

A CLONINGER-FÉLE TEMPERAMENTUM ÉS KARAKTERJELLEMZŐK ÖSSZEFÜGGÉSE AZ IRRACIONÁLIS PÁRKAPCSOLATI HIEDELMEKKEL

Készítette: Vajda Lili Eszter
(H9BJ7P)

Témavezető: Dr. Batta Barbara

Pázmány Péter Katolikus Egyetem Bölcsészettudományi Kar
Pszichológia BA
2022.tavaszi félév

Bevezető

Kutatásomban a Cloninger-féle temperamentum és karakterjellemzők összefüggését vizsgálom az irracionális párkapcsolati hiedelmekkel. Cloninger pszichobiológiai modelljének több dimenzióját összefüggésbe hozták azzal, hogy mennyire jellemző valakire a párkapcsolati elégedettség (Öztürk, Arkar, Gökdağ, 2020; Vajda, 2016). Ez, pedig azért fontos, mert a párkapcsolati elégedettség nagyban függ attól, hogy milyen párkapcsolati hiedelmekkel rendelkezik valaki (Epstein, Pretzer és Fleming, 1987; Möller és Zyl, 1991; Çakmak Tolan és Kılıç, 2021).

A temperamentum fogalma

De miből áll Cloninger pszichobiológiai modellje? Cloninger a személyiséget temperamentumra és karakterre bontotta, melyből a temperamentum olyan személyiségdimenzió, mely magában foglalja az észlelt ingerekre adott automatikus válaszreakciókat, és öröklött (Cloninger, Svrakic, Przybeck, 1993). Összehasonlítva más aktuális temperamentumfogalmakkal, a temperamentumot Rothbart és Bates nem állandóan és folyamatosan kifejeződő, de jelenlévő hajlamoknak és tendenciáknak látja (Rothbart és Bates, 2006). Azt is fontos hozzátenni, hogy általában nem specifikus képességekként van leírva a temperamentum fogalma (Evans és Rothbart, 2007). Illetve még frissebb kutatások nyomán felmerül, hogy a temperamentum jellemzők nem csupán biológiai eredetűek, hanem környezeti, genetikai és biológiai faktorok kölcsönhatásának eredményéből eredő diszpozíciók (Shiner, Buss, McCloskey, Putnam, Saudino és Zentner, 2012). Ezek a meghatározások részben eltérnek Cloningerétől, hiszen nála a karakterdimenziók azok, melyekre a külső ingerek jobban hatnak (Cloninger, Svrakic, Przybeck, 1993). Ugyanis szerinte a karakterdimenziók felnőttkorra válnak kiforrottá, és önmagunkról kialakított self-konceptiókon és a minket érő külső ingereken alapulnak (Cloninger és mtsai, 1993). Tehát megközelítése szerint a személyiség mind a veleszületett biológiai adottságok, mind a kulturális környezet függvényében bontakozik ki, sőt ezek kölcsönhatásából, amely kettősségben a temperamentum egy olyan velejáró, melynek megmutatkozási formáját már a karakter szabja meg (Rózsa, Kállai, Osváth, Bánki M., 2005). Azt is fontos kiemelni, hogy ebben a modellben a temperamentum felépítése neurobiológiai és genetikai kutatásokra is támaszkodik (Cloninger és mtsai, 1993), így például Cloninger összefüggést talált a neurotranszmitterek és az általa eredetileg meghatározott 3 temperamentumdimenzió között (Szabó, Szántó, Susányszky és Martos, 2015). Ezek a temperamentumdimenziók az

újdonsgkeresés, az ártalomkerülés és a jutalomfüggőség voltak, melyek Cloninger szerint öröklött dimenziókként meghatározzák az egyének közti különbségeket már a gyerekkortól kezdve (Cloninger és mtsai, 1993). Később a kitartás temperamentumdimenzióját elkülönítette a jutalomfüggőségtől (Cloninger és mtsai, 1993). A három karakterdimenzió, pedig a találékonysággal és felelősségvállalással jellemzett *önirányítottság*, a többek közt együttérzéssel, segítőkészséggel, társas toleranciával és empátiával leírható *együttműködési készség*, valamint *transzcendenciaélmény*, mely a világ egészével, a környezettel való azonosulás képességét ragadja meg, valamint a spiritualitást (Cloninger, 1994).

A párkapcsolati hiedelmek fogalma

Párpapcsolati hiedelmek alatt az intim kapcsolatok működési módjára vonatkozó kognitív struktúrákat, ítéleteket, illetve sémákat értjük, melyek lehetnek szándékok, elvárások, attribúciók vagy emlékek egy-egy viselkedésmódról (Fletcher és Kininmonth, 1992). Ez a meghatározás azonban racionalitásuktól függetlenül ragadja meg a hiedelmeket, viszont, ezek a hiedelmek ugyanúgy lehetnek irracionálisak, mint az élet bármely más területére vonatkozó hiedelmeink. Az irracionális hiedelmek konstruktumának használatában és kialakításában fontos szerepe volt a Racionális-emocionális viselkedésterápiának (Rational emotive behavior therapy, REBT) (Vîslă, Flückiger, Holtforth és David, 2015). A REBT megalkotója, Albert Ellis szerint az ember egyszerre egyedülállóan irracionális és racionális lény, akinek irracionális gondolatai gyakran vezetnek érzelmi zavarokhoz (Ellis, 1963). Elképzelése alapján, úgy neveli fel a jelenlegi társadalom tagjait, hogy internalizálják ezeket az irracionális hiedelmeket, amik önpusztítóvá, tehetetlenné és akár boldogtalanná is tehetik őket (Ellis, 1963). Ezzel szemben a racionális hiedelmek segítenek az értékek elérésében és a szándékok megvalósításában (Ellis és Harper, 1975). A REBT alaphipotézisét tesztelte egy 2006-os kutatás, melyben egy stresszes, valós életbeli szituációban hasonlították össze a racionális, irracionális vagy semleges hiedelmekkel rendelkező vizsgálati személyek vérnyomását, pulzusszámát és légzésszámát megfigyelve (Harris, Davies, és Dryden, 2006). A hipotézis igazolódott, mivel az irracionális hiedelmekkel rendelkezők szisztolés vérnyomása nőtt, míg a racionálisakkal rendelkezőké csökkent a kísérleti helyzetben, és míg előbbi csoport szorongóvá, addig az utóbbi inkább érintetté, aggódóvá vált (Harris, Davies, és Dryden, 2006). Ellis feltételezte azt is, hogy a házasságon belüli problémák hátterében is a házastársak irracionális hiedelmei állnak (Ellis, 1963). Ezeknek a feltételezéseknek, vagyis bizonyos irracionális hiedelmek és a párpapcsolati elégedettség összefüggésének jelenkori meglétét egy török mintán felvett, 2021-es kutatás támasztotta alá (Topkaya, Şahin, és Mehel,

2021). Ellis felvetett 11-féle irracionális elképzelést (Ellis, 1963), amelyek egy része Epstein és Eidelson (1981) szerint a rosszul működő párkapcsolatok esetén is lényeges lehet, de úgy vélik, hogy ezek mégsem specifikusan párkapcsolati hiedelmek. Eidelson és Epstein így saját kérdőívet alakított ki az irracionális párkapcsolati hiedelmek mérésére, melyek szerintük distresszt okozhatnak az intim kapcsolatokban (Eidelson és Epstein, 1982). Olyan irracionális hiedelmek jelenhetnek meg, minthogy, ha eltér a párok véleménye vagy preferenciája az veszélyezteti a kapcsolatot (Satir, 1967; id.: Eidelson és Epstein, 1982). Hogy akkor törődik valaki igazán a párjával, ha mindig tudja mi jár a fejében; vagy, hogy a kapcsolat, illetve maguk a partnerek sem tudnak változni; hogy tökéletes szexuális partnernek kell lenni; illetve, hogy a férfiak és nők jelentősen különböznek (Eidelson és Epstein, 1982). MÉRŐESZKÖZÜKKEL terápiába járó házaspárokat vizsgáltak, és azt találták, hogy a párkapcsolatra irányuló irracionális hiedelmek nagyobb mértéke negatív kapcsolatot mutatott a párterápia sikerességével (Epstein és Eidelson, 1981). Felmerül, hogy a mérőeszköz napjainkban mennyire állja meg a helyét. Egy 2021-es kutatás, ami az RBI dimenziói közül kettőt vizsgált, azt találta, hogy a véleménykülönbség károosságára vonatkozó irracionális hiedelem erőteljesen negatívan hat a párkapcsolati elégedettségre (Zagefka és Bahul, 2021). Egy 2016-os kutatás az összes RBI dimenzió vizsgálata alapján, pedig a véleménykülönbség károosságának hiedelme lényeges előrejelzője volt a házastársak elköteleződésének (Nameni, Abasi, és Zarei, 2016). Fontos megjegyezni, hogy nem az övék az egyetlen mérőeszköz a párkapcsolati hiedelmek vizsgálatára, hanem például Fletcher és Kininmonth Relationship Beliefs Scale kérdőíve is, akik szintén találtak szignifikáns összefüggést a párkapcsolati hiedelmek és a párkapcsolati elégedettség között (Fletcher és Kininmonth, 1992).

Személyiség és párkapcsolat összefüggései

Azt, hogy a személyiség fontos a párkapcsolatok alakulása szempontjából és összefügg a párkapcsolat minőségével rengeteg kutatásban alátámasztották (Barelds, 2005; Malouff, Thorsteinsson, Schutte, Bhullar és Rooke, 2010; Schaffhuser, Allemand és Martin, 2014). Azonban a legtöbb kutatás a Big Five személyiségvonások felől közelítette meg ezeket az összefüggéseket (Vajda, 2016). Így például egy 2010-es meta-analízis nyomán, együtt járt a párkapcsolati elégedettséggel az alacsony neuroticitás, a magas extraverzió, a magas barátságosság és a magas lelkiismeretesség (Malouff és mtsai, 2010). És több kutatás is megerősítette a neuroticitás negatív, a lelkiismeretesség és barátságosság pozitív összefüggését a minél nagyobb elégedettséghez egy párkapcsolaton belül (Schaffhuser és mtsai, 2014). A párkapcsolati elégedettség szempontjából sokat vizsgált Big Five modell

ugyan más alapokon nyugszik, mint Cloninger pszichobiológiai modellje, de a TCI minden skálája korrelált az Ötfaktoros modell mérésére szolgáló NEO-PI-R-nak legalább egy skálájával (De Fruyt, Van De Wiele és Van Heeringen, 2000). Emellett Cloninger pszichobiológiai modelljét is vizsgálták párkapcsolati témakörben, például Le Bon és munkatársai, akik kutatásukban egy-egy párkapcsolatban élő személy TCI profilját vetették össze a partnere TCI profiljával, és ahol az Ártalomkerülés dimenzió kivül pozitív együttjárást mutatott a párkapcsolat két tagjának TCI eredménye (Le Bon, Hansenne, Amaru, Albert, Ansseau, Dupont, 2013). Ez a kutatás azonban a párkapcsolat tagjainak hasonlóságára összpontosított a Cloninger-féle temperamentum és karakterjellemzők vizsgálatával (Le Bon, és mtsai, 2013). Kansiz és Arkar viszont a kapcsolati elégedettséggel és minőséggel vetették össze a temperamentum és karakter dimenziókat, ahol a Diádikus Alkalmazkodás Skálával mérték a résztvevő házaspárok kapcsolatának minőségét, és ahol szignifikáns kapcsolatot találtak a jutalomfüggőség temperamentum dimenziója és a párkapcsolati alkalmazkodás, konszenzus és elégedettség között, illetve a kapcsolati elégedettség pozitív összefüggést mutatott az együttműködés karakter dimenziójával (Kansiz és Arkar, 2011, id.: Vajda, 2016). Vajda kutatásában szintén a Diádikus Alkalmazkodási Skálával (DAS) vizsgálta a párkapcsolati minőséget, és szignifikáns pozitív együttjárást talált a DAS összpontszáma és Cloninger-féle együttműködés, önirányítottság, illetve jutalomfüggőség személyiségdimenziók között férfiak és nők esetében is (Vajda, 2016). Emellett a nőknél az előbbi három dimenzió felül a kitartás is szignifikáns pozitív, az ártalomkerülés pedig szignifikáns negatív módon korrelált a kapcsolati minőséggel (Vajda, 2016). Illetve egy 2020-as kutatásban is azt találták, hogy a magas ártalomkerülés, illetve az alacsony önirányítottság negatívan függött össze a házastársi alkalmazkodás (DAS) értékével, míg a magas jutalomfüggőség pozitívan (Öztürk, Arkar, Gökdağ, 2020). Illetve összességében elmondható volt, hogy az ártalomkerülés növekedése és az önirányítottság csökkenése mellett, ha az újdonságkeresés mértéke nőtt, akkor is csökkent a házastársi alkalmazkodás mértéke (Öztürk és mtsai, 2020). A transzcendenciára való hajlam és a párkapcsolati elégedettség között nem talált a szakirodalom összefüggést, ezt a karakterdimenziót az élettel való elégedettséggel hozták csupán összefüggésbe (Park, Suh, Kim, Lee, Park & Lee, 2015).

