

A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála hazai alkalmazásával szerzett tapasztalatok

SZEPES MÁRIA^{1*} – CZEGLÉDI EDIT¹ – URBÁN RÓBERT² –
HORVÁTH KLÁRA¹ – BALOG PIROSKA¹

¹Semmelweis Egyetem, Magatartástudományi Intézet, Budapest

²Eötvös Loránd Tudományegyetem, Pszichológiai Intézet, Budapest

(Beérkezett: 2013. július 31.; elfogadva: 2014. január 29.)

Elméleti háttér: A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála (Children's Perception of Interparental Conflict Scale; CPIC) egy széles körben használt kérdőív, amely a szülői konfliktusok gyermekek által észlelt természetét és a gyermekeknek e konfliktusokra adott reakcióit vizsgálja. *Cél:* A kutatás célja a CPIC magyar nyelvre adaptálása és pszichometriai elemzése volt. *Módszer:* Keresztmetszeti, kérdőíves vizsgálatunkban 127 szülő-gyermek pár vett részt. A gyermekek (átlagéletkor = 10,8 év; szórás = 1,05 év; terjedelem: 9–12 év) az alábbi kérdőíveket töltötték ki: CPIC, Vonásszorongás Skála, Gyermekek Depresszió Kérdőíve. A szülőkkel a Rövidített Házasztársi Stressz Skálát vettük fel. *Eredmények:* A konfirmatív faktoranalízis nem támasztotta alá a CPIC elméleti, nyolcfaktoros faktorstruktúráját ($\chi^2_{(1052)} = 1355,0$, $p < 0,001$; CFI = 0,892; TLI = 0,884; RMSEA = 0,048, RMSEA CI₉₀: 0,040–0,055, $p = 0,698$). A Trianguláció alskála három tételének törlésével az illeszkedés elfogadhatóvá vált ($\chi^2_{(917)} = 1113,4$, $p < 0,001$; CFI = 0,929; TLI = 0,924; RMSEA = 0,041, RMSEA CI₉₀: 0,032–0,049, $p = 0,960$). A négyfaktoros alternatív elméleti modell szignifikánsan rosszabbul illeszkedett az adatokra, mint a nyolcfaktoros modell ($\Delta\chi^2 = 66,5$, $\Delta df = 22$, $p < 0,001$). A kérdőív alskáláinak belső megbízhatósága a Trianguláció alskála (Cronbach-alfa: 0,40) kivételével elfogadható (Cronbach-alfa: 0,63–0,81). A mérőeszköz konstruktumvaliditását támogatja, hogy az alskálák zöme a várakozásnak megfelelő irányú és erősségű lineáris kapcsolatot mutat a depresszióval, a vonásszorongással, valamint a szülő által észlelt házasztársi stresszel. *Következtetések:* Az alacsony mintaelemszám ellenére összességében elmondhatjuk, hogy a CPIC magyar változatának pszichometriai mutatói megfelelőek. Javasoljuk a mérőeszköz hazai kutatásba történő bevezetését és további vizsgálatát.

Kulcsszavak: Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála, pszichometriai elemzés, konfirmatív faktoranalízis

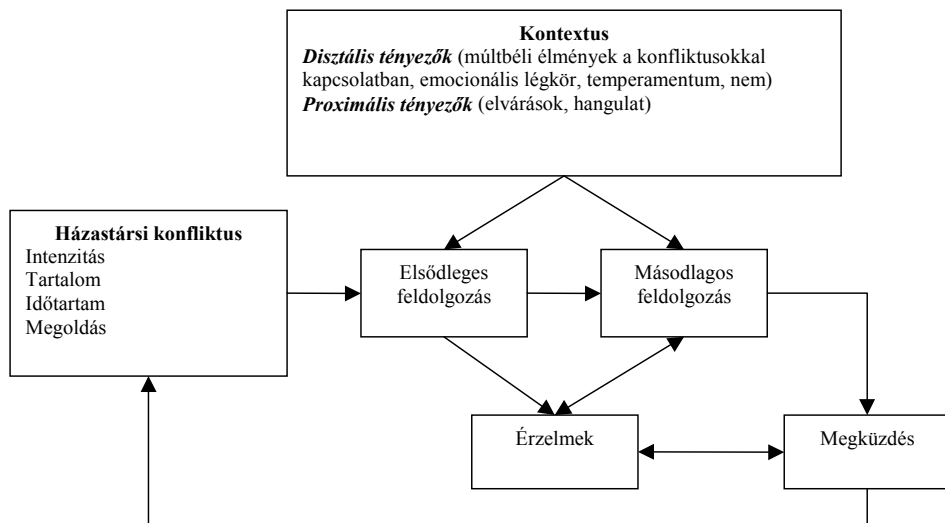
* Levelező szerző: Szepes Mária, Semmelweis Egyetem, Általános Orvostudományi Kar, Magatartástudományi Intézet, 1089 Budapest, Nagyvárad tér 4.
E-mail: szepes.maria@med.semmelweis-univ.hu

1. Bevezetés

A szülői konfliktusoknak a gyermekek testi és lelki egészségére gyakorolt kedvezőtlen hatásai jól ismertek. A gyermekek internalizációs (mint például depresszió, szorongás, testi tünetek) és externalizációs tünetei (például agresszív, deviáns viselkedés) egyaránt a kutatások tárgyát képezik (Cummings & Davies, 2002; Grych & Fincham, 1990; Grych, Fincham, Jourlies, & McDonald, 2000). Egy reprezentatív, longitudinális svéd vizsgálat eredményei szerint például a gyermekkort végigkísérő konfliktusos családi légkör jobban előrejelzi a felnőttkori betegségeket és mortalitást, mint a felbomlott család vagy az anyagi nehézségek (Lundberg, 1993). Johnston, González és Campbell (1987) prospektív vizsgálatában 4–12 éves gyermekek vettek részt, akiknek a szülei válófélben voltak, és arról vitatkoztak, hogy hogyan oldják meg a gyermek felügyeletét és szétköltözés utáni gondozását. A gyermekek állapotát ebben a kritikus időszakban és 2,5 évvel később egyaránt felmérték. Eredményeik szerint a konfliktusokba történő bevonódások száma, továbbá a szülők közötti verbális és fizikai agresszió mértéke egyaránt hozzájárult a gyermek későbbi viselkedésbeli problémáihoz, visszahúzódnó, kommunikációtól tartózkodó viselkedéséhez, agressziójához, szomatikus tüneteinek és depressziójához. A nem és az életkor moderátor szereppel bírt az összefüggések alakulásában. A több konfliktust átélő lányok később depressziósabbak és visszahúzódnóbbak lettek, az idősebb gyermekek pedig több testi panaszról számoltak be és agresszívebben viselkedtek. Azt is megfigyelték, hogy a gyakori szülői konfliktusoknak kitett gyermekekben egy későbbi konfliktusos helyzet szélsőségesebb és több negatív érzelmi választ váltott ki (Cummings, Iannotti, & Zahn-Waxler, 1985; Cummings, Pellegrini, Notarius, & Cummings, 1989). Az újabb kutatásokra példa Lucas-Thompson és Goldberg (2011) vizsgálata, amelyben azt találták, hogy a sok konfliktust átélő és alacsony érzelmi támogatást kapó gyerekek diszfunkcionális stresszválaszokat adnak, míg a kiegyensúlyozottabb családban élő gyermekek ellenállóbbak az őket ért stresszel szemben.

1.1. A szülők között zajló konfliktusok kognitív-kontextuális modellje

A szülők közötti konfliktusok és a gyermekek reakcióinak kapcsolatát leíró kognitív-kontextuális modellt (1. ábra) Grych és Fincham (1990) dolgozta ki Cummings és Cummings, illetve Bradbury és Fincham modellje alapján. Az előbbi azokat a tényezőket veszi sorra, amelyek befolyásolják, hogy



1. ábra. Kognitív-kontextuális modell (Grych & Fincham, 1990, 278. oldal nyomán)

hogyan küzdenek meg a gyermekek a szüleik közötti haraggal, azonban e szerzők nem veszik számításba a gyermekek kognitív folyamatainak szerepét. Ezzel szemben Bradbury és Fincham már vizsgálják a kognitív és érzelmi folyamatok szerepét is a bizalmas kapcsolatokat érintő viselkedésváltozásban.

Grych és Fincham (1990) modellje leírja a gyermek által a konfliktusok során átélt stressz mértékét befolyásoló tényezőket, emellett rámutat a konfliktusok kontextusának, a gyermekek kogníciójának, valamint fejlődési szintjének a jelentőségére. A kontextuális tényezőknek két csoportját különítik el, úgymint proximális és disztális tényezők. A proximális tényezők a gyermeknek még a konfliktus feldolgozása előtt megjelenő érzéseit és gondolatait foglalják magukba. A disztális tényezők ezzel szemben a relatíve stabil vagy csak lassan változó faktorokat ölelik fel, mint amilyen például a korábbi konfliktusok emléke vagy a gyermek temperamentuma.

A konfliktus kognitív feldolgozásának folyamatában két szint különíthető el. Az elsődleges feldolgozás során a gyermek megpróbálja megérteni, hogy miért történik a konfliktus, és kitalálni, hogy neki mit kell ilyenkor tennie. A másodlagos feldolgozás során a gyermek megpróbálja megfejteti a konfliktus okát, és hogy ki vagy mi lehet érte a felelős, emellett mérleget készít a lehetséges megküzdési módok hatékonyságát. Mindkét feldolgozási folyamat a konfliktussal való megküzdéshez nyújt iránymutatást. A sikeres megküzdés csökkenti a negatív hatásokat, a sikertelen pedig fenntartja vagy növeli a gyermeket ért distresszt.

