https://doi.org/10.1002/9781119962830.ch40>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Rózsa, S., Hupuczi, E., Martin, L., Birkás, B., Hartung, I., Hargitai, R., Varga, J., Láng, A., Tiring, I., & Kállai, J. (2019). A Tellegen Abszorpciós Skála részletes pszichometriai elemzése. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 20(1), 1–43 DOI: 10.1556/0406.20.2019.003
- Rózsa, S., Vincze G., Török, I. A., Hupuczi, E., Hargitai, R., Martin, L., Hartung, I., Tiring, I., Simon, M. & Kállai, J. (2020). A Mágikus Fogalomképzés Skála hazai változatának kialakítása. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 21(4), 401–441 DOI: 10.1556/0406.21.2020.018
- Rózsa S., Nagyabányai Nagy O., & Oláh A. (Eds.) (2006): *A pszichológiai mérés alapjai*. Bölcsész Konzorcium, Budapest. <http://mek.oszk.hu/05500/05536/05536.pdf>
- Rózsa, S. Tárnok, Zs. & Nagy, P. (2020). *A gyermekpszichiátriában alkalmazott kérdőívek, interjúk és tünetbecslő skálák*. EFOP Kiadvány, Budapest, 78-83. efop-d.aeek.hu/wp-content/uploads/articulate/AEEK_tesztkonyv.pdf

- Ryu, E. (2011). Effects of skewness and kurtosis on non-normal theory based maximum likelihood test statistics in multilevel structural equation modelling. *Behavior Research Methods* 43, 1066–107.
- Sallay V., Martos, T., Földvári, M. Szabó, T. & Ittész, A. (2014). A Rosenberg Önértékelés Skála (RSES-H): alternatív fordítás, strukturális invariancia és validitás. *Mentálhigiéne és Pszichoszomatika*, 15 (3), 259—275 DOI:10.1556/Mental.15.2014.3.7
- Schaubroeck, S. & Lam, S.K. (2004). Comparing lots before and after: Promotion rejectees' invidious reactions to promotees. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*.
- Smith, R. H., Parrott, W. G., Diener, E. F., Hoyle, R. H., & Kim, S. H. (1999). Dispositional Envy. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 25(8), 1007–1020. doi:10.1177/0146167299251100
- Smith, R. H., Parrot, W. G., Ozer, D., & Moniz, A. (1994). Subjective injustice and inferiority as predictors of hostile and depressive feeling in envy. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 20, 705 – 711.
- Smith, R. H. (2004). *Envy and its transmutations*. Cambridge University Press
- Smith, R. H., Turner, T. J., Garonzik, R. Leach, C. V. Urch-Duskat, V. & Weston C. M. (1996). Envy and Schadenfreude. *PSPB* 22(2), 158-168.
- Smith, R. H. & Kim, S. H. (2007). Comprehending Envy. *Psychological Bulletin* 133(1), 46–64. DOI: 10.1037/0033-2909.133.1.46
- Steger, M.F. & Kashdan, T.B. (2009). Depression and Everyday Social Activity, Belonging, and Well- Being. *J Couns Psychol.* 56(2), 289–300. doi:10.1037/a0015416.
- Suzuki, A., Kunisato, Y & Shimotomai, A. (). Dispositional Envy Scale and Episodic Envy Scale.
- Steiger, J.H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173–180.
- Tabachnick, B.G., & Fidell, L.S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon
- Tai, K., Narayanan, J., & McAllister, D. J. (2012). Envy as pain: Rethinking the nature of envy and its implications for employees and organizations. *Academy of Management Review*, 37, 107–129. doi: 10.5465/amr.2009.0484
- Tanaka, J.S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equations models. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 10–39). Sage.
- Thimm, J. C. (2010). Personality and early maladaptive schemas: A five-factor model perspective. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 41, 373-380. doi:10.1016/j.jbtep.2010.03.009

- T. Kárász J. (2019). Hibabecslési eljárások véletlen jelenségek paramétereinek becslésére. *Psychologia Hungarica Caroliensis*, 7(2), 104–114.
- Toni, D. & Ownsworth, T. (2017). The Big Five personality factors and psychological well-being following stroke: a systematic review. *Disability and Rehabilitation*, (), 1–12. doi:10.1080/09638288.2017.1419382
- Tóth, L. (2009). Az irigység gazdaságpszichológiai elmezése. Irigység a posztoszocialista társadalomban, SZTE Gazdaságtudományi kar.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1–10.
- Van de Ven, N. (2016). Envy and its consequences: Why it is useful to distinguish between benign and malicious envy. *Social and Personality Psychology Compass*, 10, 337–349. doi:10.1111/spc3.12253
- Van de Ven, N., Hoogland, C. E., Smith, R. H., van Dijk, W. W., Breugelmans, S. M., & Zeelenberg, M. (2015). When envy leads to schadenfreude. *Cognition and Emotion*, 29(6), 1007-1025. <https://doi.org/10.1080/02699931.2014.961903>
- Van de Ven, N., Zeelenberg, M., & Pieters, R. (2009). Leveling up and down: The experiences of benign and malicious envy. *Emotion*, 9, 419-429. doi:10.1037/a0015669
- Yang-Wallentin, F., Jöreskog, K. G. & Luo, H. (2010). Confirmatory Factor Analysis of Ordinal Variables With Misspecified Models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 17(3,) 392 — 423. DOI: 10.1080/10705511.2010.489003
- Zanon, C., Hutz, C. S., Hanwook, H. Henry. Y. & Hambleton, R. K. (2016). An application of item response theory to psychological test development. *Psicologia: Reflexão e Crítica* (29)18. DOI 10.1186/s41155-016-0040-x
- Xiang, Y., Kong, F., Wen, X., W, Q. & Mo, L. (2016). Neural correlates of envy: Regional homogeneity of resting-state brain activity predicts dispositional envy. *NeuroImage*. <https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2016.08.003>
- Xiang, Y., Dong, X., & Zhao, J. (2020). Effects of Envy on Depression: The Mediating Roles of Psychological Resilience and Social Support. *Psychiatry investigation*, 17(6), 547–555. <https://doi.org/10.30773/pi.2019.0266>
- Young, J. E. (1999). Cognitive therapy for personality disorders: A schema-focused approach. Professional Resource Press.
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D.F., & Summers, G. (1977). Assessing reliability and stability in panel models, *Sociological Methodology*, 8(1), 84–136.