Az irracionális párkapcsolati hiedelmek és a házassággal való elégedettség mértéke között összefüggést találtak már a Relationship Beliefs Inventory megalkotói, Epstein és Eidelson is (Epstein és Eidelson, 1981), de a későbbiekben is számos kutatás vetette össze a kérdőívükben mért párkapcsolati hiedelmeket a párkapcsolati elégedettséggel. 39, átlagosan

6,5 éve házas párnál szignifikáns, negatív korrelációt találtak az RBI és a házassági elégedettséget mérő MAT (Marital Adjustment Test) között (Bradbury és Fincham, 1988). Az irracionális párkapcsolati hiedelmek összefüggést mutattak a házastársak közti összehangoltság és a kommunikáció hiányával is (Emmelkamp, Krol, Sanderman és Rüphan, 1987). Valamint az irracionális párkapcsolati hiedelmek és házastársi stressz, illetve a házassági elégedettség hiányának összefüggését további kutatások is kimutatták (Jones és Stanton, 1988; Stackert és Bursik, 2003). Szintén az RBI átfedett a házasságon belüli problémás kommunikációkat mérő VPC (Verbal Problems Checklist) és házasságra vonatkozó attribúciókat mérő MAS (Marital Attitude Survey) pontszámokkal a kapcsolati elégedettség mérésére használt DAS (Dyadic Adjustment Scale) bejósolhatóságában (Epstein, Pretzer és Fleming, 1987). A DAS és az irracionális párkapcsolati hiedelmek összefüggését megerősíti Möller és van Zyl kutatása, ahol a DAS D és S alskálái és az RBI között találtak szignifikáns korrelációkat házaspároknál (Möller és Zyl, 1991). Az RBI és DAS összefüggést erősítheti, hogy egy orosz, grúz és magyar mintán végzett kutatás nyomán, ugyan kismértékű, de szignifikáns negatív korreláció volt az RBI és az Abbreviated Dyadic Adjustment Scale, vagyis a Diádikus Alkalmazkodási Skála 7-itemes verziója közt (Goodwin és Gaines, 2004). Illetve egy házaspárokat vizsgáló kutatás negatív korrelációt talált a DAS összpontszámok és az RBI bizonyos alskáláinak (A véleménykülönbség kapcsolatromboló, Nemek közti különbség, A partner változtatási képtelenségére irányuló hiedelmek) a pontszámai közt (Çakmak Tolan és Kılıç, 2021). Vagyis ezen hiedelmek nagyobb mértéke csökkentette a házastársi alkalmazkodást és elégedettséget, azonban ez a kutatás a Gondolatolvasás és a Szexuális tökéletességre való törekvés alskálák illetve a DAS pontszám közt nem talált összefüggést (Çakmak Tolan és Kılıç, 2021).

Tehát a diszfunkcionális párkapcsolatra vonatkozó hiedelmek több kutatás bizonyossága szerint is nehézségekkel, és főként az elégedettség alacsonyabb szintjével jártak együtt a vizsgált pároknál. De kiemelendő az, hogy összefüggéseket mutatott az RBI (vagy néhány alskálája) a kapcsolati minőséget mérő Diádikus Alkalmazkodási Skála eredményeivel (Epstein és mtsai, 1987; Möller és Zyl, 1991; Çakmak Tolan és Kılıç, 2021) hiszen a DAS szintén együttjárt a TCI több skálájával is (Vajda, 2016; Kansiz és Arkar, 2011, id.: Vajda, 2016). Vagyis mivel az RBI és a TCI külön-külön mutatott összefüggéseket a Diádikus Alkalmazkodási Skálával, feltételezhető az irracionális párkapcsolati hiedelmek és a Cloninger-féle temperamentum és karakterjellemzők összefüggése.

Célkitűzés és hipotézisek

Kutatásom célja, hogy megvizsgáljam, hogy az egyes Cloninger-féle temperamentum és karakterjellemzők összefüggenek-e az irracionális párkapcsolati hiedelmekkel, illetve ezen keresztül azt is vizsgáljam, hogy az, hogy valakinek ilyen diszfunkcionális hiedelmei vannak a párkapcsolatáról mennyiben függhet attól, hogy milyen személyiségdimenziók jellemzik, illetve milyen a személyisége a Cloninger-féle modell szerint.

Hipotéziseim a következők, a Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőíven (az RBI magyar változatán) elért magas összpontszám negatívan korrelál a Cloninger-féle temperamentum és karakterjellemzők közül az együttműködés (H1), a jutalomfüggőség (H2), az önirányítottság (H3), és a transzcendenciára való hajlam (H5) dimenzió magas pontszámával mindkét nem esetében. Feltételezéseim alapja, hogy az együttműködés, jutalomfüggőség, és önirányítás dimenziókkal pozitívan korrelált a DAS összpontszáma (Vajda, 2016), mely ugyanakkor negatívan járt együtt az RBI összpontszámával (Epstein és mtsai, 1987; Möller és Zyl, 1991; Çakmak Tolan és Kılıç, 2021). Illetve a TCI újdonságkeresés temperamentumdimenziója pozitívan korrelál az RBI magas összpontszámával (H4). Az újdonságkeresés és a transzcendenciára való hajlam közt több kutatásban nem volt összefüggés a DAS összpontszámmal, azonban Öztürk és munkatársai (2020) kutatásában több másik TCI dimenzióval együtt hozzájárult az újdonságkeresés is a DAS pontszám, vagyis a párkapcsolati elégedettség csökkenéséhez. A párkapcsolati elégedettség, pedig negatívan korrelált az RBI-vel (Yousefi és mtsai, 2010, id.: Szabó-Bartha és Szondy, 2014), tehát ezen korrelációk miatt feltételezem az RBI és az újdonságkeresés pozitív korrelációját. A transzcendenciánál egyrészt mivel ez egy természettel való azonosulást, elfogadást megragadó dimenzió (Szabó és mtsai, 2015), ez alapján elképzelhető, hogy talán magasabb mértéke esetén kevésbé jelennek meg a diszfunkcionális hiedelmek. Ennek kapcsán a DAS-sal nem mutattak ki összefüggést, csak azt találták, hogy a transzcendenciára való hajlam egyik összetevője, az énről való megfélelkezés (creative self-forgetfulness) például együtt járt nőknél a nagyobb szexuális válaszkészséggel (Costa, Olivieri, Pestana, Costa, 2016). Ez ugyan nem hozható összefüggésbe egyértelműen a Párkapcsolati Hiedelmekkel, csak annyi mondható el, hogy a diszfunkcionális hiedelmek közt is megjelenő szexualitásra vonatkozó irracionális hiedelmek például csökkenthetik a szexuális válaszkészséget (Kaplan, 1974; Walen, 1980; Zilbergeld, 1979, id.: Eidelson & Epstein, 1982). Illetve még együtt járt a transzcendenciára való hajlam az élettel való elégedettséggel (Park és mtsai, 2015), és mivel a párkapcsolati hiedelmek

ugyan a párkapcsolatban, de negatívan járnak együtt az elégedettséggel, ezért azt feltételezem, hogy a transzcendenciára való hajlam negatívan fog együttjárni a párkapcsolati hiedelmekkel.

Azt is feltételezem, hogy a magas RBI összpontszám negatívan korrelál a TCI kitartás dimenziójával mindkét nemnél (H6), ezt arra alapozom, hogy Vajda (2016) szignifikáns pozitív korrelációt talált a kapcsolati elégedettség (DAS) és a kitartás dimenzió között nőknél, de én mindkét nemnél vizsgálni fogom. A DAS, ahogy már bemutattam korrelációt mutatott az RBI-vel (Epstein és mtsai, 1987; Möller és Zyl, 1991; Çakmak Tolan és Kılıç, 2021).

Feltételezem továbbá, hogy a magas RBI összpontszám pozitívan korrelál a TCI ártalomkerülés dimenziójával (H7). Csak nőknél mutatott a jobb kapcsolati minőség és az ártalomkerülés negatív korrelációt (Vajda, 2016), de megvizsgálható az ebből levezetett hipotézis mindkét nemnél, de alhipotézisem, emiatt, hogy nőknél a magas RBI összpontszám pozitívan korrelál a TCI ártalomkerülés dimenziójával. Mivel itt a párkapcsolati elégedettséget is mérő DAS-sal korrelált negatívan az ártalomkerüléshez, és mivel az RBI-nél, ahol a magas pontszám inkább a kapcsolati elégedetlenséggel járt együtt (Yousefi és mtsai, 2010, id.: Szabó-Bartha és Szondy, 2014), ezért feltételezem az ártalomkerülés és a magas RBI pozitív korrelációját.

Módszer

Vizsgálati személyek

A vizsgálatban 116 magyar férfi és nő vett részt (69,8% nő), akik a kutatás kritériumának megfelelően mind 18 év felettiak voltak. Az adatfelvétel hólabda módszerrel történt, online kérdőívsomagok formájában, melyeket a közösségi médián keresztül juttattam el a kitöltőkhöz (pl. facebook-csoportokon keresztül). A részvétel önkéntes alapon történt. A kutatásban 19-től 93 éves korig vettek részt kitöltők, az életkor átlaga $M = 35,49$, szórása pedig $SD = 17,50$ volt. A résztvevők többsége (52,6%) egyetemi vagy főiskolai diplomával rendelkezett a kitöltés idején, 33,6% még nem szerzett ugyan diplomát, de éppen egyetemi tanulmányokat folytatott, 7,8%-nak szakközépiskolai vagy gimnáziumi érettségi volt a legmagasabb végzettsége, 6%-nak pedig PhD vagy doktori fokozat. Senki nem volt, aki csak 8 osztályos általános iskolát vagy annál kevesebbet végzett volna a mintában. Lakhelyet tekintve a kitöltők 48,3%-a a fővárosban, 29,3% városban, 15,5% faluban vagy községben, 6,9% pedig megyei jogú városban élt. A kitöltőkön belüli legnagyobb csoport, 45,7%

válaszolta azt, hogy jelenleg párkapcsolatban él (házasság nélkül), 25,9% házas, 23,3% egyedülálló és egyaránt 2,6% volt mind az özvegyek, mind az elváltak száma. A válaszadók többségének (66,4%) nem volt gyereke még.

Eszközök

Először is a demográfiai adatokra vonatkoztak kérdések, mint nem, születési év, lakhely típusa, majd kapcsolati státuszra, illetve, hogy az adott kitöltőnek van-e gyermeke.

A Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív, a Relationship Beliefs Inventory (RBI) (Eidelson és Epstein, 1982) magyarra adaptált változata, melynek validitás- és reliabilitás-vizsgálatát Szabó-Bartha és Szondy végezte, és amely a párkapcsolatokra vonatkozó diszfunkcionális hiedelmeket méri (Szabó-Bartha és Szondy, 2014). A 40 tételű kérdőívnek 5 alskálája van melyek a következők: 1. Gondolatolvasás, 2. A véleménykülönbség kapcsolatomboló, 3. A partner változtatási képtelenségére irányuló hiedelmek, 4. Szexuális tökéletességre való törekvés, 5. Nemek közti különbség (Szabó-Bartha és Szondy, 2014). A kérdőív állításait a válaszadóknak 5-fokú skálán kell értékelnie, a kérdőív kiértékelése pedig úgy zajlik, hogy átlagoljuk az adott skála 8 tételének értékeit, ebből lesz az a pontszám, ami minél magasabb, annál inkább jellemzi az adott irracionális hiedelem a személyt (Szabó-Bartha és Szondy, 2014). A kérdőív egészének Cronbach alfa értéke 0,80 volt, az alskálák közül, pedig a *Nemi különbségek* 0,733, a *Szexuális tökéletesség* 0,7, a *Változásra való képtelenség* 0,596, a *Véleménykülönbség* 0,596, a *Gondolatolvasás* alskála, pedig 0,68-as Cronbach alfa értékkel bírt (Szabó-Bartha és Szondy, 2014).

A Cloninger-féle Temperamentum és Karakter kérdőív rövidített, 55 tételből álló magyar változata (TCI55) 4 temperamentum (Újdonságkeresés, Ártalomkerülés, Jutalomfüggőség, Kitartás) és 3 karakterdimenziót (Önirányítottság, Együttműködés, Transzcendencia) tartalmaz (Szabó és mtsai, 2015). A kérdőív Cloninger fentebb bemutatott pszichobiológiai személyiségmodelljének mérőeszköze, annak személyiségdimenzióit méri (Szabó és mtsai, 2015). Az egyes faktorok Cronbach-alfa értékei 0,600 és 0,745 között voltak (Szabó és mtsai, 2015). Az egyes kérdésekre „igaz” vagy „nem igaz” választ kell adnia a kitöltőnek.

A kérdőívcsomag néhány kiegészítő kérdéssel zárult, melyekre csak azoknak a kitöltőknek kellett válaszolnia, akiknek a kitöltés idején volt párkapcsolata. A kérdések a következők, „Amennyiben jelenleg párkapcsolatban él, mennyi ideje tart ez a kapcsolat?” „Együtt él-e jelenleg partnerével?” illetve egy skálán értékelendő harmadik kérdés: „Egy 5 fokozatú

skálán, ahol az 1-es jelenti a leggyengébbet és 5-ös a legerősebbet, milyennek ítéli meg jelenleg kapcsolata szorosságát?”.