A modell gyermekek által átélt konfliktusok négy dimenzióját emeli ki. Az egyik a konfliktus intenzitása. Mivel a gyermekekre a verbális és a non-verbális agresszió is kedvezőtlen hatással bír (Cummings és mtsai, 1989), a modell javasolja a konfliktus kifejezésének többféle módját is vizsgálni. A konfliktus tartalma sem közömbös a gyermekek számára (Snyder, Klein, Gdowski, Faulstich, & LaCombe, 1988). A gyermekek nevelésével kapcsolatos konfliktusok például nagyobb stresszt jelenthetnek a gyermekeknek, mint ha a konfliktus tartalma nem vonatkozik rájuk. Időtartama tekintetében a hosszabb konfliktus tovább fennálló stresszort jelent a gyermek számára. A konfliktusok feloldása pedig azért jelentős, mert példaként szolgál a gyermekek számára, ugyanakkor a feloldatlanul maradt konfliktus negatív érzéseket hagy bennük (Cummings és mtsai, 1989). A fentiekén túl arra nézve is vannak bizonyítékok, hogy a konfliktusok gyakoriságának növekedése együtt jár a gyermekek viselkedésbeli problémáinak növekedésével (El-Sheikh, Harger, & Whitson, 2001; Katz & Gottman, 1993; Turner & Barrett, 1998).

A konfliktusokkal való megküzdés probléma- vagy érzelemfókuszú (Folkman & Lazarus, 1980) egyaránt lehet. Ha a gyermek közvetlen beavatkozása sikertelen, valószínűleg az érzelmi válaszát próbálja megváltoztatni. Emery (1989) szerint, ha a gyermek beavatkozása előnyös a családi rendszer fenntartása szempontjából, akkor a gyermek fenntartja ezt a megküzdési módot, akkor is, ha idővel maladaptív válik, vagy esetleg ő maga lesz a konfliktus tárgya.

A fenyegetettség érzése a konfliktus elsődleges feldolgozása során jelenhet meg, és nagyban befolyásolja a megküzdést. Egy fenyegető tartalmú, kirohanó konfliktus során kevésbé érzi a gyermek, hogy képes lenne megküzdenni vele. A konfliktus kialakulásában felelősnek észlelt személy ugyancsak lényeges: a magát vádoló gyermeknek romlik az önbecsülése, a szüleit vádoló gyermekben pedig a szülők iránti bizalom inog meg.

A gyermeknek a szülei konfliktusaira adott reakciója a gyermek és a szülők szemszögéből egyaránt vizsgálható. Az előbbire példa az O'Leary-Porter Skála (O'Leary-Porter Scale, OPS; Porter & O'Leary, 1980), amely a gyermekek jelenlétében zajló konfliktusokról kérdezi a szülőket. Fontos felismerés azonban, hogy azok a vitás helyzetek is hatnak a gyermekekre, amelyekről a szülők azt gondolják, hogy gyermekük nem észleli, mert például egy másik szobában tartózkodik. Ezenkívül a szülők gyakran nincsenek tudatában gyermekeik érzéseinek, és annak, hogy hogyan hatnak rájuk a konfliktusok, illetve hogyan értelmezik azokat (Grych & Fincham 1990).

A szülők közötti konfliktusokat a gyermekek szemszögéből egyidejű és retrospektív módon is lehet vizsgálni. A retrospektív kutatásokban hasz-

nálható kérdőívekre példa a Magyarországon is ismert Goch-féle Családi Szocializációs Kérdőív (Familiale Sozialisation Fragebogen; Goch, 1998; magyar változat: Sallay & Dalbert, 2002), amely a konfliktusok gyakoriságának kérdését járja körül a családi légkör szemszögéből. Nem méri fel azonban, hogy a konfliktusok milyen érzéseket, reakciókat váltanak ki a gyermekből, amelyek viszont jelentősen befolyásolhatják a gyermekek testi és lelki egészségét. Ráadásul a retrospektív kutatások esetében fennáll a visszaemlékezésből adódó torzítás veszélye.

1.2. A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála bemutatása

A Grych, Seid és Fincham (1992) által kidolgozott Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála (Children's Perception of Interparental Conflict Scale, a továbbiakban CPIC), a Grych és Fincham (1990) kognitív-kontextuális modellje alapján megalkotott többdimenziós, a konfliktusokat a gyermekek szemszögéből felmérő kérdőív. A CPIC eleinte tíz dimenziót tartalmazott, amelyek közül négy a szülők közötti konfliktus egyes aspektusait írta le (ügymint gyakoriság, intenzitás, feloldás hiánya, valamint tartalom), négy pedig a gyermek reakcióját vagy értelmezését a konfliktusokra vonatkozóan (ügymint önhibáztatás, fenyegetettségérzés, megküzdési hatékonyság, illetve a konfliktus okának észlelt stabilitása). A fentieken túl egy-egy alskála szolgált a konfliktusok előrejelezhetőségének, illetve a gyermeknek a konfliktusokba történő bevonásának (ún. trianguláció) mérésére.

Az elméleti úton történő tesztyszerkesztés során a Gyakoriság alskála számos tételét a Personal Data Form kérdőívből (PDF; Emery & O'Leary, 1982) vették át. A tételek kialakítása, megfogalmazása folyamán az egyes aspektusokhoz 8–10 itemet rendeltek hozzá. A közel 90 tételből a szerzők azokat tartották meg, amelyek megítélésük szerint a leginkább megragadták az adott dimenzió jelentését. Ennek eredményeképpen egy 70 tételes kérdőív született.

A mérőeszköz elővizsgálatát egy 4–5. osztályos (9–12 éves korú) diákokból álló mintán végezték el. A kis mintaméretből ($n = 44$) fakadó alacsony statisztikai erő miatt mindössze egy tételek közötti korrelációs elemzéssorozatot folytattak le. Mivel az Előrejelezhetőség alskála tételei nem mutatnak egymással erős kapcsolatot, az egész alskálát törölték. Emellett számos további, alacsony korrelációs együttthatót mutató tételt is eltávolítottak, illetve átfogalmaztak, hogy tisztábban tükrözzék a mérendő dimenziót.

Az így módon 51 tételből, illetve 9 alskálából állóra redukált kérdőívet ugyancsak egy 4–5. osztályos diákokból álló mintán ($n = 222$) mérték be. A pszichometriai elemzésbe csak a kétszülős családokban élő gyermekek

adatait vonták be (a minta 84%-a). Elsőként az alskálák belső konzisztenciáját tesztelték. Az alacsony item-totál korrelációs együttható értékre való tekintettel egy-egy tételt elhagytak a Trianguláció, a Stabilitás és a Tartalom alskála esetében. A Cronbach-alfa-együtthatók értékei így a 0,61 és 0,83 közötti tartományban helyezkedtek el, alátámasztva az egyes alskálák belső megbízhatóságát. A következő lépésben a szerzők megvizsgálták az alskálák közötti lineáris kapcsolatok erősségét. A korrelációs együtthatók értéke a 36-ból 10 esetben (27,8%) elérte a 0,50-es értéket, erős lineáris kapcsolatot jelezve (terjedelem: 0,24–0,68).

Az erős kapcsolatok alapján a szerzők indokoltnak tartották a látens dimenziók feltételezését az alskálák mögött. Mivel a skálák belső megbízhatósága megfelelő volt, az alacsony elemszáma való tekintettel az exploratív faktoranalízist (EFA)¹ nem tételszinten folytatták le, hanem az alskálakon kapott összpontszámok mint mért változók képezték a faktoranalízis alapjául szolgáló változószettet. Noha a harmadik faktor sajátértéke csak 0,83 volt, a szerzők – elsősorban elméleti okokból – az eredmények közül a háromfaktoros megoldást fogadták el. A változókat akkor tekintették az adott faktorhoz tartozónak, ha a faktorsúlya elérte a 0,30-as értéket. Az első, *Önhibáztatásnak* elnevezett faktoron az *Önhibáztatás* és a *Tartalom* alskála töltődött. A második, *Fenyegetettség* címkével ellátott faktorhoz az *Észlelt fenyegetettség*, a *Megküzdési hatékonyság* és a *Trianguláció* alskála tartozott. A harmadik faktor, amelyet a *Konfliktus jellemzői* címkével illettek, a *Gyakoriság*, az *Intenzitás*, a *Megoldás*, valamint a *Stabilitás* alskálát foglalta magában. E három faktor a variancia 72,6%-át magyarázta.

Ugyanezen tanulmányukban Grych és munkatársai (1992) beszámolnak egy második, az előbbtől független, 5. osztályos gyermekekből álló mintáról is ($n = 114$), amellyel az első mintán kapott eredmények replikálása volt a céljuk. Az alskálák belső megbízhatósága a második mintában is megfelelőnek bizonyult, a Cronbach-alfa-együtthatók értéke a 0,62 és 0,83 közötti tartományban helyezkedett el. Az első mintán azonosított, három másodrendű faktort tartalmazó modellt a szerzők megfogalmazása szerint konfirmatív faktorelemzéssel (CFA) tesztelték (ezúttal is a GLS módszert használva). Tekintettel azonban arra, hogy csak a khi-négyzet mutatót közlik, míg az egyéb illeszkedési mutatókat (pl. komparatív illeszkedési mutató, a reziduumok átlagos négyzetgyöke) nem, illetve mindhárom faktorhoz tartozóan megadják az egyes változók faktorsúlyát, feltételezzük, hogy ez esetben is exploratív faktoranalízist alkalmaztak. A megerősítő aspektus vélhetően az lehetett, hogy előre megadták a várt faktorok számát.

¹ Alkalmazott eljárás: általánosított legkisebb négyzetes eltérés (generalized least squares; GLS) módszer, ferdeszögű (oblimin) forgatással.

Az eredményként kapott háromfaktoros struktúra nagyban hasonlított az első mintán kapotthoz, de nem volt azonos vele. Az Önhibáztatás és a Tartalom alskála ezúttal is egyazon faktoron töltődött. Az Észlelt fenyegetettség és a Megküzdési hatékonyság alskála ugyancsak egyazon faktorhoz tartozott. A Gyakoriság, Intenzitás és Megoldás alskálák pedig ezúttal is erős faktorsúllyal töltődtek a harmadik faktoron. A három faktor a variancia 72,7%-át magyarázta. A Trianguláció és a Stabilitás alskálák azonban nem mutattak konzisztens töltődést a két mintában. A Trianguláció alskála az első mintán a Fenyegetettség faktoron, a Stabilitás alskála pedig a Konfliktus jellemzői faktoron töltődött. A második minta esetében mindkét alskála az Önhibáztatás faktorhoz tartozott. Grych és munkatársai (1992) felvetése szerint a Stabilitás alskála esetében talán az alacsonyabb belső megbízhatóságnak köszönhető az eredmények eltérése. Úgy vélik azonban, hogy a triangulációnak mind az önhibáztatással, mind pedig a fenyegetettséggel értelmezhető a kapcsolata, és további kutatásokat szorgalmaznak a kapcsolat megértéséhez. Kihagyva az elemzésből ezt a két problematikus alskálát, újra elvégezték a(z exploratív) faktoranalízist. Ennek eredményeképpen mindkét mintán azonos tartalommal jelent meg a háromfaktoros szerkezet, úgymint 1) a Konfliktus jellemzői, 2) Fenyegetettség és 3) Önhibáztatás. E (másodrendű) faktorokat skálákként értelmezve további elemzéseket folytattak le, megvizsgálva azok belső és időbeli konzisztenciáját, valamint konstruktumvaliditását. Mindez jó eredménnyel zárult.