Eljárás és etikai szempontok

Az eljárás online adatfelvételi módszerrel történt, amely segítségével több embert tudtam elérni a közösségi média felületeken keresztül. A kérdőív megszerkesztéséhez a Google Forms-ot használtam. Az általam több csoportban (egyetemi csoportok, kérdőív kitöltésére létrejött csoport), illetve saját üzenőfalamon keresztül megosztott kérdőívcsomagot ismerőseim is továbbosztották, tehát hálaldda módszerrel történt az adatfelvétel, mely 2021. október 19-től 2021. november 3-ig tartott. A kérdőívcsomag egy tájékoztató-beleegyező nyilatkozattal kezdődött (Ld. Mellékletek/1.), és csak annyiban lehetett tovább folytatni a kérdőív kitöltését, vagyis a részvételt a kutatásban, amennyiben valaki ezt elfogadta. A vizsgálatban csak 18 éven felüliek vehettek részt, így szülői vagy egyéb beleegyezésre nem volt szükség. Szintén mivel 18 év felettiakkal folytattam a kutatást, illetve a kutatást nem kívánom publikálni, nem volt szükség etikai engedélyre. Fontos, hogy a kitöltők tudják, hogy amennyiben valamilyen probléma merül fel kitöltés közben, úgy nem kell folytatniuk a részvételt, illetve, hogy fordulhatnak a kutatás vezetőjéhez vagy a témavezetőhöz, mindez a tájékoztató-beleegyező nyilatkozatban fel volt tüntetve (Ld. Mellékletek/1.).

A statisztikai elemzés terve és a statisztikai módszerek

Változók: A TCI 55 tételes változatánál az egyes skálák pontszámai szerepelnek változóként, illetve az RBI összpontszáma, valamint az RBI egyes alskáláinak pontszámai. Ezek a változók skálatípusúak.

A magas RBI összpontszám negatívan korrelál a TCI együttműködés (H1)/ jutalomfüggőség (H2) /önirányítottság (H3) /újdonságkeresés (H4) /transzcendenciára való hajlam (H5) dimenziók magas pontszámával mindkét nem esetében. Az egyik változó ezekben az esetekben az adott TCI alskála pontszáma, a másik az RBI összpontszáma. A hipotéziseket Pearson korrelációval vizsgálnám, mivel korrelációt vizsgállok, ahol skála típusúak a változók. A Pearson korreláció feltételei a következők (Független személyek: ez teljesül, nem fognak egymásra hatni kitöltéskor a kitöltők; Skála típusú változók: Mindkét változó skála típusú; Normáeloszlás; Linearitás; Szóráshomogenitás). Ha a feltételek valamelyike nem teljesülne, akkor Spearman korrelációval.

H6: a magas RBI összpontszám negatívan korrelál a TCI kitartás dimenziójával. Az egyik változó a TCI kitartás alskálájának pontszáma, a másik az RBI összpontszáma. A hipotézist Pearson korrelációval vizsgálom, amennyiben teljesülnek a feltételei, amennyiben nem, akkor Spearman korrelációval.

H7: a magas RBI összpontszám pozitívan korrelál a TCI ártalomkerülés dimenziójával. Az egyik változó a TCI ártalomkerülés alskálájának pontszáma, a másik az RBI összpontszáma. A hipotézist Pearson korrelációval vizsgálom, amennyiben teljesülnek a feltételei, amennyiben nem, akkor Spearman korrelációval.

Eredmények

Az IBM SPSS Statistics 21.0 programcsomagját használtam adataim elemzéséhez. Mintámban a résztvevők életkora 19 és 93 közt ($M = 35,49$; $SD = 17,50$) volt. Az adattisztítás során először ellenőriztem a hibákat. A TCI alskáláit tekintve, az újdonságkeresés 0-8 pontig, az ártalomkerülés szintén 0-8 pontig, a jutalomfüggőség 0-11 pontig, a kitartás (perzisztencia) 0-2 pontig, az együttműködési készség 0-10 pontig, a transzcendencia 0-6 pontig, az önirányítottság, pedig 0-10 pontig vehet fel értékeket (Szabó és mtsai, 2015). Míg a Párkapcsolati Hiedelmek kérdőívénél, ahol átlagpontszámokról (8-cal kell elosztani az adott skála pontszámait) van szó, minden alskála 1-5-ig tartó értéket vehet fel (Szabó-Bartha és Szondy, 2014). Adataim minden skálán a megadott minimum és maximum érték közti értékeket vettek fel, vagyis nem találtam hibás értékeket.

A TCI alskálái közül a hagyományos outlier labelling rule (Tukey, 1977) alapján a C (Együttműködési készség) alskálán találtam 6 darab outliert. Az RBI-nél 1 outlier volt a vélemény, 1 a változtatás alskálán, illetve 1 az összpontszám tekintetében. A kapcsolat szorossága kérdésnél 4 outlier volt. A megtalált outlierek közül a módosított, 2.2-es szorzót használó outlier labelling szabály (Hoaglinés Iglewicz, 1987) alapján az Együttműködési készség (C) alskálán csak 4 válasz (43-as, 95-ös, 96-os és 116-os) számított outliernek. Az RBI vélemény és változtatás alskáláján módosított outlier labelling szabállyal számolva az ezen a két alskálán talált érték (a 15-ös személy vélemény és a 87-es személy változtatás értéke) nem tekinthető outliernek, valamint az RBI összpontszám változón talált 116-os személy értéke sem. A kapcsolat szorossága kérdésnél, pedig a módosított outlier labelling szabály csak 2 érték számított outliernek. Tehát összesítve a módosított outlier labelling szabály (Hoaglinés Iglewicz, 1987) szerint az Együttműködési készség (C) alskálán 4,

kapcsolat szorossága kérdésnél 2 outlier volt, így ezt a 6 értéket töröltem, hogy elkerüljem torzító hatásukat.

Az általam felvett adatokon a TCI alskáláinak Cronbach-alfa értékei a következőképpen alakultak: ártalomkerülés: 0,737, együttműködési készség: 0,698, önrányítottság: 0,658, jutalomfüggőség: 0,549, újdonságkeresés: 0,596, a kitartás: 0,596, a transzcendencia, pedig 0,683 volt. A Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív alskáláinál a *Nemi különbségek* 0,744, a *Szexuális tökéletesség* 0,785, a *Változásra való képtelenség* 0,667, a *Véleménykülönbség* 0,755, a *Gondolatolvasás* alskála Cronbach alfa értéke, pedig 0,717 volt.

H1: A magas RBI összpontszám negatívan korrelál a TCI együttműködés dimenziójának magas pontszámával.

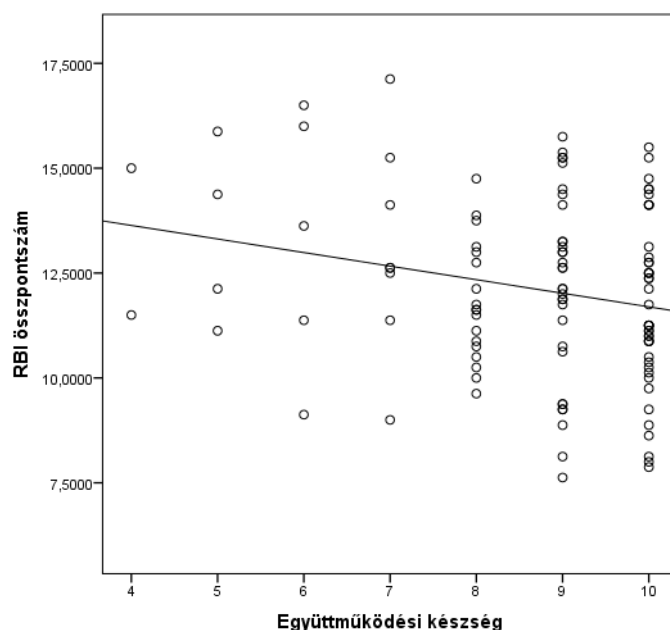
Ezt a Pearson korrelációval vizsgálhatjuk, amennyiben teljesülnek a feltételei.

1. Független személyek: ez teljesül, nem hatottak egymásra kitöltéskor a kitöltők.
2. Skála típusú változók: Mindkét vizsgálandó változóm skála típusú.
3. Normáeloszlás

A normalitás feltételének teszteléséhez a Shapiro-Wilk normalitás tesztet használtam. A teszt alapján a TCI Együttműködési készség alskálájának értéke szignifikánsan eltér a normál eloszlástól $W(112) = 0,808$ $p < 0,001$, míg az RBI összpontszám $W(112) = 0,989$ $p = 0,471$ nem különbözik szignifikánsan a normál eloszlástól. Azonban a TCI Együttműködési készség alskálája miatt a normalitás feltétele nem teljesült, így a másik két feltétel (linearitás és szóráshomogenitás) ellenőrzésére nincs is szükség, hiszen a Pearson korreláció ez esetben nem használható.

Mivel nem teljesült a Pearson minden feltétele, Spearman korrelációval próbálkozhatunk, melynek 3 feltétele van:

1. Személyek függetlensége, ezt már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
2. Legalább ordinális változók, ezt is már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
3. Monotonitás: ez grafikonok alapján ellenőrizhető.



1. ábra: a két változó monotonitása

A grafikon alapján a monotonitás teljesül, így elvégezhető a Spearman korreláció (2. ábra).

			RBI összpontszám
Spearman korreláció	Együtműködési készség	Korrelációs együttható (r_s)	-0,190
		Szignifikanca érték (1-tailed)	0,022
		Elemzés	112

2. ábra: együttműködési készség és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám kapcsolata

Spearman korrelációt használva szignifikáns negatív, elhanyagolhatóan gyenge összefüggést találtam az együttműködési készség és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között $r_s = -0,190$ $p = 0,022$ (1-tailed). (3. ábra)

Mivel a kor szórása nagy, parciális korrelációt használtam a kor hatásának kontrollálására. A normál eloszlás hiányában nonparametrikus parciális korrelációt használtam. A korreláció szignifikáns, negatív és elhanyagolhatóan gyenge együttműködési készség és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között így $r_s = -0,217$ $p = 0,011$ (1-tailed). A korreláció így valamivel erősebb, tehát a kor csökkentette az együttműködési készség és a párkapcsolati hiedelmek kapcsolatát.

Kapcsolati státusz szerinti bontásban egyedül a párkapcsolatban élők terén volt szignifikáns az összefüggés, mivel a normalitás feltétele náluk sem teljesült $W(52) = 0,832$ $p < 0,001$, itt is Spearman korrelációt használva szignifikáns negatív, gyenge összefüggést találtam az együttműködési készség és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között $r_s = -0,307$ $p = 0,013$ (1-tailed) (Ld. Mellékletek/4).

Sem a nők $W(78) = 0,798$ $p < 0,001$, sem a férfiak $W(34) = 0,817$ $p < 0,001$ együttműködési készsége nem követett normáloszlást, a nők és férfiak két különböző, független csoportba tartoznak, és teljesül, hogy a függő változó minimum ordinális, ezért összehasonlításukra a Mann-Whitney tesztet használtam. Nemeket tekintve, a nők ($Mdn = 9,00$) együttműködési készség pontszáma nem különbözött szignifikánsan a férfiak együttműködési készség pontszámától ($Mdn = 9,00$), $U = 1238,50$, $Z = -0,579$, $p = 0,566$ (two-tailed), $r = 0,05$.

H2: A magas RBI összpontszám negatívan korrelál a TCI jutalomfüggőség dimenziójának magas pontszámával.

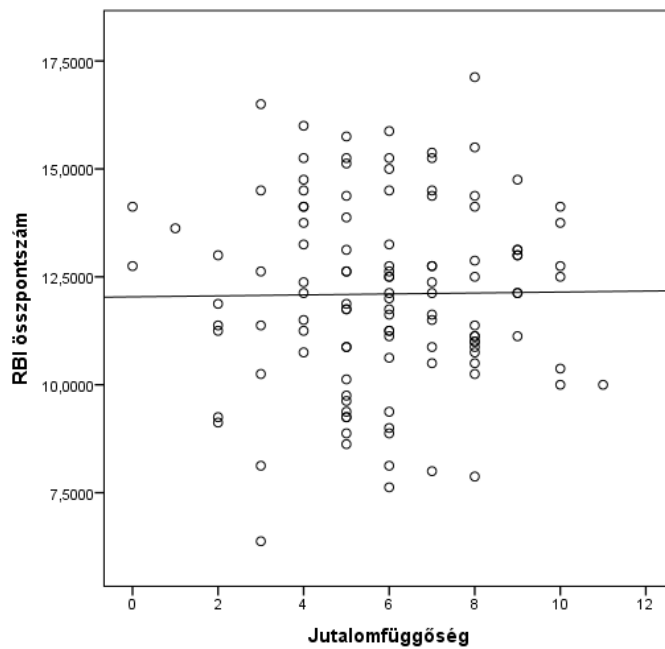
Ezt a Pearson korrelációval vizsgálhatjuk, amennyiben teljesülnek a feltételei.

1. Független személyek: ez teljesül, nem hatottak egymásra kitöltéskor a kitöltők.
2. Skála típusú változók: Mindkét vizsgálandó változóm skála típusú.
3. Normáloszlás

A normalitás feltételének teszteléséhez a Shapiro-Wilk normalitás tesztet használtam. A teszt alapján a TCI Jutalomfüggőség alskálájának értéke szignifikánsan eltér a normál eloszlástól $W(116) = 0,977$ $p = 0,041$, az RBI összpontszám értékeit már az első próbánál vizsgáltam és leírtam. Azonban a TCI Jutalomfüggőség alskálája miatt a normalitás feltétele nem teljesült, így a másik két feltétel (linearitás és szóráshomogenitás) ellenőrzésére nincs is szükség, hiszen a Pearson korreláció ez esetben nem használható.

Mivel nem teljesült a Pearson minden feltétele, Spearman korrelációval próbálkozhatunk, melynek 3 feltétele van:

1. Személyek függetlensége, ezt már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
2. Legalább ordinális változók, ezt is már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
3. Monotonitás: ez grafikonok alapján ellenőrizhető.



3. ábra: a két változó monotonitása

A grafikon alapján a monotonitás teljesül, így elvégezhető a Spearman korreláció (5. ábra).

Spearman korrelációt használva a jutalomfüggőség és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) között nem találtam szignifikáns összefüggést, $r_s = -0,002$ $p = 0,490$ (1-tailed). (6. ábra)

			RBI összpontszám
Spearman korreláció	Jutalomfüggőség	Korrelációs együttható (r_s)	-0,002
		Szignifikanca érték (1-tailed)	0,490
		Elemzés	116

4. ábra: a jutalomfüggőség és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám közti kapcsolat

Mivel a kor szórása nagy, a kor hatásának kontrollálására parciális korrelációt használtam, még hozzá nonparametrikus parciális korrelációt, mivel nem teljesül a normalitás feltétele. A korreláció így sem szignifikáns jutalomfüggőség és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között így $r_s = 0,012$ $p = 0,448$ (1-tailed).

Mivel a nők $W(81) = 0,971$ $p = 0,059$, és a férfiak $W(35) = 0,965$ $p = 0,314$ jutalomfüggősége nem tér el szignifikánsan a normáloszlástól, és teljesült a szóráshomogenitás és linearitás feltétele is, ezért összehasonlításukra Pearson korrelációt használtam. A jutalomfüggőség és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) között sem a nőknél $r_s = -0,018$ $p = 0,436$ (1-

tailed), sem a férfiaknál $r_s = -0,034$ $p = 0,423$ (1-tailed) nem találtam szignifikáns összefüggést (Ld. Mellékletek/5.). Így a nemek közötti különbséget ebben az esetben nem vizsgáltam.

H3: a magas RBI összpontszám negatívan korrelál a TCI önirányítottság dimenziójának magas pontszámával.

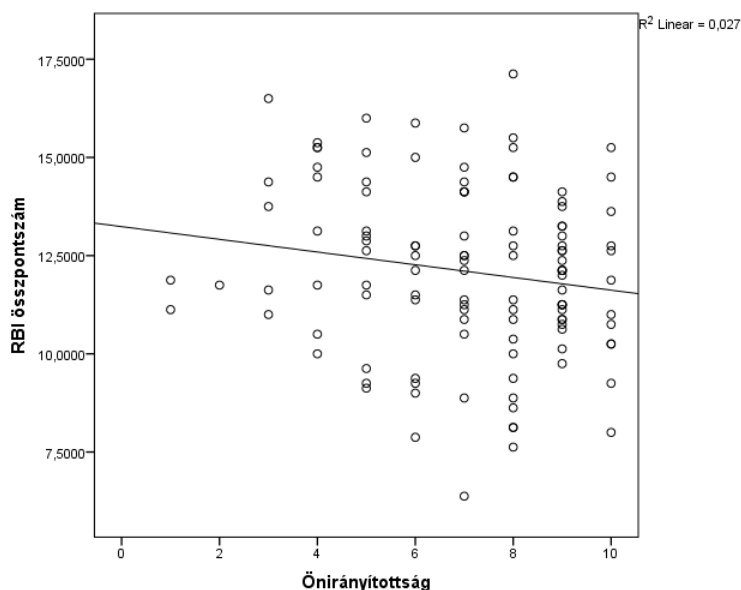
Ezt a Pearson korrelációval vizsgálhatjuk, amennyiben teljesülnek a feltételei.

1. Független személyek: ez teljesül, nem hatottak egymásra kitöltéskor a kitöltők.
2. Skála típusú változók: Mindkét vizsgálandó változóm skála típusú.
3. Normáloszlás

A normalitás feltételének teszteléséhez a Shapiro-Wilk normalitás tesztet használtam. A teszt alapján a TCI Önirányítottság alskálájának értéke szignifikánsan eltér a normál eloszlástól $W(116) = 0,932$ $p < 0,001$, az RBI összpontszám értékeit már az első próbánál vizsgáltam és leírtam. Azonban a TCI Önirányítottság alskálája miatt a normalitás feltétele nem teljesült, így a másik két feltétel (linearitás és szóráshomogenitás) ellenőrzésére nincs is szükség, hiszen a Pearson korreláció ez esetben nem használható.

Mivel nem teljesült a Pearson minden feltétele, Spearman korrelációval próbálkozhatunk, melynek 3 feltétele van:

1. Személyek függetlensége, ezt már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
2. Legalább ordinális változók, ezt is már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
3. Monotonitás: ez grafikonok alapján ellenőrizhető.



5. ábra: a változók monotonitása

A grafikon alapján a monotonitás teljesül, így elvégezhető a Spearman korreláció (8.ábra)

			RBI összpontszám
Spearman korreláció	Önirányítottság	Korrelációs együttható (r_s)	-0,168
		Szignifikanca érték (1-tailed)	0,036
		Elemzés	116

6. ábra: önirányítottság és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám kapcsolata

Spearman korrelációt használva szignifikáns negatív, elhanyagolhatóan gyenge összefüggést találtam az önirányítottság és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között $r_s = -0,168$ $p = 0,036$ (1-tailed). (9.ábra)

Mivel a kor szórása nagy, meg kellett vizsgálnom hatását. Az adatok nem normál eloszlásúak, ezért nonparametrikus parciális korrelációt használtam a kor hatásának kontrollálására. A korreláció szignifikáns, negatív és elhanyagolhatóan gyenge önirányítottság és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között, $r_s = -0,199$ $p = 0,016$ (1-tailed). Tehát a korreláció így is szignifikáns.

Kapcsolati státusz bontásban a párkapcsolatban élők közt terén volt csak összefüggés a két változó között. Spearman korrelációt használva a párkapcsolatban élőkénél szignifikáns negatív, gyenge összefüggést találtam az önirányítottság és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között $r_s = -0,267$ $p = 0,027$ (1-tailed) (Ld. Mellékletek/6.).

Mivel az önirányítottság pontszám sem a nőknél $W(81) = 0,931$ $p < 0,001$, sem a férfiaknál $W(35) = 0,932$ $p = 0,032$ nem követett normáloszlást, a nők és férfiak két különböző, független csoportba tartoznak, és teljesül, hogy a függő változó minimum ordinális, hiszen skála típusú, ezért különbségüket Mann-Whitney próbával teszteltem. Nemeket tekintve, a nők ($Mdn = 7,00$) önirányítottság pontszáma nem különbözött szignifikánsan a férfiak önirányítottság pontszámától ($Mdn = 7,00$), $U = 1293,50$, $Z = -0,754$, $p = 0,453$ (two-tailed), $r = 0,07$.

H4: a magas RBI összpontszám negatívan korrelál a TCI újdonságkeresés dimenziójának magas pontszámával mindkét nem esetében.

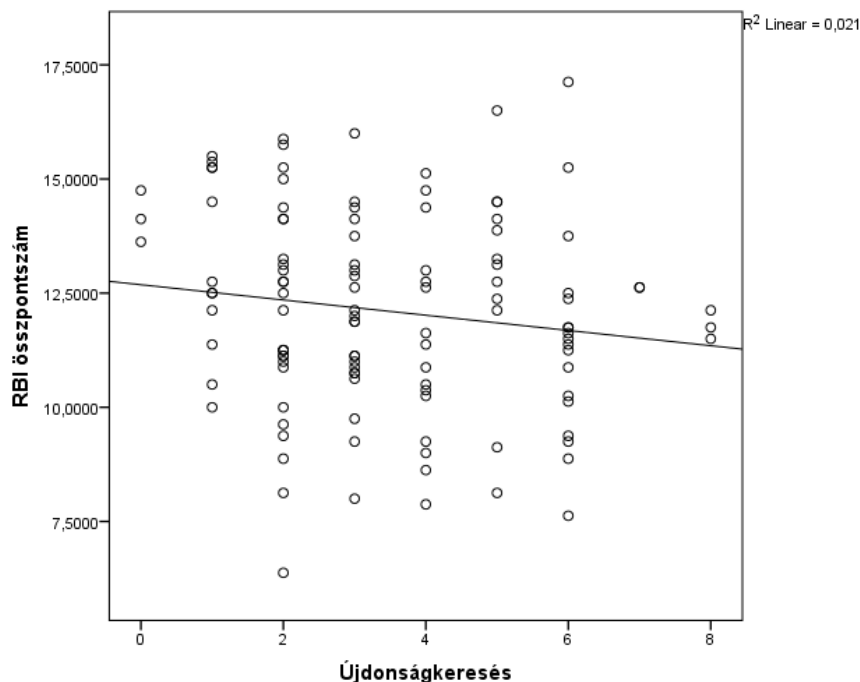
Ezt a Pearson korrelációval vizsgálhatjuk, amennyiben teljesülnek a feltételei.

1. Független személyek: ez teljesül, nem hatottak egymásra kitöltéskor a kitöltők.
2. Skála típusú változók: Mindkét vizsgálandó változóm skála típusú.
3. Normáloszlás

A normalitás feltételének teszteléséhez a Shapiro-Wilk normalitás tesztet használtam. A teszt alapján a TCI Újdonságkeresés alskálájának értéke szignifikánsan eltér a normál eloszlástól $W(116) = 0,944$ $p < 0,001$, az RBI összpontszám értékeit már az első próbánál vizsgáltam és leírtam. Azonban a TCI Önirányítottság alskálája miatt a normalitás feltétele nem teljesült, így a másik két feltétel (linearitás és szóráshomogenitás) ellenőrzésére nincs is szükség, hiszen a Pearson korreláció ez esetben nem használható.

Mivel nem teljesült a Pearson minden feltétele, Spearman korrelációval próbálkozhatunk, melynek 3 feltétele van:

1. Személyek függetlensége, ezt már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
2. Legalább ordinális változók, ezt is már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
3. Monotonitás: ez grafikonok alapján ellenőrizhető.



7. ábra: a két változó monotonitása

A grafikon alapján a monotonitás teljesül, így elvégezhető a Spearman korreláció. (11. ábra)

			RBI összpontszám
Spearman korreláció	Újdonságkeresés	Korrelációs együttható (r_s)	-0,166
		Szignifikanca érték (1-tailed)	0,036
		Elemzés	116

8. ábra: az újdonságkeresés és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám kapcsolata

Spearman korrelációt használva szignifikáns negatív, elhanyagolhatóan gyenge összefüggést találtam az újdonságkeresés és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között $r_s = -0,168$ $p = 0,036$ (1-tailed). (12. ábra)

Mivel a kor szórása nagy, meg kellett vizsgálnom hatását. Az adatok nem normál eloszlásúak, ezért nonparametrikus parciális korrelációt használtam a kor hatásának kontrollálására. A korreláció szignifikáns, negatív, elhanyagolhatóan gyenge újdonságkeresés és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között, $r_s = -0,161$ $p = 0,043$ (1-tailed).

A korrelációt elvégeztem nemi bontásban is (Ld. Melléklet/7.), mivel az újdonságkeresés pontszám sem a nőknél $W(81) = 0,940$ $p = 0,001$, sem a férfiaknál $W(35) = 0,935$ $p = 0,038$ nem követett normáloszlást, ezért Spearman korrelációt használtam. A férfiaknál szignifikáns negatív, gyenge összefüggést találtam a TCI újdonságkeresés és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszáma között $r_s = -0,311$ $p = 0,035$ (1-tailed). Nőknél a TCI újdonságkeresés és az RBI összpontszáma között nem találtam szignifikáns összefüggést, $r_s = -0,102$ $p = 0,183$ (1-tailed).

Mivel a nők és férfiak két különböző, független csoportba tartoznak, és teljesül, hogy a függő változó minimum ordinális, de az újdonságkeresés pontszám sem a nőknél $W(81) = 0,940$ $p = 0,001$, sem a férfiaknál $W(35) = 0,935$ $p = 0,038$ nem követett normáloszlást, ezért Mann-Whitney tesztet használtam a két nem közti különbség vizsgálatára. A nők ($Mdn = 3,00$) újdonságkeresés pontszáma nem különbözött szignifikánsan a férfiak újdonságkeresés pontszámától ($Mdn = 3,00$), $U = 1387,50$, $Z = -0,183$, $p = 0,857$ (two-tailed), $r = 0,02$.

A korreláció nemi bontás esetén csak férfiaknál való szignifikáns megjelenése miatt vizsgáltam még, hogy vannak-e nemi különbségek a RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám terén. Ennek tesztelésére független mintás t-próbát alkalmaztam, mivel két különböző csoportot vizsgáltam. Függetlenek voltak a kitöltők, a csoportok, a függő változó,

vagyis az újdonságkeresés skála típusú. Az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszáma mind a nők ($W(81)=0,989$, $p=0,692$), mind a férfiak ($W(35)=0,960$, $p=0,225$) esetén normál eloszlást mutatott tehát ez a feltétel is teljesült, de a két csoport szórásai szignifikánsan különböztek ($p=0,034$). Így az erre korrigált eredmények szerint, a nők ($M = 12,14$, $SD = 2,02$), és a férfiak ($M = 12,02$, $SD = 2,48$) RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszáma nem különbözött szignifikánsan ($t(54,33)= 0,254$, $p = 0,800$ [two-tailed]). A csoportok közötti átlagos különbség 0,12 pont volt, és a konfidencia intervallumok alapján (95% CI: -0,83 –1,08), az eltérésnek az iránya és mértéke is igencsak bizonytalan.