Bickham és Fiese (1997) alsóéves egyetemi hallgatók mintáján ($n = 215$, 17–21 évesek) végezték el a CPIC pszichometriai elemzését. Ez esetben sem a tételek szintjén zajlott a faktoranalízis (promax rotációval), hanem az alskálákon kapott pontszámok, mint mért változók képezték az elemzés alapját. Bár a harmadik faktor sajátértéke (0,82) ezúttal sem érte el a minimálisan elvárt 1,0 értéket, a szerzők teoretikus okokból elfogadták a háromfaktoros megoldást. Grych és munkatársai (1992) eredményeihez hasonlóan ez esetben is egyértelműen kirajzolódott az Önhibáztatás faktor és a Fenyegetettség faktor. A Konfliktus jellemzői faktoron azonban a Gyakoriság, Intenzitás és Megoldás alskálák mellett a Stabilitás és a Trianguláció alskálák is töltődtek. A kétszülős családban nevelkedett válaszadók almintáján (a minta 78%-a) megismételve a faktoranalízist azonos eredményt kaptak. A másodrendű faktorok belső és időbeli konzisztenciája, valamint konstruktumvaliditása ezúttal is alátámasztást nyert.

Reese-Weber és Hesson-McInnis (2008) rámutatnak arra, hogy a fenti tanulmányokban nem vizsgálták meg tételszinten a CPIC faktorszerkezetét, éppen ezért a tételek szintjén végezték el a konfirmatív faktoranalízist Grych és munkatársai (1992) első mintájának adatain, és egy egyetemi hallgatókból álló saját mintán ($n = 483$, 18–22 évesek). Noha az utóbbi esetben

kizáró ok volt az egyszülős családban történő nevelkedés, nem derül ki a tanulmányból, hogy Grych és munkatársai mintája esetében csak a kétszülős családban élő válaszadók adataival vagy a teljes mintával dolgoztak-e a szerzők. A tesztelt modell a 9 alskálának megfelelően 9 elsőrendű faktorból állt. A LISREL VIII statisztikai programcsomaggal végzett elemzés során többcsoporthoz megközelítést alkalmaztak a modell invarianciájának tesztelésére a két korosztálynál. A CFA eredménye alátámasztotta a kérdőív elméleti faktorstruktúráját. Az alskálák közötti korrelációk mintázata azonban a fiatal felnőttek esetében jelentősen eltért a serdülőknél kapott mintázattól. Egyfelől domináltak a rendkívül gyenge, $\leq |0,1|$ együttathatók (14 esetben, 38,9%), másfelől pedig az összefüggések iránya 15 esetben (41,7%) negatív volt. A korrelációs együttathatók értéke csak 3 esetben (8,3%) érte el a 0,50-es értéket. Az alternatív másodrendű faktorstruktúrák illeszkedésének tesztelése céljából a skálán elért pontszámok, mint mért változók szintjén végzett konfirmatív faktoranalízis a háromfaktoros modell helyett az ötfaktoros modell invariáns voltát támogatta a két korcsoportban. E modellben a Konfliktus jellemzői, a Fenyegetettség és az Önhibáztatás másodrendű faktorok mellett a(z eredetileg elsőrendű) Trianguláció és Stabilitás faktorok jelentek meg különálló faktorként.

Mára a CPIC számos nyelven elérhetővé vált, például portugál (Moura, dos Santos, Rocha, & Matos, 2010), görög (Vairami & Vorria, 2007), kínai (Mei & Zhongjian, 2006), cseh (Lacinová, Michalčáková, & Ježek, 2009), koreai (Oh, Lee, & Park, 2011) és török (Ulu & Fisiloglu, 2004) nyelven. Godde és Walper (2001) német mintán, Iraurgi és munkatársai (2008) pedig spanyol mintán dolgoztak ki a kérdőív rövidített változatát. A különféle nyelvi adaptációk és a sokféle eljárással folytatott pszichometriai elemzések eredményeképpen a különböző kultúrákban eltérő faktorstruktúrák születtek. Egyes eredmények szerint a kultúra mellett a gyermekek kora is befolyásolhatja a faktorszerkezetet (Reese-Weber & Hesson-McInnis, 2008).

További fejlemény volt, hogy Grych és munkacsoportja továbbfejlesztette a mérőeszközt. A CPIC legfrissebb verziója több tekintetben különbözik az 1992-ben publikált és a nemzetközi kutatások során korábban használt kérdőívtől. Azon túl, hogy három tétel szövegezésén módosítottak, a Trianguláció alskálát a belső konzisztenciája növelése érdekében 4 tétel hozzáadásával 8-tételesre bővítették. A Stabilitás alskála pedig a nem kielégítő pszichometriai mutatói miatt törlésre került.² Újabb tanulmányukban Grych, Raynor és Fosco (2004) már a kérdőív átdolgozott változatát használták, meghozzá oly módon, hogy a 48 tételből négy *alskálát* alakítottak ki.

² John H. Grych személyes közlése (2012. 10. 09.).

Három alskála megegyezik a Grych és munkatársai (1992) által azonosított másodrendű faktorokkal³, úgymint a Konfliktus jellemzői alskála (19 tétel, Cronbach-alfa: 0,94), Fenyegetettség alskála (12 tétel, Cronbach-alfa: 0,79), illetve Önhibáztatás alskála (9 tétel, Cronbach-alfa: 0,85). A negyedik alskála pedig az eredeti kérdőívben elsőrendű faktorként szereplő Trianguláció alskála (8 tétel, Cronbach-alfa: 0,72). A jelen tanulmány célja a CPIC e legfrissebb változatának magyar nyelvre történő adaptációja és pszichometriai elemzése volt 9–12 éves gyermekek mintáján. Jóllehet Grych és munkatársai (2004) a fent említett tanulmányukban a másodrendű faktorokkal végezték az elemzéseiket, úgy véljük, hogy információvesztéssel jár, ha az elméleti alapon kidolgozott kérdőív eredeti dimenzióit összemossuk. Véleményünk szerint mind elméleti, mind pedig gyakorlati jelentősége lehet annak, ha a szülői konfliktusok különböző aspektusait külön-külön vizsgáljuk. Éppen ezért tanulmányunkban a nyolc skálával (azaz elsőrendű faktorról) dolgozunk, ugyanakkor megvizsgáljuk a másodrendű faktorokat tartalmazó modell adatokra való illeszkedését is.

2. Módszer

2.1. Vizsgálati személyek

Keresztmetszeti, kérdőíves vizsgálatunkban 143 szülő-gyermek pár vett részt. Különböző szülő-kor esetében a CPIC kérdőívet retrospektív módon kell kitölteni. Ez azonban torzításokat eredményezhet, különösen a gyermekek fiatal életkora miatt. Az egyszülős családban élő résztvevők elemszáma a jelen vizsgálatban kicsi ($n = 16$), így az alacsony statisztikai erő miatt nincs módunk az egy- és kétszülős családban nevelkedő gyermekek válaszainak összehasonlítására. A fentiek miatt Grych és munkatársai (1992) vizsgálatához hasonlóan a pszichometriai elemzésbe csak a kétszülős családokban élő gyermekek adatait vontuk be ($n = 127$, a minta 88,8%-a).

A gyermekek (52 fiú és 75 lány) átlagéletkora 10,8 év (szórás = 1,05 év; terjedeleme: 9–12 év). A szülők körében az anyák domináltak válaszadóként ($n = 113$; 88,9%). Az anyák átlagéletkora 40,5 év (szórás = 4,44 év; terjedeleme: 29–55 év), az apák átlagéletkora pedig 44,8 év (szórás = 7,98 év; terjedeleme: 37–67 év). Felsőfokú iskolai végzettséggel az anyák 59,8%-a, míg az apák 71,4%-a rendelkezik.

³ Éppen ezért igen megtévesztő a szerzők által alkalmazott alskála (subscale) kifejezés.

Az első adatfelvétel után öt hónappal 31 gyermek ismételten kitöltötte a Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skálát. A teszt-reteszt vizsgálatba csak a kétszülős családban nevelkedőket vontuk be ($n = 30$, 8 fiú és 22 lány).

2.2. Eljárás

2011 áprilisában és májusában felkerestünk két budapesti, két dunakeszi és egy pusztaszabolcsi általános iskolát. Az igazgatók engedélyével összesen tíz osztályt (281 gyermeket) vontunk be a kutatásba. Minden tanuló kapott egy borítékot, amely tartalmazta a szülőknek szóló kérdőívcsomagot és egy kísérőlevelet, amelyben tájékoztattuk a szülőket a kutatás céljáról, a kérdőívek lényegi tartalmáról, az anonimitás biztosításáról, a vizsgálatban való részvétel önkéntes voltáról, emellett írásos beleegyezésüket kértük a saját és gyermekük kutatásban való részvételéhez. Csak azokkal a gyermekekkel vettük fel a tesztbattériát, akiknek a szülei ehhez írásban hozzájárultak. A részvételt visszautasító szülők aránya 49,1% volt.

A gyermekek a kérdőívek kitöltését az iskolában végezték az első szerző jelenlétében, így lehetőség nyílt válaszolni a kérdőívek kitöltése közben felmerülő kérdéseikre. Az első adatfelvétel után öt hónappal az egyik budapesti iskola három osztályában a korábbiakkal megegyező körülmények között megismételtük az adatfelvételt a teszt-reteszt megbízhatóság felmérése céljából. A vizsgálatot a Semmelweis Egyetem Regionális, Intézményi Tudományos és Kutatásetikai Bizottsága jóváhagyta (TUKEB szám: 81/2010).

2.3. Méréseszközök

2.3.1. A gyermekeknek szóló kérdőívcsomag

Alapadatok: rákérdeztünk a válaszadók nemére és életkorára.

Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála (Children's Perception of Interparental Conflict Scale, CPIC; Grych és mtsai, 1992; Grych és mtsai, 2004; Függelék). A kérdőív legfrissebb változatát John H. Grych bocsátotta a rendelkezésünkre. A kérdőív magyar nyelvre adaptálása a szakma szabályai szerint, több lépésben történt (fordítás, visszafordítás, az eredeti és a visszafordított változat összevetése, a jelentésselódások korrekciója). A 48 tételből álló önkitöltős kérdőív egyenes és fordított irányú tételket egyaránt tartalmaz. Válaszlehetőségek: nem igaz (0 pont), valamennyire vagy néha igaz (1 pont), igaz (2 pont). A skálaképzés kumulatív módon történik. Az alskálákon elért magasabb pontszám a szülők közötti konf-

liktusok negatívabb formáját, kedvezőtlenebb értékelését jelzi. A kérdőív nyolc alskálája a következő:

1. Gyakoriság alskála (Frequency subscale, 6 tétel): azt vizsgálja, hogy mennyire ítélik gyakorinak a gyermekek a szüleik között zajló konfliktusokat (pl.: „Gyakran látom vagy hallom, hogy vitatkoznak a szüleim”).
2. Intenzitás alskála (Intensity subscale, 7 tétel): azt méri, hogy mennyire tartják a gyermekek kirohanónak, intenzívnek a konfliktusokat (pl.: „A szüleim egymással ordibálva szoktak veszekedni”).
3. Megoldás alskála (Resolution subscale, 6 item): azt vizsgálja, hogy hogyan viszonyulnak egymáshoz a szülők a gyermekek szerint a konfliktusok után, van-e a konfliktusnak megoldása, a feszültségnek feloldása (pl.: „A szüleim még a veszekedések után is dühösek egymásra”).
4. Tartalom alskála (Content subscale, 4 item): annak felmérésére szolgál, hogy milyen gyakran képezi a gyermek vagy viselkedése a szülők közötti konfliktus tárgyát (pl.: „Szüleim gyakran veszekednek az iskolai dolgaik miatt”).
5. Észlelt fenyegetettség alskála (Threat subscale, 6 item): segítségével a gyermekek konfliktusokkal kapcsolatos félelmei vizsgálhatók (pl.: „Amikor a szüleim veszekednek, aggódom, hogy velem mi fog történni”).
6. Megküzdési hatékonyság alskála (Coping efficacy subscale, 6 item): a gyermekek konfliktusokkal való megküzdésének képességét méri (pl.: „Nem tudom, mit kellene tennem, amikor a szüleim veszekednek”).
7. Önhibáztatás alskála (Self-blame subscale, 5 item): azt méri, hogy mennyire érzik a gyermekek azt, hogy ők az okai szüleik konfliktusainak (pl.: „A szüleim engem okolnak a veszekedéseik miatt”).
8. Trianguláció alskála (Triangulation subscale, 8 item): azt méri, hogy mennyire vonódnak be a gyermekek szüleik konfliktusaiba (pl.: „Úgy érzem, muszáj valamelyikük mellé állnom, amikor a szüleim veszekednek”).

Elvált szülők esetében, ha a gyermekkel élő szülőnek van új partnere, a kérdéseket az új partnerre vonatkozóan kell megválaszolni. Ha elvált szülők esetében nincs új partnere annak a szülőnek, akivel a gyermek él, akkor a kérdéseket arra az időszakra visszaemlékezve kell megválaszolni, amikor még együtt éltek a szülők.

Vonásszorongás Skála gyermekváltozata (State-Trait Anxiety Inventory for Children, STAI-C; Spielberger, 1973; magyar változat: Sipos & Sipos, 1979): a vonásjellegű szorongást mérő, egyenes és fordított irányú tétéleket egyaránt tartalmazó, önkitöltős kérdőív 20 kérdést tartalmaz. Olyan kér-

désekből áll, mint például: „Félek attól, hogy hibát követek el.” Az egyes állításokat a szinte soha (0 pont) és gyakran (2 pont) végpontok között lehet értékelni attól függően, hogy mennyire érzi a gyermek jellemzőnek magára általában az adott állítást. A magasabb pontszám nagyobb mértékű szorongásra utal. A kérdőív belső megbízhatósága egy hazai normatív mintán megfelelőnek bizonyult (Cronbach-alfa: 0,77; Sipos & Sipos, 1979). A Cronbach-alfa értéke a jelen minta esetében is jó (Cronbach-alfa: 0,87).

Gyermek Depresszió Kérdőív (Children Depression Inventory, CDI; Kovács, 1981) rövidített változata (Rózsa és mtsai, 1999): a 10 tételből álló, önjellemző kérdőív tételei az elmúlt két hétben átélt különböző depressziós tünetek (szomorúság, ingerlékenység, önértékelési, társas kapcsolati zavarok) leírásai. Egyenes és fordított irányú tételeket egyaránt tartalmaz. A válaszlehetőségek végpontjai: nem (0 pont) és nagyon (2 pont). A magasabb pontszám nagyobb mértékű depressziót jelez. A rövidített változat belső megbízhatósága általános iskolások és középiskolások hazai normatív mintáján jónak bizonyult (Cronbach-alfa: 0,83; Rózsa és mtsai, 1999). A Cronbach-alfa értéke a jelen mintában is megfelelő (Cronbach-alfa: 0,77).

WHO Jól-lét Kérdőív rövidített változata (Well-Being Inventory-5, WBI-5; Susánszky, Konkoly Thege, Stauder, & Kopp, 2006): öttételes, négyfokú Likert-típusú skálát használó kérdőív, amelynek segítségével kell a válaszadónak értékelnie, hogyan érezte magát az elmúlt két hétben, például „vidámnak és jókedvűnek”. A válaszlehetőségek végpontjai: egyáltalán nem jellemző (0), teljes mértékben jellemző (3). A magasabb érték kedvezőbb pszichológiai állapotot jelez. Egy nyolcadik osztályos diákokkal végzett hazai felmérés során a skála jó belső megbízhatóságot mutatott (Cronbach-alfa: 0,78; Ács, Borsos, & Rétsági, 2010). A mérőeszköz belső konzisztenciája a jelen mintában is elfogadhatónak bizonyult (Cronbach-alfa: 0,70).

2.3.2. A szülők kérdőívcsomagjában szereplő mérőeszközök

Alapadatok: rákérdeztünk a szülő nemére, életkorára, iskolai végzettségére. *Rövidített Házastársi Stressz Skála* (Marital Stress Scale, MSS; Orth-Gomer & Chesney, 1997; Balog, Székely, Szabó, & Kopp, 2006): öt tételből áll, amelyek a hosszú változat három faktorából (szeretet-bizalom, problémamegoldás és személyes identitás faktor) származnak. A kérdések között szerepel például, hogy „Problémáikat közösen szokták megoldani?” vagy „Vannak dolgok, amelyekről nem tudnak nyíltan beszélni egymással?” A tételekre igen/nem válasz adható, így azok 0 vagy 1 pontot érnek. Az alacsonyabb pontszám a kevésbé stressztelnek átélt, kedvezőbb házasságra utal. Egy szív-műtéten átesett felnőttekkel végzett hazai vizsgálat (Balog és mtsai,

2006) keretei között a kérdőív belső megbízhatósága elfogadhatónak bizonyult (Cronbach-alfa: 0,69). A skála belső konzisztenciája a jelen mintában is megfelelő (Cronbach-alfa: 0,74).

2.4. Alkalmazott statisztikai módszerek

A skálaképzések során a hiányzó adatokat a válaszadók saját skálaátlagával pótoltuk. Az elemzéseket az SPSS 17.0 és az MPLUS 7.0 (Muthén & Muthén, 1998) statisztikai programcsomagok alkalmazásával végeztük.

A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála (CPIC) elméleti faktorstruktúrájának vizsgálata konfirmatív faktoranalízissel (CFA; Kline, 2005) történt. Két alternatív modellt teszteltünk. Az első modell az alskáláknak megfelelően 8 faktorból állt. A második modell a Grych és munkatársai (2004) tanulmányában közölt, a bevezetőben ismertetett négyfaktoros megoldás. A modellek illeszkedését a következő mutatókkal vizsgálatuk: χ^2 -próba, a reziduuumok átlagos négyzetgyöke (RMSEA), komparatív illeszkedési mutató (CFI), Tucker–Lewis illeszkedési mutató (TLI). Az RMSEA értéke 0,05 alatt kiváló, 0,08 körül közepes, 0,10 felett pedig gyenge illeszkedésre utal. A CFI és a TLI értéke $\geq 0,90$ elfogadható, $\geq 0,95$ pedig jó illeszkedést jelez (Byrne, 2001). Az alternatív modellek illeszkedését χ^2 -különbség-próbával hasonlítottuk össze.

A kérdőívek belső megbízhatóságának tesztelésére Cronbach-alfa-mutatót számítottunk azok 95%-os megbízhatósági intervallumával együtt. A CPIC időbeli konzisztenciáját öt hónapos intervallumban felvett adatokkal, korrelációs elemzéssel teszteltük. A CPIC konstruktumvaliditásának vizsgálata során Pearson-féle korrelációs, illetve Spearman-féle rangkorrelációs elemzést alkalmaztunk. A korrelációs együtthatók értékének interpretálásához Cohen (1988) meghatározását vettük alapul, nevezetesen 0,3 alatt gyenge, 0,3–0,5 között közepes erősségű, 0,5 felett erős. A két nemet kétmintás *t*-próbával, illetve Mann–Whitney-féle *U*-próbával hasonlítottuk össze a CPIC alskálái mentén. A különbségek hatásméretének becslésére Cohen-*d* mutatót (Cohen, 1992) számítottunk.

3. Eredmények

3.1. A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála alapadatai és a nemek összehasonlítása az alskálák mentén

Az 1. táblázatban bemutatjuk a Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála leíró statisztikáját és a két nem összehasonlítását az alskálák mentén. Eredményeink szerint a fiúk szignifikánsan jobban egyetértettek azzal, hogy a szüleik őket hibáztatják konfliktusaikért ($Z = -2,443$; $p = 0,015$; Cohen- $d = 0,49$), illetve a szülői konfliktusok esetében szignifikánsan nagyobb mértékben hibáztatták magukat ($Z = -1,993$; $p = 0,046$; Cohen- $d = 0,43$), mint a lányok.