Az újdonságkeresés és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám közti korreláció még kapcsolati státusz bontásban is érdekes volt, a házasság résztvevők esetében. Mivel mind az RBI összpontszám $W(30) = 0,974$ $p= 0,641$, mind az Újdonságkeresés $W(30) = 0,938$ $p= 0,081$ normáloszlást követett, ezért itt Pearson korrelációt használtam, és szignifikáns negatív, közepes erősségű összefüggést találtam a TCI újdonságkeresés és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszáma között $r= - 0,373$ $p= 0,021$ (1-tailed) (Ld. Mellékletek/7.).

H5: a magas RBI összpontszám negatívan korrelál a TCI transzcendenciára való hajlam dimenziójának magas pontszámával mindkét nem esetében.

Ezt a Pearson korrelációval vizsgálhatjuk, amennyiben teljesülnek a feltételei.

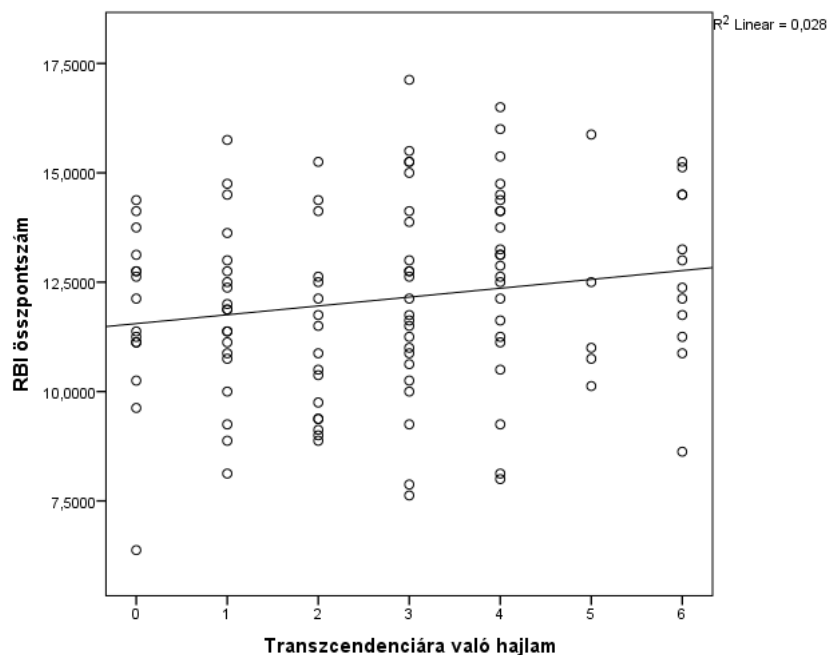
1. Független személyek: ez teljesül, nem hatottak egymásra kitöltéskor a kitöltők.
2. Skála típusú változók: Mindkét vizsgálandó változóm skála típusú.
3. Normáloszlás

A normalitás feltételének teszteléséhez a Shapiro-Wilk normalitás tesztet használtam. A teszt alapján a TCI Transzcendenciára való hajlam alsóskálájának értéke szignifikánsan eltér a normál eloszlástól $W(116) = 0,932$ $p < 0,001$, az RBI összpontszám értékeit már az első próbánál vizsgáltam és leírtam. A normalitás feltétele nem teljesült, így a másik két feltétel (linearitás és szóráshomogenitás) ellenőrzésére nincs is szükség, hiszen a Pearson korreláció ez esetben nem használható.

Mivel nem teljesült a Pearson minden feltétele, Spearman korrelációval próbálkozhatunk, melynek 3 feltétele van:

1. Személyek függetlensége, ezt már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.

2. Legalább ordinális változók, ezt is már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
3. Monotonitás: ez grafikonok alapján ellenőrizhető.



9. ábra: A két változó monotonitása

A grafikon alapján a monotonitás teljesül, így elvégezhető a Spearman korreláció. (14.ábra)

			RBI összpontszám
Spearman korreláció	Transzcendenciára való hajlam	Korrelációs együttható (r_s)	0,169
		Szignifikanca érték (1-tailed)	0,035
		Elemzés	116

10. ábra: a transzcendenciára való hajlam és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám kapcsolata

Spearman korrelációt használva szignifikáns pozitív, elhanyagolhatóan gyenge összefüggést találtam a transzcendenciára való hajlam és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között $r_s = -0,169$ $p = 0,035$ (1-tailed). (15.ábra)

Mivel a kor szórása nagy, hatásának kontrollálására parciális korrelációt használtam, a nem normál eloszlás miatt nonparametrikus parciális korrelációt. A korreláció szignifikáns, elhanyagolhatóan gyenge és pozitív a transzcendenciára való hajlam és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között, $r_s = 0,170$ $p = 0,035$ (1-tailed). Tehát ebben az

esetben a kor nem volt különösebb befolyással a korreláció szignifikanciájára, valamint annak erősségére.

Ezt az összefüggést is megvizsgáltam nemekre lebontva. Mivel a transzcendenciára való hajlam pontszám sem a nőknél $W(81) = 0,933$ $p < 0,001$, sem a férfiaknál $W(35) = 0,927$ $p = 0,023$ nem követett normáeloszlást, Spearman korrelációt használtam. Nőknél szignifikáns, pozitív gyenge összefüggést találtam a TCI transzcendenciára való hajlam és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszáma között $r_s = 0,207$ $p = 0,032$ (1-tailed). Férfiaknál a TCI transzcendenciára való hajlam és az RBI összpontszáma között nem találtam szignifikáns összefüggést, $r_s = 0,369$ $p = 0,059$ (1-tailed).

Mivel ez csak a nőknél jelent meg, megvizsgáltam a transzcendenciára való hajlam pontszám nemi különbségét, a normáeloszlás hiányában Mann-Whitney próbával. Ennek feltételei teljesültek, a nők és férfiak két különböző, független csoportba tartoznak, és teljesül, hogy a függő változó minimum ordinális, hiszen skála típusú. Azonban, a nők ($Mdn = 3,00$) transzcendenciára való hajlam pontszáma nem különbözött szignifikánsan a férfiak transzcendenciára való hajlam pontszámától ($Mdn = 3,00$), $U = 1334,00$, $Z = -0,509$, $p = 0,613$ (two-tailed), $r = 0,05$.

A kapcsolati státuszok szerinti bontásban, az egyedülállóknál találtam csak szignifikáns összefüggést a fenti változók közt. Mivel sem az RBI összpontszám $W(27) = 0,922$ $p = 0,045$, sem a transzcendenciára való hajlam $W(27) = 0,900$ $p = 0,014$ nem követett náluk normáeloszlást, de a monotonitás teljesült, Spearman korrelációt használtam. Eszerint egyedülállóknál szignifikáns, pozitív gyenge összefüggést találtam a TCI transzcendenciára való hajlam és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszáma között $r_s = 0,380$ $p = 0,025$ (1-tailed). (Ld. Mellékletek/9.)

H6: A magas RBI összpontszám negatívan korrelál a TCI kitartás (perzisztencia) dimenziójának magas pontszámával mindkét nem esetében.

Ezt a Pearson korrelációval vizsgálhatjuk, amennyiben teljesülnek a feltételei.

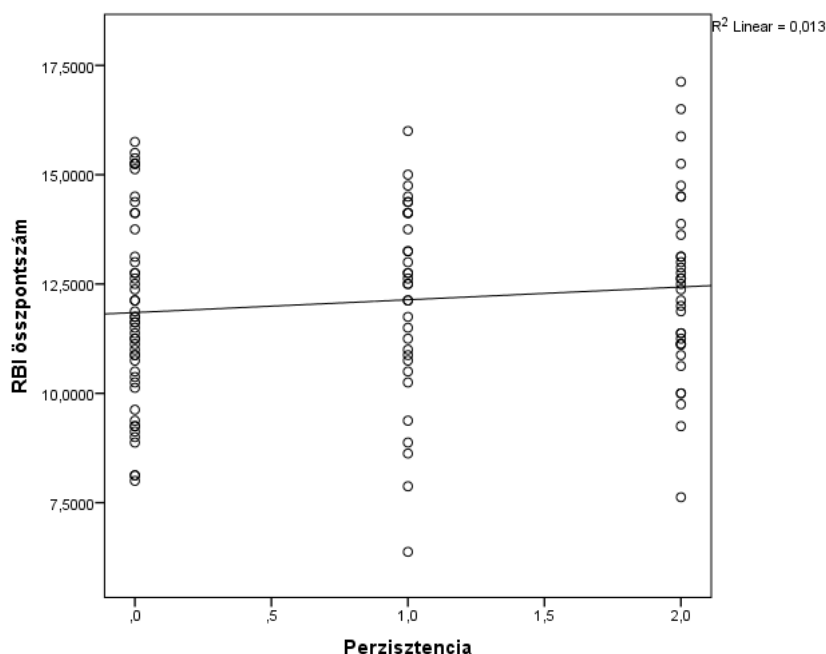
1. Független személyek: ez teljesül, nem hatottak egymásra kitöltéskor a kitöltők.
2. Skála típusú változók: Mindkét vizsgálandó változóm skála típusú.
3. Normáeloszlás

A normalitás feltételének teszteléséhez a Shapiro-Wilk normalitás tesztet használtam. A teszt alapján a TCI kitartás (perzisztencia) alskálájának értéke szignifikánsan eltér a normál

eloszlástól $W(116) = 0,774$ $p < 0,001$, míg az RBI összpontszám $W(116) = 0,993$ $p = 0,795$ nem különbözik szignifikánsan a normál eloszlástól. Azonban a TCI kitartás (perzisztencia) alskálája miatt a normalitás feltétele nem teljesült, így a másik két feltétel (linearitás és szóráshomogenitás) ellenőrzésére nincs is szükség, hiszen a Pearson korreláció ez esetben nem használható.

Mivel nem teljesült a Pearson minden feltétele, Spearman korrelációval próbálkozhatunk, melynek 3 feltétele van:

1. Személyek függetlensége, ezt már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
2. Legalább ordinális változók, ezt is már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
3. Monotonitás: ez grafikonok alapján ellenőrizhető.



11. ábra: a változók monotonitása

A grafikon alapján a monotonitás teljesül, így elvégezhető a Spearman korreláció. (17.ábra)

			RBI összpontszám
Spearman korreláció	Kitartás (perzisztencia)	Korrelációs együttható (r_s)	0,114
		Szignifikanca érték (1-tailed)	0,111
		Elemzés	116

12. ábra: kitartás (perzisztencia) és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám kapcsolata

Spearman korrelációt használva a kitartás (perzisztencia) és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszáma között nem találtam szignifikáns összefüggést, $r_s = 0,114$ $p = 0,111$ (1-tailed). (18.ábra)

Mivel a kor szórása nagy ellenőrizni kell hatását, és mivel az adatok nem követnek normál eloszlást, hatásának kontrollálására nonparametrikus parciális korrelációt használtam. A korreláció így sem szignifikáns kitartás és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám között, $r_s = 0,125$ $p = 0,091$ (1-tailed).

Mivel a korábbi tanulmányok (Vajda, 2016) a nőknél találtak összefüggést a DAS és a TCI kitartás dimenziója közt, ezért megvizsgáltam nemekre bontva is a korrelációkat. A kitartás pontszám sem a nőknél $W(81) = 0,773$ $p < 0,001$, sem a férfiaknál $W(35) = 0,764$ $p < 0,001$ nem követett normáeloszlást, így mindkét nemnél Spearman korrelációt használtam. Azonban ezek a korrelációk nem lettek szignifikánsak, sem nőknél $r_s = 0,146$ $p = 0,097$, sem férfiaknál $r_s = 0,037$ $p = 0,415$ (Ld. Mellékletek/10), így a kitartás pontszám nemi különbségét nem vizsgáltam.

H7: A magas RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám pozitívan korrelál a TCI ártalomkerülés dimenziójával.

Ezt a Pearson korrelációval vizsgálhatjuk, amennyiben teljesülnek a feltételei.

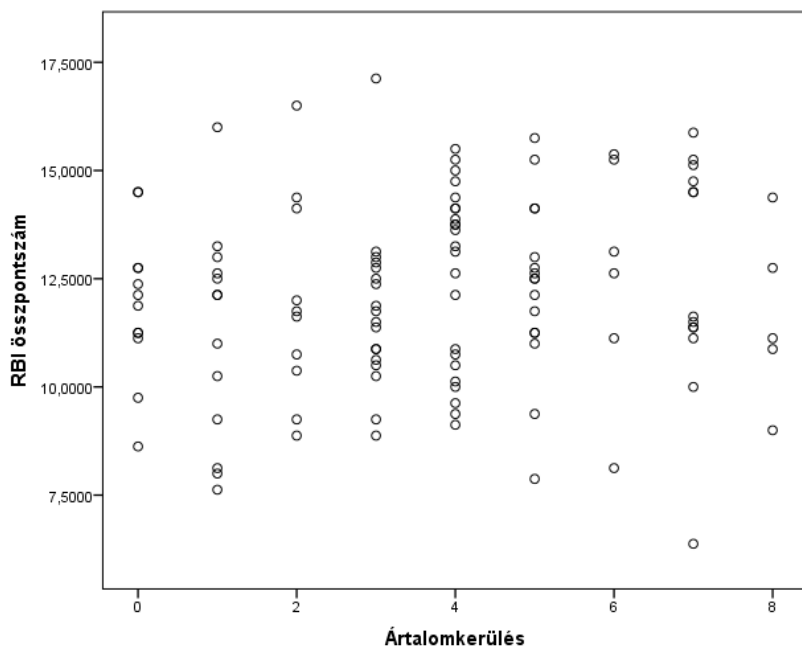
1. Független személyek: ez teljesül, nem hatottak egymásra kitöltéskor a kitöltők.
2. Skála típusú változók: Mindkét vizsgálandó változóm skála típusú.
3. Normáeloszlás

A normalitás feltételének teszteléséhez a Shapiro-Wilk normalitás tesztet használtam. A teszt alapján a TCI ártalomkerülés alskálájának értéke szignifikánsan eltér a normál eloszlástól $W(116) = 0,950$ $p < 0,001$, míg az RBI összpontszám $W(116) = 0,993$ $p = 0,795$ nem különbözik szignifikánsan a normál eloszlástól. Azonban a TCI kitartás (perzisztencia) alskálája miatt a normalitás feltétele nem teljesült, így a másik két feltétel (linearitás és szóráshomogenitás) ellenőrzésére nincs is szükség, hiszen a Pearson korreláció ez esetben nem használható.

Mivel nem teljesült a Pearson minden feltétele, Spearman korrelációval próbálkozhatunk, melynek 3 feltétele van:

1. Személyek függetlensége, ezt már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.

2. Legalább ordinális változók, ezt is már ellenőriztem az előző feltételeknél, és teljesül.
3. Monotonitás: ez grafikonok alapján ellenőrizhető.



13. ábra: a változók nem fordított u-görbét követnek

Nem teljesül a monotonitás feltétele, ezért nem használható a Spearman korreláció, nem lineáris modellt kell alkalmazni, így kvadratikus modellt alkalmaztam. (20. ábra)

R	R négyzet	Illesztett R négyzet	Standard hiba
0,141	0,020	0,003	2,158

	Négyzetek összege	df	Négyzetek átlaga	F	Szignifikancia érték
Regresszió	10,722	2	5,361	1,151	0,320
Residual	526,172	113	4,656		
Összes	536,894	115			

14. ábra: A kvadratikus modell eredményei RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám és a TCI ártalomkerülés dimenziója kapcsolatára

A kvadratikus modellt használva a magas RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszám és a TCI ártalomkerülés dimenziója közt nincs szignifikáns összefüggés $F(2; 113) = 1,151$ $p = 0,320$. (21. ábra)

A hipotézist megvizsgáltam nemekre lebontva is (Ld. Mellékletek/11.). Az ártalomkerülés sem a nőknél $W(81) = 0,944$ $p = 0,002$, sem a férfiaknál $W(35) = 0,934$ $p = 0,037$ nem követett normál eloszlást. A férfiaknál a monotonitás teljesülése miatt Spearman korrelációt használva szignifikáns, pozitív gyenge összefüggést találtam a TCI ártalomkerülés és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszáma között $r_s = 0,350$ $p = 0,020$ (1-tailed). Míg a nőknél a monotonitás hiányában kvadratikus modellt használva nem volt szignifikáns összefüggés a TCI ártalomkerülés és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszáma között $F(2; 78) = 0,077$ $p = .926$.

Ezért megvizsgáltam az ártalomkerülés pontszámot, hogy van-e szignifikáns különbség a nemek közt, mivel nem teljesült a normál eloszlás Mann-Whitney próbával. További feltételei teljesültek, a nők és férfiak két különböző, független csoportba tartoznak, és teljesül, hogy a függő változó minimum ordinális, hiszen skála típusú. A nők ($Mdn = 4,00$) ártalomkerülés pontszáma szignifikánsan különbözött a férfiak ártalomkerülés pontszámától ($Mdn = 3,00$), $U = 997,50$, $Z = -2,550$, $p = 0,005$ (one-tailed), $r = 0,23$. Itt azért one-tailed tesztet végeztem, mert a szakirodalom alapján feltehető volt a nők magasabb ártalomkerülés pontszáma (Miettunen, Veijola, Lauronen, Kantojärvi, & Joukamaa, 2007), ami ebben az esetben is így volt.

Párkapcsolati státusz tekintetében a házas kitöltőknél volt csak szignifikáns összefüggés. Mivel a házasoknál az ártalomkerülés $W(30) = 0,940$ $p = 0,090$ és az RBI összpontszám $W(30) = 0,974$ $p = 0,641$ is normáloszlást követett, és teljesült az ábra alapján a linearitás és a szóráshomogenitás is, ezért Pearson korrelációt használtam. Eszerint szignifikáns, közepes erősségű pozitív korrelációt a TCI ártalomkerülés és az RBI (Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőív) összpontszáma között $r = 0,450$ $p = 0,006$ (1-tailed), (Ld. Mellékletek/12.).

Megvitatás

Vizsgálatom célja, az egyes Cloninger-féle temperamentum és karakterjellemzők és az irracionális párkapcsolati hiedelmek esetleges összefüggéseinek feltárása volt. Hogy megtudjam van-e temperamentumbeli, vagy később kialakuló karakterjellemzőbeli alapja annak, hogy kinek milyen diszfunkcionális hiedelmei alakulnak ki a párkapcsolatokra vonatkozóan.

Kutatásomban a Cloninger-féle temperamentum és karakterjellemzők közül a teljes mintán, az az együttműködési készség, és az önirányítottság karakterdimenziók hipotézisemnek

megfelelően negatívan, az újdonságkeresés temperamentumdimenzió hipotézisémmel ellentétesen negatívan, a transzcendenciára való hajlam karakterdimenzió, pedig hipotézisémmel ellentétben pozitívan járt együtt az irracionális párkapcsolati hiedelmekkel, de elhanyagolhatóan gyenge volt az együttjárás erőssége ezekben az esetekben. Az önirányítottság és az együttműködési készség párkapcsolati hiedelmekkel való összefüggése visszavezethető arra, hogy több szakirodalom talált összefüggést ezen dimenziók és a DAS pontszám között (Vajda, 2016), amely DAS összefüggést mutatott a Párkapcsolati Hiedelmek Kérdőívvel (Epstein és mtsai, 1987; Möller és Zyl, 1991; Çakmak Tolan és Kılıç, 2021). Azonban ezen összefüggés alapján a jutalomfüggőség is összefügghetett volna az irracionális párkapcsolati hiedelmekkel, valamint nőknél a kitartás (perzisztencia) és az ártalomkerülés is, de kutatásom eredményei utóbbiakat nem erősítették meg. Az ártalomkerülés kutatásomban éppen a férfiaknál mutatott enyhe összefüggést a párkapcsolati hiedelmekkel, míg a kitartás hipotézisémmel ellentétben egyik nem esetében sem függött össze vele szignifikánsan. Az újdonságkeresés DAS-sal való összefüggését is megerősítette egy kutatás, csakhogy negatívan (Öztürk és mtsai, 2020), amiből a párkapcsolati hiedelmekkel való pozitív együtt járás következett volna, ezzel ellentétben kutatásomban ez az együtt járás negatív volt. Fontos megjegyezni, hogy ugyan amikor mindkét nem eredményeit vizsgáltam együtt, akkor csupán elhanyagoltan gyenge összefüggések mutatkoztak meg. Azonban mikor nemi bontásban vizsgáltam az összefüggéseket, akkor csak a férfiak újdonságkeresés temperamentum dimenziója mutatott gyenge, negatív összefüggést a párkapcsolati hiedelmekkel. Ezekkel a diszfunkcionális hiedelmekkel pozitívan, enyhén összefüggött a nők transzcendenciára való hajlam karakter-, és a férfiak ártalomkerülés temperamentumdimenziója.

Éppen ezért megvizsgáltam, hogy különböznek-e a férfiak és a nők pontszámai ezeknél a temperamentum, illetve karakterdimenzióknál, valamint az RBI összpontszám terén. Az RBI összpontszám, a TCI újdonságkeresés és a transzcendenciára való hajlam dimenzió esetén nem volt szignifikáns különbség férfiak és nők között. A TCI ártalomkerülés dimenziója esetében találtam szignifikáns különbséget. Ez utóbbi egybevág azzal, hogy egy meta-analízis nyomán a nők általában magasabb pontszámot érnek el ártalomkerülés terén, mint a férfiak, azt viszont, hogy az újdonságkeresés kevésbé lenne jellemző a nőkre nem volt igaz az analízisben vizsgált kutatásoknak több mint felében (Miettunen és mtsai, 2007). Ahogy én sem találtam különbséget újdonságkeresésben. Tény, hogy az egész mintán is megjelent az újdonságkeresés és a párkapcsolati hiedelmek közti összefüggés, az ártalomkerüléssel szemben, de nemi bontásban már a nőknél nem volt szignifikáns, csak a férfiaknál. Így ott

esetleg azt lehet feltételezni, hogy mivel az ártalomkerülés a nőkre jellemzőbb, ezért ugyan az újdonságkeresés pontszám nem tért el szignifikánsan a férfiakétól, de mégis ha egyszerre ártalomkerülőbbek is, akkor lehetséges, hogy hiába van jelen egy adott mértékű újdonságkeresés, mégsem jelenik meg az összefüggés a párkapcsolati hiedelmekkel, a szintén jelenlévő ártalomkerülés magasabb mértéke miatt. Tehát, hogy nem fog csökkenni náluk az irracionális párkapcsolati hiedelmek mértéke a magasabb ártalomkerülés miatt a növekvő újdonságkeresés hatására, mint ahogy a férfiaknál.

Mivel az újdonságkerülés magasabb mértékével jellemezhető személyek felfedezéssel, az új ingerek keresésével, az azokra való nyitottsággal jellemezhetőek (Cloninger, 1993), ezért itt emiatt sem meglepő, hogy minél inkább újdonságkereső valaki, annál kevésbé lesznek jelen nála diszfunkcionális párkapcsolati hiedelmek. Hiszen abba beletartoznak például a változtatási képtelenségre vonatkozó hiedelmek is (Szabó-Bartha és Szondy, 2014), és feltehető, hogy aki az új ingerekre nyitott, az jobban fogja feltételezni az esetleges változást is mind partnere, mind a kapcsolat részéről. Az ilyen személy szívesen derít fel új dolgokat, aktívan elkerüli a lehetséges büntetést és megközelíti a jutalmat, az illető impulzív, mely jellemzők a viselkedési aktivációhoz köthetőek (Rózsa és mtsai, 2005). Így feltehetően a párkapcsolatában is a lehetséges jutalmakat, újdonságokat fogja látni, és tenni fog aktívan azért, hogy inkább az őt jutalmazó, mint az őt büntető szituációk jelenjenek meg benne, valószínűleg ezért lesz kevesebb a párkapcsolatot tévesen negatívan szemlélő hiedelme.

Az ártalomkerülés esetén a magasabb RBI pontszámok, pedig azzal magyarázhatóak, hogy az elkerülő viselkedés, a jövő iránti pesszimizmus, a negatív jelekre való nagyobb érzékenység, illetve a negatív történések bekövetkezésének elővételezése (Cloninger, 1993) esetén érhető, ha együtt jár a párkapcsolat terén is a negatívabb, pesszimistább feltételezésekkel. Azok, akik inkább ártalomkerülők óvatosabbak, aggodalmaskodóbbak, félénkebbek, és inkább feszültek (Rózsa és mtsai, 2005), így érthető, ha ez az aggodalmaskodás tudattalanul irracionális negatív elképzelésekhez vezet a párkapcsolataikban is. Ahogy fentebb írtam az ártalomkerülés pontszám szignifikánsan eltért a két nemnél, tehát itt ez okozhatta a csak férfiaknál megjelenő kapcsolatot ártalomkerülés és párkapcsolati hiedelmek közt. Fontos, hogy a nőknél bizonyultak ártalomkerülőbbnek a szakirodalommal összhangban (Miettunen és mtsai, 2007), de éppen náluk nem jelent meg a párkapcsolati hiedelmekkel való összefüggése ennek a temperamentumdimenzióknak. Vagyis elképzelhető, hogy ugyan a férfiakra alapvetően kevésbé jellemző az ártalomkerülés, de amennyiben rájuk mégis jellemző, akkor ez egyúttal hibás hiedelmekhez is vezethet a párkapcsolataikban.

Az önirányított ember elfogadja önmagát, élete céllal és jelentéssel rendelkezik, aminek eléréséért képes a kontrollra (Szabó és mtsai, 2015), aki ilyen az kevésbé fog irracionális hiedelmeket kialakítani párkapcsolatára, illetve általánosságban a párkapcsolatokra nézve eredményeim alapján. Ez érthető is, hiszen a párkapcsolatában is valószínűleg tenni fog a kapcsolati céljaiért, illetve mivel elfogadja magát, ezért például valószínűleg kevésbé fenyegetik a szexuális tökéletességre irányuló irracionális elképzelések, illetve mivel tudja hogy képes az önkontrollra céljai eléréséért, valószínűleg bízni fog ezen képességekben az esetleges párkapcsolati nézeteltérések vagy problémák felmerülésekor is, és abban, hogy ezt meg tudja majd oldani.