1. táblázat. A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála leíró statisztikája és a két nem összehasonlítása

Skálák	Teljes minta (n = 127)		Fiúk (n = 52)	Lányok (n = 75)	A nemek összehasonlítása a változók mentén	
	Terjedelem	Átlag (szórás)	Átlag (szórás)	Átlag (szórás)	t/Z	Cohen-d
Gyakoriság	0–11	3,3 (2,54)	3,3 (2,49)	3,3 (2,60)	$t_{(125)} = 0,076$	0,01
Intenzitás	0–11	3,4 (2,40)	3,8 (2,42)	3,2 (2,37)	$t_{(125)} = 1,575$	0,28
Megoldás	0–11	2,1 (2,58)	2,0 (2,25)	1,9 (2,32)	$Z = -0,764$	0,04
Tartalom	0–7	0,9 (1,60)	1,4 (1,91)	0,6 (1,26)	$Z = -2,443^*$	0,49
Észlelt fenyegetettség	0–12	3,6 (3,15)	3,2 (2,90)	3,8 (3,31)	$Z = -0,901$	0,18
Megküzdési hatékonyság	0–12	5,2 (2,88)	4,9 (3,25)	5,4 (2,60)	$t_{(97)} = -0,902$	0,17
Önhibáztatás	0–10	2,1 (1,91)	2,6 (2,23)	1,8 (1,60)	$Z = -1,993^*$	0,43
Trianguláció	0–11	3,6 (2,27)	3,6 (2,16)	3,6 (2,35)	$t_{(125)} = 0,168$	0,03

Megjegyzés: * $p < 0,05$. A hatásméret-mutató (Cohen- d) értékeinek értelmezése: $< 0,20$ kis hatás, $0,20$ – $0,50$ közepes mértékű hatás, $> 0,80$ nagy hatás (Cohen, 1992). A közepes mértékű vagy annál erősebb hatásméret-mutatókat félkövér betűvel emeltük ki.

3.2. A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála faktorszerkezete

Elsőként a nyolcfaktoros struktúrát teszteltük. A konfirmatív faktoranalízis során a kategoriális, illetve a padló- és plafonhatást mutató eloszlással bíró változókra is alkalmazható súlyozott négyzetes átlag és módosított varianciabecslési eljárást (robust weighted least squares; WLSMV; Brown, 2006) alkalmaztuk. Az illeszkedési mutatók értékei a következőképpen alakultak: $\chi^2_{(1052)} = 1355,0$, $p < 0,001$; CFI = 0,892; TLI = 0,884; RMSEA = 0,048, RMSEA CI₉₀: 0,040–0,057, $p = 0,698$. Az RMSEA-mutató értéke jó illeszkedésre utal, míg a TLI és a CFI csak közelíti az elfogadható értéket. A Tartalom alskálához tartozó 21. tétel rendkívül erős lineáris kapcsolatot mutat az Önhibáztatás alskálához sorolt 18. tétellel ($r_s = 0,85$; $p < 0,001$), amely a tételek közel azonos tartalmának köszönhető (21. A szüleim általában miattam veszekednek; 18. Általában az én hibám, ha a szüleim veszekednek). Mivel a 38. tétel („A szüleim már törtek-zúztak vagy vágtak egymáshoz dolgokat veszekedés közben”) esetében a válaszadók 96,1%-a „nem igaz” opciót jelölte meg, a válaszok alacsony variabilitására való tekintettel megfontolandó e tétel kihagyása. A Trianguláció alskála három tétele (úgy mint 12., 17. és 30. tételek) nem töltődött szignifikánsan. Ez utóbbiak törlése után a nyolcfaktoros modell illeszkedése elfogadhatóvá vált: $\chi^2_{(917)} = 1113,4$, $p < 0,001$; CFI = 0,929; TLI = 0,924; RMSEA = 0,041, RMSEA CI₉₀: 0,032–0,049, $p = 0,960$. A korrelációs elemzés eredményei szerint az alskálák mérsékelt erősségű, illetve erős lineáris kapcsolatot mutatnak egymással (2. táblázat). A 28 korrelációs együtthatóból 17 (60,7%) eléri a 0,50-es értéket.

2. táblázat. A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála faktorainak korrelációi

Faktorok	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
1. Gyakoriság	–						
2. Intenzitás	0,93***	–					
3. Megoldás	0,81***	0,78***	–				
4. Tartalom	0,53***	0,49***	0,43***	–			
5. Észlelt fenyegetettség	0,62***	0,74***	0,55***	0,45***	–		
6. Megküzdési hatékonyság	0,54***	0,57***	0,63***	0,43***	0,62***	–	
7. Önhibáztatás	0,53***	0,51***	0,44***	0,95***	0,39**	0,24*	–
8. Trianguláció	0,61***	0,58***	0,34**	0,36**	0,60***	0,25*	0,40***

Megjegyzés: A Trianguláció alskála esetében az öttételesre redukált változattal végeztük a számításokat. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$; **** $p < 0,001$. A korrelációs együtthatók értékének értelmezése: 0,3 alatt gyenge, 0,3–0,5 között közepes erősségű, 0,5 felett erős (Cohen, 1988).

A négyfaktoros modell (Grych és mtsai, 2004) illeszkedési mutatói a 8-tételes Trianguláció skála esetében a következőképpen alakultak: $\chi^2_{(1074)} = 1408,6$, $p < 0,001$; CFI = 0,881; TLI = 0,875; RMSEA = 0,050, RMSEA CI₉₀: 0,042–0,057, $p = 0,537$. A szignifikáns töltést nem mutató tételek törlésének eredményeképpen az illeszkedési mutatók számottevően javultak, és a modell illeszkedése elfogadhatóvá vált: $\chi^2_{(939)} = 1204,5$, $p < 0,001$; CFI = 0,915; TLI = 0,910; RMSEA = 0,045, RMSEA CI₉₀: 0,037–0,053, $p = 0,851$. A faktorok között pozitív irányú, mérsékelt erősségű, illetve erős szignifikáns lineáris kapcsolatokat találtunk ($r = 0,44$ – $0,67$; $p < 0,001$). Az ily módon képzett alskálák belső megbízhatósága megfelelő (Cronbach-alfa: 0,63–0,88). Az eredményeket a 3. táblázatban részletezzük.

3. táblázat. A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála alternatív faktorainak korrelációi és a skálák belső megbízhatósága

Faktorok	1.	2.	3.	Cronbach-alfa (tételszám)	Cronbach-alfa CI ₉₅
1. A konfliktus jellemzői	–			0,88 (19)	0,84–0,91
2. Fenyegetettség	0,67	–		0,79 (12)	0,74–0,84
3. Önhibáztatás	0,53	0,47	–	0,81 (9)	0,76–0,86
4. Trianguláció	0,56	0,62	0,44	0,63 (5)	0,52–0,73

Megjegyzés: A Trianguláció alskála esetében az öttételesre redukált változattal végeztük a számításokat. A korrelációs együtthatók értékének értelmezése: 0,3 alatt gyenge, 0,3–0,5 között közepes erősségű, 0,5 felett erős (Cohen, 1988).

Az alternatív modellek közötti döntéshez χ^2 -különbség-próbát alkalmaztunk az MPLUS program beépített DIFFTEST eljárásával, ami az alkalmazandó eljárás a WLSMV módszer esetében. Az elemzés során az öttételesre redukált Trianguláció skálával dolgoztunk. Az eredmények szerint a nyolcfaktoros modell szignifikánsan jobban illeszkedik az adatokra, mint az alternatív négyfaktoros modell ($\Delta\chi^2 = 66,5$; $\Delta df = 22$; $p < 0,001$).

3.3. A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála reliabilitása

Az eredeti, nyolctételes Trianguláció alskála kivételével valamennyi alskála belső konzisztenciája elfogadhatónak mondható: a Cronbach-alfa-értékek a 0,63–0,81 közötti tartományban helyezkednek el. Az öttételesre redukált Trianguláció alskála belső megbízhatósága ugyancsak elfogadható (Cronbach-alfa: 0,63).

A kérdőív öt hónapos időintervallumban felvett teszt-reteszt reliabilitás vizsgálata ($n = 30$) eredményeképpen a Trianguláció és az Intenzitás kivételével valamennyi alskála esetében alátámasztást nyert az időbeli konzisztencia ($r/r_s = 0,48\text{--}0,68$; $p < 0,01$). A Trianguláció alskála öttételesre redukált változata esetében ugyancsak alacsony az időbeli konzisztencia ($r_s = 0,33$; $p = 0,079$). A reliabilitásvizsgálat eredményeit a 4. táblázatban mutatjuk be részletesen.

4. táblázat. A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála reliabilitásvizsgálatának eredményei

Alskálák	Belső megbízhatóság ($n = 127$)		Teszt-reteszt reliabilitás ($n = 30$)
	Cronbach-alfa (tételszám)	Cronbach-alfa CI_{95}	
Gyakoriság	0,73 (6)	0,66–0,80	0,60***
Intenzitás	0,63 (7)	0,52–0,72	0,38*
Megoldás	0,81 (6)	0,76–0,86	0,67***
Tartalom	0,81 (4)	0,75–0,86	0,48**
Észlelt fenyegetettség	0,80 (6)	0,73–0,85	0,68***
Megküzdési hatékonyság	0,68 (6)	0,59–0,76	0,61***
Önhibáztatás	0,63 (5)	0,51–0,72	0,62***
Trianguláció	0,40 (8)	0,22–0,54	0,36 ⁺

Megjegyzés: ⁺ $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$. A dőlt betűvel szedett értékek Spearman-féle rangkorrelációs együtthatók.

3.4. A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála validitása

A kérdőív konstruktumvaliditásának vizsgálata során a Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála alskáláit korreláltattuk a gyermek vonásszorongásával, depressziójával, jóllétével, valamint a szülő által észlelt házastársi stresszel. Tekintettel arra, hogy a két nem feltételezhetően eltérő módon éli meg a házastársi stresszt, továbbá a válaszadó szülők körében az apák elenyésző számban jelentek meg (11%), az utóbbi elemzés során csak az anyák adataival dolgoztunk ($n = 113$).