Az együttműködési készség magas értékével rendelkező személy segítőkész, toleráns embertársaival, empatikus, és az egész világot inkább támogatónak, mint ellenségesnek látja (Rózsa és mtsai, 2005). Így az, hogy ez együtt járt szintén az irracionális párkapcsolati hiedelmek alacsonyabb mértékével, úgy értelmezhető, hogy valószínűleg a párját sem fogja ellenségesnek, vagy nem együttműködőnek látni az ilyen személy, és így jobban bízhat a helyzetek közös megoldásában. És mivel toleráns, az esetleges véleménykülönbségeket, vagy egyéb eltéréseket is jobban fogja tolerálni, valamint mivel empatikusabb talán kevésbé lesznek irracionális elvárásai a kapcsolatban (mint például a gondolatolvasási elvárás).

A transzcendenciára való hajlam esete bonyolultabb, hiszen ez egyfajta egyesülés az egész világgal, a természettel vagy egy felsőbb isteni hatalommal, ahol nincs elkülönítve a szelf és a másik (Rózsa és mtsai, 2005). Kutatásomban közvetett korábbi szakirodalmi eredményekre alapoztam hipotéziseimet, vagyis kifejezetten a TCI és az RBI összefüggéseiről nem voltak korábban feltárt eredmények, amit fontos figyelembe venni az értelmezésnél. Ezzel együtt a mindkét mért konstrukttal összefüggő DAS esetében nem merült fel a korábbi szakirodalmi kutatásokban a transzcendenciára való hajlammal való összefüggés, azzal szemben, hogy nálam mégis volt összefüggés az RBI és a transzcendenciára való hajlam közt. A diszfunkcionálisabb hiedelmek elégedetlenséghez vezetnek a párkapcsolatokban, emellett a transzcendenciára való hajlam volt kutatás, ahol összefüggött az étellel való elégedettséggel (Park és mtsai, 2015), de tény, hogy egy másik kutatásban a magas és az alacsony transzcendenciára való hajlam közt nem volt szignifikáns különbség az étellel való elégedettség terén (Spittlehouse, Vierck, Pearson, & Joyce, 2014). A transzcendenciára való hajlam leírásából, illetve abból, hogy volt ahol összefüggött az elégedettséggel feltételezhetnénk egy negatív összefüggést a diszfunkcionális hiedelmek és a transzcendenciára való hajlam között. Hipotézisemmel ellentétben, azonban ez a

karakterdimenzió pozitívan függött össze a több irracionális párkapcsolati hiedelem meglétével. Ennek az lehet a magyarázata, hogy aki kevésbé elkülönültnek éli meg a szelf-et minden mástól, az talán jobban el fogja várni a másiktól is ennek mentén, hogy például olvassa a gondolatait, kitalálja, hogy mit szeretne ő, amik az irracionális hiedelmek közé tartoznak. Illetve lehetséges, hogy amikor a másik véleménye eltér azt is egy olyan elkülönülésnek érzékelik, ami ellentmond ennek az alapvető élményüknek, hogy egybeolvadnak a világgal, és ezért érzékelhetik ezt negatívnak., ami azonban pozitív volt.

A nemeken kívül, a különböző kapcsolati státuszok mentén is megvizsgáltam hipotéziseimet, és párkapcsolatban élőknel mind az együttműködési készség, mind az önirányítottság szignifikánsan, negatívan, és gyengén összefüggött az irracionális párkapcsolati hiedelmekkel. A házasságban élő résztvevőknél, pedig egyrészt szignifikánsan, közepes erősséggel pozitívan függött össze az ártalomkerülés temperamentumdimenzió, másrészt szintén közepes erősséggel, de negatívan az újdonságkeresés temperamentumdimenzió a párkapcsolati hiedelmekkel. Ez azért is fontos, mert közepes erősségű összefüggés, csak náluk mutatkozott meg. Az egyedülállóknel, pedig a transzcendenciára való hajlam függött össze gyengén pozitívan az RBI összpontszámával. Ezek azért érdekesek, mert tulajdonképpen mindegyik párkapcsolati csoportnál másik temperamentum- vagy karakterdimenzió mutatott összefüggést az irracionális párkapcsolati hiedelmekkel. Lehetséges, hogy az egyedülállóknel azért éppen a transzcendenciára való hajlam magasabb jelenléte járt együtt több ilyen hiedelemmel, mert ők mivel éppen nem voltak kapcsolatban. És úgy érezhették, hogy a nagy eltérések például a párkapcsolatban élők véleményében túlzottan ellene mennének az ő világgal inkább egybeolvadó megélésükkel. Ez azonban csak egy nagyon esetleges feltevés. Az, hogy a házasságban élőknel pont két temperamentumdimenzió függött össze a párkapcsolati hiedelmekkel, ráadásul közepesen azt jelentheti, hogy egy olyan kapcsolatban, ami már esetlegesen több elköteleződéssel jár, már a veleszületett, alapvető meghatározottságú temperamentumdimenziók (Cloninger, 1993) vannak befolyással jobban a hiedelmekre. Természetesen a nagyobb elköteleződés nem feltétlenül igaz minden házasság esetében, de elképzelhető, hogy gyakrabban jellemezte ennek a csoportnak a tagjait, mint a többi kapcsolati státuszba tartozóakat. Fontos megemlíteni, hogy mivel az egész minta 116 főből állt, ezért külön párkapcsolati csoportra bontva viszonylag kis mintákon tudtam megvizsgálni ezeket az összefüggéseket, így ebből messzemenőbb következtetések levonásához mindenképp érdemes a jövőben az egyes csoportokat nagyobb mintán is vizsgálni az adott temperamentum-, illetve karakterdimenziók, és az RBI összefüggéseinek

szempontjából, akár összehasonlítva őket, hogy vannak-e köztük szignifikáns különbségek. Ugyanakkor feltehető, hogy akár az ilyen kapcsolati státusz szerinti különbségek okozták azt, hogy a minta teljes egészén csak elhanyagolhatóan gyenge összefüggéseket találtam.

Az is lényeges, hogy a teljes mintán több karakterdimenzió is mutatott szignifikáns összefüggést a párkapcsolati hiedelmekkel, viszont a temperamentumdimenziók közül ez csak az újdonságkeresés esetében jelent meg. A karakterdimenziók a temperamentummal ellentétben csak felnőttkorra alakulnak ki, és nem velünk születettek (Cloninger és mtsai, 1993), és eredményeim alapján ezek mind hatottak arra, hogy milyen diszfunkcionális hiedelmei alakultak ki egy személynek a párkapcsolatairól. De az automatikus válaszreakciókra is ható és öröklött újdonságkeresés temperamentumdimenzió (Cloninger és mtsai, 1993) is befolyásolhatja a párkapcsolati hiedelmeket a teljes mintán kapott eredmények alapján. Ráadásul az ártalomkerülés temperamentumdimenzió, pedig a férfiaknál mutatott összefüggést az RBI-vel. Ez azért fontos, mert ez alapján már a születéskor is lehetnek olyan meghatározottságai az embernek, amik később felnőve növelhetik, vagy éppen csökkenthetik annak a lehetőségét, hogy irracionális hiedelmei alakuljanak ki egy párkapcsolatban.

Korlátok

Kutatásom kapcsán fontos kiemelni, hogy kényelmi mintavétellel dolgoztam, és a minta 116 főből állt, tehát ez nem egy olyan nagy elemszám, amit mindenképp figyelembe kell venni az eredmények kapcsán. Ahogy azt is, hogy a mintán belül a férfiak és a nők száma nem volt azonos, és például ez befolyásolhatta akár azt, amikor csak a férfiaknál vagy csak a nőknél mutatkozott meg egy-egy kapcsolat a vizsgált dimenziók némelyikénél. Mivel nem volt korosztályi kikötés, ezért nagy volt a kor szórása a mintán, azonban a kor hatásának kontrollálása érdekében parciális korrelációkat végeztem, amelyek alapján a kor hatásának szűrésével csak minimális különbség volt az egyes összefüggések erősségében, és egyik esetben sem változott az, hogy jelen volt-e az összefüggés vagy sem, így ezek alapján a kor nagy szórása elhanyagolható hatással volt a vizsgált változók közti összefüggésekre. Egy esetben, az ártalomkerülésnél nem tudtam vizsgálni kor hatását, mert itt az adatok eloszlása nem volt se lineáris, se monoton, így nem volt használható a parciális korreláció nonparametrikus változata sem.

Ugyanakkor érdemes lehetne a későbbiekben akár külön korosztályokon, akár a különböző kapcsolati státuszúakon részletesebben megvizsgálni az általam vizsgált összefüggéseket. Akár külön további kutatások során. Illetve mivel volt olyan összefüggés, amely az egyik

nemnél erősebb volt valamivel, vagy csak az egyik nemnél jelentkezett, ezért ezeket is meg lehet külön vizsgálni. Hiszen például a férfiak kisebb számban szerepeltek a mintában, így ami csak náluk jelent meg összefüggés, az emiatt talán kevésbé megbízható és több férfival is szükséges lehet megismételni ellenőrzésképp a későbbiekben az adatfelvételt.

Korlát lehet még az is, hogy a Cronbach alfa értékek nem minden alskála esetében voltak erősek, így ez is torzíthatja az adatokat.

Összefoglalás/kitekintés

Kutatásom nyomán tehát a temperamentumjellemzők közül az újdonságkeresés az egész mintán, az ártalomkerülés, pedig a férfiaknál függött össze az irracionális párkapcsolati hiedelmekkel. Tehát ezek az öröklött jellemzők, melyektől függően különböző automatikus, tudattalan válaszreakciókat váltanak ki az esetleges veszély, büntetés vagy újdonság jelenlétekor, és az újdonságkeresés temperamentumdimenzió esetében ösztönzően, míg az ártalomkerülésnél gátlóan hathatnak a viselkedésre (Cloninger és mtsai, 1993), befolyással vannak arra, hogy felnőttkorban valaki hogyan szemléli a párkapcsolatokat, illetve saját párkapcsolatait, és milyen mértékben jelennek meg nála erre vonatkozóan diszfunkcionális elvárások, attitűdök, ítéletek. Ami hangsúlyos ebben, hogy tehát már a személyiség tudattalan részei is meghatározhatják az irracionális hiedelmeket. Ezeket a párkapcsolati hiedelmeket természetesen befolyásolja sok tényező, mint például akár a gyerekkorban felnőttektől, szülőktől hallott vélemények, illetve az ő mintáik, de később a saját tapasztalatok is (Szabó-Bartha & Szondy, 2015). Fontos, hogy a kutatásom eredményei alapján nem csak ezek a környezetből megélt élmények, hanem maga a temperamentum szerepe is megjelenik ebben. Illetve a karakterjellemzők közül az együttműködési készség, az önirányítottság és a transzcendenciára való hajlam szintén. A később kialakuló karakterjellemzők már a tapasztalatokkal és a szelf-koncepciókkal is összefüggenek, és ezek a karakterjellemzők azok, amik viszont befolyásolni tudják már tudatosan a tudattalan és automatikus temperamentum dimenziók által meghatározott válaszokat (Cloninger és mtsai, 1993). Az, hogy a karakterdimenziók közt is volt olyan, amely összefüggött a párkapcsolati hiedelmekkel, azt jelenti, hogy ugyan tudattalan tényezők hatnak a diszfunkcionális hiedelmek meglétére, de ezek önmagukban mégsem fogják determinálni a személyt arra, hogy több ilyen hiedelme legyen, hiszen a temperamentumdimenziók interakcióban vannak azzal is, hogy egy személy hogyan tekint önmagára, és milyen szelf-koncepciókat alakított ki önmagáról (Cloninger és mtsai, 1993). Ez nagyon fontos, hiszen ezek az irracionális hiedelmek csökkentik a

párkapcsolati elégedettséget (Epstein és Eidelson, 1981), így lényeges, hogy az együttműködő és önirányított karakterű személyeket kevésbé veszélyeztetik a diszfunkcionális hiedelmek a romantikus kapcsolataikban.

Ezek az eredmények gyakorlati szempontból is fontosak lehetnek, ugyanis, ha megjelennek egy párkapcsolatban problémák, vagy elégedetlenség akár az egyik, akár mindkét fél részéről, akkor például odafigyelhetnek arra, hogy bizonyos karakter- vagy temperamentum jellemzőik miatt esetleg hajlamosabbak arra, hogy irracionális hiedelmeik legyenek, és lehetséges, hogy ez vált ki mondjuk elégedetlenséget, illetve további problémák megjelenését. Egy ilyen tudatosság, akár segíthet abban, hogy csökkenjen az irracionális hiedelmek hatása, emellett az, hogy a személy arra is ráláthat, hogy akár bizonyos temperamentum-jellemzői hajlamosíthatják ezekre a hiedelmekre, segíthet abban is, hogy megértse, hogy miből fakadnak ezek a hiedelmei, tehát, hogy nem racionális-tapasztalati alapúak feltétlenül azok az elképzelések, amikre pedig akár tudattalanul is alapvetésként tekint. Ráadásul bizonyos karakterjellemzők is összefügghetnek ezekkel a hiedelmekkel, amik ugyan Cloninger szerint felnőttkorra már kiforrottá válnak, de mivel szintén szerinte a külső ingerek is hatnak kialakulásukra (Cloninger és mtsai, 1993), ezért ebben az esetben akár azt is lehet feltételezni, hogy már a gyerekek nevelésekor esetleg a szülők odafigyelnek arra, hogy milyen hiedelmeket adnak át gyerekeiknek, akár általánosságban. Nyilván ezt tudatosan nem könnyű befolyásolni, és eleve lényeges, hogy milyen hiedelmeik vannak a szülőknek, de mégis ezeknek az összefüggéseknek a tudatosítása segíthet apró változtatások elérésében akár.