Eredményeink szerint a szülői konfliktusoknak a gyermek által észlelt mért dimenziói a várakozásnak megfelelően pozitív irányú, gyenge, illetve mérsékelt erősségű lineáris kapcsolatot mutattak a gyermek depressziószintjével és vonásszorongásával, ugyanakkor negatív irányú, gyenge lineáris kapcsolatot mutattak a gyermek jóllétével. Az anyák által észlelt házastársi stressz ugyancsak a várakozásnak megfelelő, pozitív irányú, gyenge, illetve mérsékelt erősségű lineáris kapcsolatot mutatott a gyermek által észlelt szülői konfliktusok több aspektusával. Az eredményeket az 5. táblázatban részletezzük.

5. táblázat. Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála konstruktumvaliditás-vizsgálatának eredményei (korrelációs együtthatók)

Skálák	Vonásszorongás	Depresszió	Jóllét	Házastársi stressz
Gyakoriság	0,25**	0,40**	-0,26**	0,36***
Intenzitás	0,16	0,24**	-0,25**	0,33***
Megoldás	0,25**	0,24**	-0,29**	0,45***
Tartalom	0,27**	0,17*	-0,26**	0,14
Észlelt fenyegetettség	0,40***	0,30**	-0,22*	0,27**
Megküzdési hatékonyság	0,31**	0,34**	-0,28**	-0,01
Önhibáztatás	0,28**	0,22*	-0,28**	0,12
Trianguláció	0,17	0,19*	-0,10	0,32**
Trianguláció – rövidített, öttételes változat	0,27**	0,28**	-0,11	0,30**

Megjegyzés: A Házastársi stressz skálával végzett korrelációs elemzés során csak az anyák adataival dolgoztunk (n = 113). *p<0,10; *p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001. A dőlt betűvel szedett értékek Spearman-féle rangkorrelációs együtthatók. A korrelációs együtthatók értékének értelmezése: 0,3 alatt gyenge, 0,3–0,5 között közepes erősségű, 0,5 felett erős (Cohen, 1988).

4. Megbeszélés

A konfliktusok az interperszonális kapcsolatok természetes velejárói, és önmagukban nem nevezhetők jónak vagy rossznak. Erikson (2002) érvelése szerint a konfliktusok a fejlődés hajtóerejévé válhatnak a szülők és a szülő–gyermek közötti kapcsolatban egyaránt, csak jól kell élni velük. Az elmúlt évtizedekben a hazánkban is felerősödő demográfiai változások egyik jellemzőjeként a válás egyre elfogadottabb és kevésbé stigmatizált állapottá vált (Földházi, 2009). A válás azonban, mint a veszteség egy formája, a leginkább stresszkeltő negatív életesemények közé tartozik (Holmes & Rahe, 1967). Hajnal (1998) gyermek-elhelyezési perek felnőtt és

gyermek szereplőit vizsgálva megállapította, hogy a válási krízis a család egészének és egyes tagjainak krízisét egyaránt okozza, ami a család valamennyi funkcióját érinti.

A házastársi konfliktusok, illetve a válás következményei rendkívül összetett problémakört jelentenek, ugyanakkor a szülői konfliktusoknak a gyermekek testi és lelki egészségére gyakorolt kedvezőtlen hatásai jól alátámasztottak a szakirodalomban (Cummings & Davies, 2002; Grych és mtsai, 2000). A gyermekek által átélt stressz mértéke meghatározza, hogy a konfliktusok feldolgozása során milyen megküzdési módokat választanak, ami adott esetben patológiás egyensúly kialakulásához is vezethet a családban. Például **a gyermek bevonódása a konfliktusokba (ún. trianguláció)** pszichoszomatikus tünetek kialakulásához vezethet (Minuchin és mtsai, 1975). A konfliktusok árnyalt vizsgálata lehetőséget ad a **gyermekekben zajló, esetlegesen maladaptív folyamatok feltárására.**

Az olyan családokban felnőtt gyermekek, ahol a szülők közötti konfliktusok száma magas, a családi légkör ellenséges és a gyermekek kötődése bizonytalan, felnőttkorban általában labilis és rövid távú párkapcsolatokat alakítanak ki és a szülői feladatok ellátásába is csak korlátozottan fektetnek energiát (Belsky, Steinberg, & Draper, 1991). Egy újabb tanulmányban olyan házastársakat és gyerekeik mentális egészségét vizsgálták, akiknél a válás jogi lezajlását nagyon gyakori és intenzív konfliktusok jellemezték. Azt találták, hogy a gyerekeik mentális egészségét nem elsősorban a szülők közötti konfliktusok mennyisége határozta meg, hanem az, hogy elég időt töltöttek-e a gyerekek azzal a szülővel, aki a szülői szerepében megfelelően helytállt (Sandler, Wheeler, & Braver, 2013).

Draper és Harpending (1982) evolúciós elmélete szerint az első 5–7 év szenzitív periódus az ember életében, amely nagymértékben befolyásolja a későbbi párkapcsolati kötődését és a gyermekneveléssel kapcsolatos magatartást. Belsky és munkatársai (1991) ezt az elméletet bővítették ki azzal, hogy nemcsak az apa hiánya, hanem a szülők közötti konfliktusok magas száma, az ellenséges családi légkör, a bizonytalan kötődés és következtelen nevelés is mind hatással vannak a gyermek testi fejlődésére és meghatározza, hogy milyen reprodukív stratégiát választanak. Az előbb említett esetben a gyermekek szexuális érése korábbra tolódik, általában labilis és rövid távú párkapcsolatokat alakítanak ki és a szülői feladatok ellátásába is csak korlátozottan fektetnek energiát.

Chisholm (1993) érvelése szerint a **kedvezőtlen gyermekkori tapasztalatok** azért raktározódnak el és határozzák meg sokszor az egyén életvezetési stratégiáját, mert azok egykor megfeleltek az aktuális viszonyoknak és a túlélést segítették. Azt is feltételezi, hogy a **természetes szelekció** révén kialakult, hogy a **gyermekek érzékenyen reagálnak a halálozási gyakoriság-**

gal kapcsolatba hozható környezeti hatásokra. Bereczkei és Csanaky (2001) kimutatták, hogy a gyakori konfliktusokkal és negatív szülői érzelmekkel jellemezhető családokban nevelkedett felnőttek testvérei között magasabb a halálozás valószínűsége, mint azoknak a testvérei körében, akik kedvezőbb gyermekkori családi környezetben nőttek fel. Belsky és munkatársai (1991) modelljét később kibővítették, amely szerint a pubertás kezdetét az említett családi tényezőkön kívül genetikai okok, valamint pszichoszociális faktorok is befolyásolják (Graber, Brooks-Gunn, & Warren, 1995).

A szülők közötti konfliktusoknak a gyermekük egészségi állapotára gyakorolt hatásában kulcsfontosságú, hogy maga a gyermek hogyan éli meg az incidenst. Például mennyire hibáztatja magát a konfliktusokért, mennyire érzi fenyegetve magát, mennyire vonódik bele a konfliktusokba és milyen szerepet vállal azok megoldásában. A konfliktusok észlelésének, élményének adekvát mérése támpontokat nyújt az erre hivatott szervezeteknek és intézményeknek, mentálhigiénés szakembereknek és pszichológusoknak az érintett gyermekek segítéséhez.

Grych és Fincham (1990) kidolgozták a szülők közötti konfliktusok és a gyermekek reakcióinak kapcsolatát leíró, kognitív-kontextuális modellt, amely magában foglalja azokat a tényezőket, amelyek befolyásolják, hogy hogyan éli meg a gyermek a szülei konfliktusait. E modell alapján született a Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála (Children's Perception of Interparental Conflict Scale; CPIC; Grych és mtsai, 1992; Grych és mtsai, 2004). A CPIC a gyermekek szemszögéből értékeli a szülei között megjelenő konfliktusokat, rákérdezve az ezzel kapcsolatos érzéseikre és gondolataikra. Keresztmetszeti, kérdőíves kutatásunk céljával a széles körben alkalmazott, több nyelven elérhető, pszichometriai szempontból számos alkalommal vizsgált CPIC magyar nyelvű adaptálását és pszichometriai elemzését tűztük ki.

Moura és munkatársai (2010) széles körű pszichometriai vizsgálatnak vetették alá a CPIC portugál változatát. A kutatásba a serdülőkorú (n = 346, 14–18 évesek) túl fiatal felnőtteket (egyetemisták, n = 331, 19–26 évesek) is bevontak. A résztvevők 83,9%-a kétszülős családból származott. Az alsókálák Cronbach-alfa-értékei az összevont mintán a 0,57–0,86 tartományban, míg az alsókálák közötti korrelációs együtthatók értékei a 0,05–0,80 tartományban helyezkedtek el. A korrelációs együtthatók a 36-ból 7 esetben (19,4%) érték el a 0,50-es értéket. A kérdőív elméleti faktorstruktúráját konfirmatív faktoranalízissel tesztelték az EQS 6.1 statisztikai programcsomag alkalmazásával. A tételesszintű elemzés során három alternatív modellt tesztelték a két korcsoport összevont mintáján. A Trianguláció és a Stabilitás alsókálákat nem vonták be az elemzésbe.

Az első modell egyetlen faktorból állt. A második, Grych és munkatársai (1992) eredményei alapján felállított háromfaktoros modell felépítése a következő volt: 1) A Konfliktus jellemzői faktor a Gyakoriság, Intenzitás és Megoldás alskálák tételeit tartalmazta; 2) A Fenyégetettség faktor az Észlelt fenyégetettség és a Megküzdési hatékonyság alskálák tételeit foglalta magában; 3) Az Önhibáztatás faktor pedig a Tartalom és az Önhibáztatás alskálák tételeiből állt. A harmadik modell a hét elsőrendű faktorból álló struktúra adatokra való illeszkedését tesztelte. Az általános faktort tartalmazó modell esetében a szerzők nem közölték az illeszkedési mutatókat. A háromfaktoros és a hétfaktoros modell illeszkedési mutatói a szerzők interpretációi szerint elfogadhatóak. Az alskálakon elért pontszámok szintjén végzett konfirmatív faktoranalízis során két háromfaktoros modellt teszteltek, kétcsoportos megközelítést alkalmazva. A modellnek a két korcsoportra vonatkozó invarianciájának vizsgálata során a konfigurális, metrikus és skaláris faktorstruktúra (Ong & Van Dulmen, 2007) azonosságát egyaránt tesztelték. Az első modell esetében hét alskálával dolgoztak, és a három faktor összetétele megegyezett a tételszinten végzett elemzés során tesztelt modellével. Az illeszkedési mutatók jónak bizonyultak. A második modell esetében mind a kilenc alskálával dolgoztak. A három faktor összetétele annyiban tért el az első modellétől, hogy a Konfliktus jellemzői faktorban helyet kapott a Trianguláció és a Stabilitás alskála is. Az illeszkedési mutatók ezúttal alátámasztották az elméleti modellt.

A Vairami és Vorria (2007) által Görögországban lefolytatott vizsgálatban ($n = 254$, 10–16 évesek) alkalmazott CPIC nem tartalmazta a Trianguláció és a Stabilitás alskálákat. A szerzők a tételek szintjén, exploratív módon tesztelték a mérőeszköz faktorstruktúráját⁴. Az eredményként kapott három elsőrendű faktor megfelelt a Grych és munkatársai (1992) által kapott három másodrendű faktornak. A faktorok által megmagyarázott variancia azonban mindössze 43,2% volt. A pszichometriai mutatói alapján hat tétel törlésre került (négy tétel faktorsúlya nem érte el a szerzők által minimálisan elvárt 0,40-es értéket, két tétel pedig két faktoron is töltődött). Az ily módon 36 tételesre redukált kérdőív skáláinak belső megbízhatósága jónak bizonyult. A Cronbach-alfa-értékek a következőképpen alakultak: a Konfliktus jellemzői skála esetében 0,91, az Önhibáztatás skála esetében 0,80, a Fenyégetettség skála esetében pedig 0,79.

A kérdőívvel a speciális populációkon folytatott vizsgálatokra példa Nigg és munkatársai (2009) családok 6–18 éves gyermekeivel végzett kutatása. Az első minta ($n = 783$) esetében a gyermekek 49,0%-a figyelem-

⁴ Alkalmazott eljárás: főkomponens-elemzés derékszögű forgatással (varimax rotáció).

hiányos hiperaktivitás zavar (ADHD) diagnózissal rendelkezett. A második, ikertestvérekből álló minta ($n = 407$) esetében az ADHD nem került formális felmérésre. Az első mintán exploratív (EFA)⁵, a második mintán pedig konfirmatív (CFA) faktoranalízist végeztek az MPLUS 5.1 statisztikai programcsomag alkalmazásával. Az ADHD és non-ADHD résztvevők összevont mintáján végzett EFA eredményei alapján a négyfaktoros megoldást fogadták el. A Konfliktus jellemzői, a Fenyegetettség és az Önhibáztatás faktor mellett negyedikként jelent meg a Trianguláció és Stabilitás alszkálák tételeit tartalmazó faktor. 9 tétel törlésre került az alacsony faktorsúly vagy a több faktorhoz való tartozás miatt. Az ily módon kapott modell illeszkedését a második mintán konfirmatív faktoranalízissel tesztelték. Az egyetlen, nem szignifikáns faktorsúlyú tétel eltávolítása után az illeszkedési mutatók – a szerzők interpretációja szerint – általánosságban véve jó illeszkedést mutattak. A modell invarianciáját kétfaktoros megközelítéssel tesztelték oly módon, hogy a két mintát összevonva életkoruk alapján két csoportot képeztek, úgymint 6–9 évesek ($n = 344$) és 10–18 évesek ($n = 791$). A CFA illeszkedési mutatói az előbbinél gyengébbnek bizonyultak, ezért a szerzők javasolják az életkor hatásának további vizsgálatát.

A kérdőív pszichometriai sajátosságait bemutató tanulmányokban azonban előfordulnak tévedések és módszertani problémák. Például Reese-Weber és Hesson-McInnis (2008) Grych és munkatársai (1992) ötfaktoros modelljét tesztelik a kérdőív első, közzétett változatának alkalmazásával, holott az idézett szerzők az eredményeik alapján kivették a Trianguláció és a Stabilitás alszkálákat és háromfaktoros modellt fogadtak el. Ráadásul egy 2004-ben publikált tanulmányban Grych és munkatársai közreadták a mérőeszköz átdolgozott változatát, és már négyfaktorosként írnak a kérdőívről. A kérdőív faktorszerkezetének vizsgálata során az exploratív faktoranalízis sokféle módszerét alkalmazták, különféle kritériumokkal (pl. a minimálisan elvárt faktorsúlyok tekintetében), és eltérő forgatási metódusokkal. Az elemzési módok változatossága törvényszerűen más-más eredményekhez vezetett.

Az eredményekből viszont a módszertani problémák figyelembevétele nélkül messzemenő, azonban a későbbiek során nem kielégítően vizsgált és magyarázott következtetéseket vontak le, mint például, hogy a kultúra és a gyermekek életkora is befolyásolhatja a faktorszerkezetet, azaz a szülők közötti konfliktusok észlelését (Reese-Weber & Hesson-McInnis, 2008). A konfirmatív faktoranalízist alkalmazó tanulmányokban is akadnak vissza-

⁵ Weighted least squares (WLS) módszer, ferdeszögű forgatással, GeoMax rotáció. A legjobb WLS-megoldás azonosítása után maximum likelihood módszerrel történt a faktorkivonás.

térő problémák. Az RMSEA-mutató értéke a legtöbb tanulmányban jó illeszkedésre utalt, míg a TLI és a CFI gyakorta az elfogadható érték alatt volt (Moura és mtsai, 2010; Nigg és mtsai, 2009). Ezen a problémán azonban a legtöbb szerző könnyedén túllépett. Például Moura és munkatársai (2010) interpretációja szerint az alacsony CFI-értékek a modellek komplexitásának köszönhetőek, és a többi illeszkedési mutató fényében elfogadhatónak tartják a tesztelt modellek illeszkedését. Módszertani szempontból megkérdőjelezhetők Nigg és munkatársainak (2009) eredményei is, amelyben az elemzések során összevonták a figyelemhiányos hiperaktivitás zavarban (ADHD) szenvedők mintáját a non-ADHD csoporttal, ráadásul nagyon fiatal, 6–8 éves gyerekekkel is dolgoztak, holott a kérdőívet 9–12 éves gyerekek mintáján dolgozták ki, és létezik egy fiatalabb gyermekek számára kidolgozott változat is (McDonald & Grych, 2006).

Vizsgálatunkban 143 szülő–gyermek páros vett részt. Az elemzésekbe a kétszülős családban nevelkedő gyermekeket és szüleiket vontuk be (126 páros). A CPIC pszichometriai elemzése jó eredménnyel zárult. A kérdőív elméleti faktorstruktúrájának vizsgálata során a nyolc alskálának megfelelő nyolcfaktoros elméleti modell, és a később kialakított négyfaktoros elméleti modell egyaránt alátámasztást nyert, miután töröltük a Trianguláció alskálából a szignifikáns töltődést nem mutató tételket. A Trianguláció alskála a CPIC elsőként közölt verziójában 5 tételből állt. Az egyetlen, fordított irányú tétel nem rendelkezett szignifikáns faktorsúllyal, ezért Grych és munkatársai (1992) törölték. Ugyanezen alskálát Grych és munkatársai (2004) később 4 tétellel bővítették, a belső megbízhatóság javítása céljából. A bővítés során visszakerült a korábban törölt tétel, emellett két egyenes irányú és egy fordított irányú tétel. Ez utóbbiak kialakítására nézve nem találtunk szakirodalmi adatot.

A jelen vizsgálatban szignifikáns töltődést nem mutató tételek az újonnan bekerült tételek közül kerültek ki, méghozzá mindkét fordított irányban megfogalmazott tétel gyengének bizonyult. Elképzelhető, hogy a konfliktusokba történő bevonódás esetében a megfogalmazás irányának köszönhető az alacsony faktorsúly. Az alternatív elméleti modellek összehasonlításának eredménye szerint a nyolcfaktoros struktúra jobban illeszkedik az adatokra, mint a négyfaktoros modell. Moura és munkatársai (2010) a Trianguláció alskála nélkül végezték el a hétfaktoros és a háromfaktoros elméleti modell illeszkedésének tesztelését. Az alternatív modellek illeszkedését nem hasonlították. Az általuk közölt adatok alapján elvégezve a χ^2 -különbség-próbát azt találtuk, hogy a háromfaktoros modell szignifikánsan jobban illeszkedik az adatokra, mint a hétfaktoros modell ($\Delta\chi^2 = 199,32$; $\Delta df = 19$; $p < 0,001$). Mivel a másodrendű struktúrák felépítésére nézve igen változatosak az eredmények a szakirodalomban, a kérdőív megbízhatóságának és

érvényességének vizsgálata során az adatainkra jobban illeszkedő nyolcfaktoros struktúra alapján a nyolc alskálával dolgoztunk.

A kérdőív alskáláinak belső megbízhatósága a Trianguláció alskála kivételével megfelelő. Az öttételesre redukált Trianguláció skála belső konzisztenciája is elfogadható. A féléves időintervallumban mért időbeli konzisztencia is alátámasztást nyert hat alskála esetében. Az Intenzitás és Trianguláció alskálák esetében a szokatlanul nagy időintervallum és a Trianguláció alskála alacsony belső megbízhatósága magyarázhatja az alacsony időbeli konzisztenciát.

A mérőeszköz konstruktumvaliditását támogatja, hogy az alskálák zöme a várokozásnak megfelelő irányú és erősségű lineáris kapcsolatot mutat a depresszióval, vonásszorongással, jólléttel, valamint a szülő által észlelt házastársi stresszel. A szorongás és depresszió esetén Grych és munkatársai (1992) is hasonló eredményre jutottak, a szülők által kitöltött konfliktusait jellemző skála pedig eredményeinkhez hasonló erősségű, szignifikáns, pozitív irányú kapcsolatot mutatott a Gyakoriság, Intenzitás és Megoldás alskálákkal. Grych és munkatársai (2000) eredményeivel összhangban a fiúk hajlamosabbak önmagukat hibáztatni a szüleik konfliktusai miatt, mint a lányok; illetve nagyobb mértékben érzik úgy, hogy a szüleik valóban hibáztatják is őket a konfliktusaikért.