A továbbiakban érdemes lenne, ahogy fentebb is írtam külön korosztályi vagy külön kapcsolati státusz szerinti csoportokon megvizsgálni ezeket az összefüggéseket, illetve azt is, hogy nem csak külön-külön, de együtt a temperamentum- és karakterjellemzők hogy befolyásolják az irracionális párkapcsolati hiedelmeket. Tehát például az ártalomkerülés és az újdonságkeresés összefüggéseit vizsgálni, hogy melyik befolyásolja jobban ezeket a hiedelmeket, és hogy hogyan hatnak mindekre a karakterjellemzők. Illetve mindenképp kellene még több vizsgálat azért is, mert a legtöbb szignifikáns összefüggés a mintámon gyenge volt, ráadásul korábbi kutatások sem történtek a témában, ezért mindenképpen fontos lehet a további következtetések levonásához további vizsgálatok végzése másik mintákon. Tehát ezekre az eredményekre alapozva érdemesnek tűnnek a további vizsgálódások a Cloninger-féle temperamentum és karakterjellemzők és a párkapcsolati hiedelmek között.

Irodalomjegyzék

- Barelds, D. P. H. (2005). Self and partner personality in intimate relationships. *European Journal of Personality*, 19(6), 501–518. <https://doi.org/10.1002/per.549>
- Becker, P. (1999). Beyond the Big Five. *Personality and Individual Differences*, 26(3), 511–530. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(98\)00168-8](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(98)00168-8)
- Bradbury, T. N., & Fincham, F. D. (1988). Individual difference variables in close relationships: A contextual model of marriage as an integrative framework. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(4), 713–721. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.4.713>
- Briggs, S. R. (1992). Assessing the Five-Factor Model of Personality Description. *Journal of Personality*, 60(2), 253–293. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1992.tb00974.x>
- Çakmak Tolan, Ö. & Kılıç, M. (2021). Prediction of Marital Adjustment in the Context of Personality Traits, Relationship Beliefs and Conflict Resolution Styles (Sample of Diyarbakır) *OPUS International Journal of Society Researches*, 18(40), 2056-2084. <https://doi.org/10.26466/opus.854688>
- Cloninger, C. (1994). Temperament and personality. *Current Opinion in Neurobiology*, 4(2), 266–273. [https://doi.org/10.1016/0959-4388\(94\)90083-3](https://doi.org/10.1016/0959-4388(94)90083-3)
- Cloninger, C. R., Svrakic, D. M., & Przybeck, T. R. (1993). A psychobiological model of temperament and character. *Archives of General Psychiatry*, 50(12), 975-90. doi: 10.1001/archpsyc.1993.01820240059008.
- Costa, R. M., Oliveira, T. F., Pestana, J., & Costa, D. (2016). Self-transcendence is related to higher female sexual desire. *Personality and Individual Differences*, 96, 191–197. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.02.078>
- De Fruyt, F., Van De Wiele, L., & Van Heeringen, C. (2000). Cloninger's Psychobiological Model of Temperament and Character and the Five-Factor Model of Personality. *Personality and Individual Differences*, 29(3), 441–452. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(99\)00204-4](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00204-4)
- Eidelson, R. J., & Epstein, N. (1982). Cognition and relationship maladjustment: Development of a measure of dysfunctional relationship beliefs. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 50(5), 715–720. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.50.5.715>

Ellis, A. & Harper, R. A. (1975). *A New Guide to Rational Living*. Hollywood, Kalifornia: Wilshire Book Company

Ellis, A. (1963). *Reason and emotion in psychotherapy*. New York: Lyle Stuart.

Emmelkamp, P. M. G., Krol, B., Sanderman, R., & Ruphan, M. (1987). The assessment of relationship beliefs in a marital context. *Personality and Individual Differences*, 8(6), 775-780.

Epstein, N. & Eidelson, R. J. (1981). Unrealistic beliefs of clinical couples: Their relationship to expectations, goals and satisfaction. *The American Journal of Family Therapy*, 9(4), 13-22. <https://doi.org/10.1080/01926188108250420>

Epstein, N., Pretzer, J. L., & Fleming, B. (1987). The role of cognitive appraisal in self-reports of marital communication. *Behavior Therapy*, 18(1), 51–69. [https://doi.org/10.1016/S0005-7894\(87\)80051-5](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(87)80051-5)

Evans, D. E., & Rothbart, M. K. (2007). Developing a model for adult temperament. *Journal of Research in Personality*, 41(4), 868–888. doi:10.1016/j.jrp.2006.11.002

Eysenck, H. J. (1978). Superfactors P, E And N In A Comprehensive Factor Space. *Multivariate Behavioral Research*, 13(4), 475–481. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(91\)90144-Z](https://doi.org/10.1016/0191-8869(91)90144-Z)

Flaskerud, J. H. (2012). Temperament and Personality: From Galen to DSM 5. *Issues in Mental Health Nursing*, 33(9), 631–634. <https://doi.org/10.3109/01612840.2011.647256>

Fletcher, G. J. O., & Kininmonth, L. A. (1992). Measuring relationship beliefs: An individual differences scale. *Journal of Research in Personality*, 26(4), 371-397. [https://doi.org/10.1016/0092-6566\(92\)90066-D](https://doi.org/10.1016/0092-6566(92)90066-D).

Goodwin, R., & Gaines, S. O. (2004). Relationships beliefs and relationship quality across cultures: Country as a moderator of dysfunctional beliefs and relationship quality in three former Communist societies. *Personal Relationships*, 11(3), 267–279. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2004.00082.x>

Harris, S., Davies, M. F., & Dryden, W. (2006). An experimental test of a core REBT hypothesis: Evidence that irrational beliefs lead to physiological as well as psychological

arousal. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*, 24(2), 101-111.
<https://doi.org/10.1007/s10942-005-0019-5>

Hoaglin, D. C., & Iglewicz, B. (1987). Fine-tuning some resistant rules for outlier labeling. *Journal of the American Statistical Association*, 82(400), 1147-1149.

Jones, M. E., & Stanton, A. L. (1988). Dysfunctional Beliefs, Belief Similarity, and Marital Distress: A Comparison of Models. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 7(1), 1–14. <https://doi.org/10.1521/jscp.1988.7.1.1>

Kansiz, M., & Arkar, H. (2011). The influence of temperament and character dimensions on marital satisfaction. *Anatolian Journal of Psychiatry*, 12(1), 24-29.

Kant, I. (1912). *Anthropologie in pragmatischer Hinsicht* [Anthropology from a pragmatic point of view] (5th ed.). Leipzig, Germany: Verlag von Felix Meiner.

Kaplan, H. S. (1974). *The new sex therapy: Active treatment of sexual dysfunctions*. New York: Brunner/Mazel.

Kretschmer, E. (1939). *Orvosi pszichológia*. Budapest: Novák Rudolf és Társa Könyvkiadó.

Le Bon, O., Hansenne, M., Amaru, D., Albert, A., Ansseau, M., & Dupont, S. (2013). Assortative Mating and Personality in Human Couples: A Study Using Cloninger's Temperament and Character Inventory. *Psychology*, 4(1), 11-18. doi: [10.4236/psych.2013.41002](https://doi.org/10.4236/psych.2013.41002).

Malouff, J. M., Thorsteinsson, E. B., Schutte, N. S., Bhullar, N., & Rooke, S. E. (2010). The Five-Factor Model of personality and relationship satisfaction of intimate partners: A meta-analysis. *Journal of Research in Personality*, 44(1), 124–127. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2009.09.004>

Miettunen, J., Veijola, J., Lauronen, E., Kantojärvi, L., & Joukamaa, M. (2007). *Sex differences in Cloninger's temperament dimensions—a meta-analysis*. *Comprehensive Psychiatry*, 48(2), 161–169. doi:10.1016/j.comppsy.2006.10.0

Möller, A. T., & Van Zyl, P. D. (1991). Relationship beliefs, interpersonal perception, and marital adjustment. *Journal of Clinical Psychology*, 47(1), 28–33. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(199101\)47:1<28::AID-JCLP2270470105>3.0.CO;2-K](https://doi.org/10.1002/1097-4679(199101)47:1<28::AID-JCLP2270470105>3.0.CO;2-K)

- Nameni, E., Abasi, F., & Zarei, A. Z. (2016). Predicting marital commitment on the basis of love style and relationship beliefs. *Social Welfare Quarterly*, 16(60), 87-107. <http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-2477-en.html>
- Öztürk, C. S., Arkar, H., Gökdağ, C. (2020). Are Personality Traits Effective in Marital Adjustment in Couples with Sexual Dysfunction? The Mediating Effect of Sexual Satisfaction. *Turkish Journal of Psychiatry*, 31(4), 259-268. <https://doi.org/10.5080/u23742>
- Park, H., Suh, B. S., Kim, W. S., Lee, H.-K., Park, S.-C., & Lee, K. (2015). Character profiles and life satisfaction. *Comprehensive Psychiatry*, 58, 172–177. doi:10.1016/j.comppsy.2014.12.0
- Rothbart, M. K. & Bates, J. E. (2006). Temperament. In N. Eisenberg, W. Damon, & R. M. Lerner (Eds.), *Handbook of child psychology: Social, emotional, and personality development* (99–166). Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Rothbart, M. K., & Bates, J. E. (2006). Temperament. In *Handbook of child psychology*. W. Damon, R. Lerner, & N. Eisenberg (Eds.), Social, emotional, and personality development (Vol. 3). 6th ed., pp. 99–166). New York: Wiley
- Rózsa, S., Kállai J., Osváth, A. & Bánki, M. Cs. (2005). *Temperamentum és Karakter: Cloninger Pszichobiológiai Modellje*. Budapest: Medicina Kiadó Rt.
- Satir, V. (1967). *Conjoint family therapy*. Palo Alto, Calif.: Science and Behavior Books.
- Schaffhuser, K., Allemand, M., & Martin, M. (2014). Personality Traits and Relationship Satisfaction in Intimate Couples: Three Perspectives on Personality. *European Journal of Personality*, 28(2), 120–133. <https://doi.org/10.1002/per.1948>
- Shiner, R. L., Buss, K. A., McClowry, S. G., Putnam, S. P., Saudino, K. J., & Zentner, M. (2012). What Is Temperament Now? Assessing Progress in Temperament Research on the Twenty-Fifth Anniversary of Goldsmith et al. (1987). *Child Development Perspectives*, 6(4), 436-444. doi:10.1111/j.1750-8606.2012.00254.x
- Spittlehouse, J. K., Vierck, E., Pearson, J. F., & Joyce, P. R. (2014). Temperament and character as determinants of well-being. *Comprehensive Psychiatry*, 55(7), 1679–1687. doi:10.1016/j.comppsy.2014.06.0

Stackert, R. A., & Bursik, K. (2003). Why am I unsatisfied? Adult attachment style, gendered irrational relationship beliefs, and young adult romantic relationship satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 34(8), 1419–1429. doi:10.1016/s0191-8869(02)00124-1

Strelau, J. (1998). *Temperament: A psychological perspective*. New York: Kluwer Academic / Plenum Publishers.

Szabó, G., Szántó, Zs., Susánszky, É., & Martos, T. (2016). A Cloninger-féle Temperamentum és Karakter Kérdőív rövidített magyar változatának (TCI55) pszichometriai jellemzői hazai mintán. *Psychiatria Hungarica*, 31(4), 348-358.

Szabó-Bartha A., & Szondy M. (2014). A párkapcsolati hiedelmek kérdőív hazai adaptálásának eredményei. *Psychologia Hungarica Caroliensis*, 2 (1), 50-64.

Topkaya, N., Şahin, E., & Mehel, F. (2021). Relationship-specific irrational beliefs and relationship satisfaction in intimate relationships. *Current Psychology*, 1-13. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01426-y>

Tukey, J. W. (1977). Exploratory data analysis.

Vajda, D. B. (2016). Aktor, partner hatások, interakciók és moderáló tényezők a párkapcsolati minőség és a személyiség közti összefüggésben Doktori (PhD.) értekezés Pécsi Tudományegyetem

Víslä A., Flückiger C., grosse Holtforth M., David D. (2015). Irrational Beliefs and Psychological Distress: A Meta-Analysis. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 85(1), 8–15. DOI: 10.1159/000441231

Walen, S. R. (1980). Cognitive factors in sexual behavior. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 6, 87-101.

Yousefi , N., Etemadi, O., Bahrami, F, & Ahmadi Zadah, M. (2010). Comparing early maladaptive schemas among divorced and non-divorced couples as predictors of divorce. *Iranian Journals of Psychiatry and Clinical Psychology*, 16, 21-33.

Zagefka, H., & Bahul, K. (2021). Beliefs that contribute to dissatisfaction in romantic relationships. *The Family Journal*, 29(2), 153-160. <https://doi.org/10.1177/1066480720956638>

Zilbergeld, B. (1978). *Male sexuality*. Boston: Little, Brown.