A vizsgálat legfőbb korlátját a kényelmi mintavétel és az alacsony mintaelemszám képezi. A konfirmatív faktoranalízis alkalmazásának egyik előfeltétele, hogy a minta megfelelően nagy legyen. Általánosan elfogadott, hogy 100 fős minta alatt nem végezhetünk ilyen elemzést. 100–200 fő között az elemzés már elvégezhető, azonban az eredmények értékelésénél az alacsony statisztikai erő miatt óvatosan kell eljárni. 200 fő fölött már elég nagy a minta az ilyen elemzések lefolytatásához (Kline, 2005). Mivel a CPIC nem stabil személyiségvonást mér, hanem egy tartósabb állapotot, a gyermek által észlelt szülői konfliktus jellemzőit, és a konfliktusok kezelési stratégiáit, az időbeli konzisztencia vizsgálatánál talált ellentmondásos eredmények értékelésénél dilemmába ütköztünk. E dilemma feloldásának hiányát is a tanulmány limitációjaként említjük. A CPIC megbízhatóságára és konstruktumvaliditására vonatkozó eredményeink fényében azonban feltétlenül érdemesnek tartjuk további vizsgálódásra ezt az általunk magyar nyelvre adaptált mérőeszközt.

A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skálának a hazai kutatásba történő bevezetésével jobban megérthetjük az összefüggéseket a gyermekek konfliktusészlelése, érzései és egészségi állapota között, feltárhatjuk a mentális és testi egészséget veszélyeztető tényezőket, illetve intervenciós módszerek hatásának, eredményességének vizsgálatára is alkalmas lehet. Bár a jelen vizsgálat eredményei alapján érdemes lenne három tételt törölni

a Trianguláció alszámból, a minta alacsony elemszámára való tekintettel változatlan formában adjuk közre a kérdőív magyar nyelvű változatát.

Függelék

A Szülői Konfliktusok Észlelését Mérő Skála

Instrukció: A következő megállapításoknál oda tegyél jelet a vonalra, amelyik Rád igaz!

- | | | |
|---|---|-------------|
| _____ Anyukámmal és apukámmal | } | élek együtt |
| _____ Egy vér szerinti és egy mostohaszülővel | | |
| _____ Csak anyával vagy apával | | |
| _____ Valamilyen rokonnal (pl. nagyszülővel, nagynénivel) | | |

Minden családban vannak időszakok, amikor a szülők nem jönnek ki jól egymással. Alább olvashatunk néhány mondatot arról, hogy gondolkoznak vagy éreznek a gyerekek, miközben szüleik vitatkoznak vagy veszekednek. Szeretnénk, hogy az alábbi kérdések mind-egyikére válaszolva leírd, mit gondolsz, mit érzel, amikor szüleid veszekednek.

Ha a szüleid nem élnek együtt, akkor az édes- és mostohaszülődre (vagy a szülőd barátja-/barátnőjére) vonatkoztatva válaszolj a kérdésekre, azokra, akikkel a legtöbb idődet töltöd. Ha a szüleid nem élnek együtt, és egyiknek sincs új élettársa, válaszadás közben emlékezz vissza azokra az időkre, amikor a szüleid még együtt voltak és nem jöttek ki jól egymással.

I = igaz

V = valamennyire vagy néha igaz

N = nem igaz

1. Soha nem látom a szüleimet veszekedni vagy egyet nem érteni.	I	V	N
2. Amikor a szüleim veszekednek, általában megoldják.	I	V	N
3. Szüleim gyakran veszekednek az iskolai dolgaim miatt.	I	V	N
4. Amikor a szüleim veszekednek, a végére valahogy én is mindig belevonódom.	I	V	N
5. Amikor a szüleim vitatkoznak, nagyon mérgesek tudnak lenni.	I	V	N
6. Amikor a szüleim veszekednek, tudok csinálni valamit, ami segít, hogy jobban érezzem magam.	I	V	N
7. Mindig megrémülök, amikor a szüleim veszekednek.	I	V	N
8. Úgy érzem, két tűz közé kerülök, amikor a szüleim veszekednek.	I	V	N
9. Nem én vagyok a hibás, amikor a szüleim veszekednek.	I	V	N
10. Lehet, hogy nem gondolják a szüleim, de én tudom, hogy sokat vitatkoznak vagy veszekednek.	I	V	N

11. A szüleim még a veszekedések után is dühösek egymásra.	I	V	N
12. Amikor a szüleim veszekednek, megpróbálok tenni valamit, hogy abbahagyják.	I	V	N
13. Amikor a szüleimnek nézeteltérésük van, csendesen beszélnek meg.	I	V	N
14. Nem tudom, mit kellene tennem, amikor a szüleim veszekednek.	I	V	N
15. A szüleim gyakran még akkor is gorombák egymáshoz, amikor a közelükben vagyok.	I	V	N
16. Amikor a szüleim veszekednek, aggódom, hogy velem mi fog történni.	I	V	N
17. Nem érzem úgy, hogy akármelyikük mellé kellene állnom, mikor a szüleim vitatkoznak egymással.	I	V	N
18. Általában az én hibám, ha a szüleim veszekednek.	I	V	N
19. Gyakran látom vagy hallom, hogy vitatkoznak a szüleim.	I	V	N
20. Amikor a szüleim nem értenek egyet valamiben, általában találhatnak megoldást.	I	V	N
21. A szüleim általában miattam veszekednek.	I	V	N
22. Amikor a szüleim veszekednek, goromba dolgokat vágnak egymás fejéhez.	I	V	N
23. Amikor a szüleim veszekednek vagy vitatkoznak, én általában tudok javítani a helyzeten.	I	V	N
24. Amikor a szüleim veszekednek, mindig félek, hogy valami rossz dolog fog történni.	I	V	N
25. Anya azt akarja, hogy mellé álljak, amikor ő és apa veszekednek.	I	V	N
26. Még ha nem is mondják, tudom, hogy én vagyok az oka, amikor a szüleim veszekednek.	I	V	N
27. A szüleim nagyon ritkán vitatkoznak.	I	V	N
28. Amikor a szüleim veszekednek, általában rögtön meg is oldják.	I	V	N
29. A szüleim gyakran vitatkoznak vagy veszekednek olyan dolgok miatt, amiket csinálok.	I	V	N
30. Én nem veszek részt a szüleim veszekedéseiben.	I	V	N
31. A szüleim egymással ordibálva szoktak veszekedni.	I	V	N
32. Amikor a szüleim veszekednek, semmit nem tudok tenni, hogy abbahagyják.	I	V	N
33. Amikor a szüleim veszekednek, aggódom, hogy valamelyikük megsérül.	I	V	N
34. Úgy érzem, muszáj valamelyikük mellé állnom, amikor a szüleim veszekednek.	I	V	N
35. A szüleim otthon gyakran zsörtölődnek egymással vagy panaszkodnak egymásra.	I	V	N

36. A szüleim nagyon ritkán kiabálnak, amikor nézeteltérések vannak.	I	V	N
37. Szüleim gyakran veszekednek, amikor én valami rosszat csinállok.	I	V	N
38. A szüleim már törtek-zúztak vagy vágtak egymáshoz dolgokat veszekedés közben	I	V	N
39. A veszekedés befejezése után a szüleim barátságosan viselkednek egymással.	I	V	N
40. Amikor a szüleim veszekednek, attól félek, hogy velem is ordibálni fognak.	I	V	N
41. A szüleim engem okolnak a veszekedéseik miatt.	I	V	N
42. Apa azt akarja, hogy mellé álljak, amikor ő és anya veszekednek.	I	V	N
43. A szüleim lökdösték és rángatták már egymást veszekedés közben.	I	V	N
44. Amikor a szüleim vitatkoznak vagy veszekednek, semmit nem tudok tenni, hogy jobban érezzem magam.	I	V	N
45. Amikor a szüleim veszekeszenek, amiatt aggódok, hogy esetleg elválnak.	I	V	N
46. A szüleim azután is gorombán viselkednek egymással, hogy befejezték a veszekedést.	I	V	N
47. Általában nem én vagyok a hibás, ha a szüleim veszekednek.	I	V	N
48. Amikor a szüleim veszekednek, egyáltalán nem hallgatják meg amit mondok.	I	V	N

Alskálák:

1. Gyakoriság alskála: 1.*, 10., 15., 19., 27.* és 35. tételek
2. Intenzitás alskála: 5., 13.*, 22., 31., 36.*, 38. és 43. tételek
3. Megoldás alskála: 2.*, 11., 20.*, 28.*, 39.* és 46. tételek
4. Tartalom alskála: 3., 21., 29. és 37. tételek
5. Észlelt fenyegetettség alskála: 7., 16., 24., 33., 40. és 45. tételek
6. Megküzdési hatékonyság alskála: 6.*, 14., 23.*, 32., 44. és 48. tételek
7. Önhibáztatás alskála: 9.*, 18., 26., 41. és 47.* tételek
8. Trianguláció alskála: 4., 8., 12., 17.*, 25., 30.*, 34. és 42. tételek

Pontozás: nem igaz = 0 pont, valamennyire vagy néha igaz = 1 pont, igaz = 2 pont.

A csillaggal jelölt tételek pontozása: nem igaz = 2 pont, valamennyire vagy néha igaz = 1 pont, igaz = 0 pont.

A skálaképzés a tételekre adott pontszámok egyszerű összeadásával történik.

Irodalom

- Ács, P., Borsos, A., & Rétsági, E. (2010). A serdülőkorúak szubjektív életminőségének vizsgálata a Nyugat-Dunántúli régióban. In „Tanulás–Tudás–Gazdasági sikerek”, *avagy a tudás-
menedzsment szerepe a gazdaság eredményességében. Konferencia kiadvány* (59–64). Győr: Széchenyi István Egyetem
- Balog, P., Székely, A., Szabó, G., & Kopp, M. (2006). A rövidített Házaszársi Stressz Skála pszichometriai jellemzői. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 7(3), 193–202.
- Belsky, J., Steinberg, L., & Draper, P. (1991). Childhood experience, interpersonal development, and reproductive strategy: An evolutionary theory of socialization. *Child development*, 62(4), 647–670.
- Bereczkei, T., & Csanaky, A. (2001). Stressful family environment, mortality, and child socialisation: Life-history strategies among adolescents and adults from unfavourable social circumstances. *International Journal of Behavioral Development*, 25(6), 501–508.
- Bickham, N.L., & Fiese, B.H. (1997). Extension of the Children's Perceptions of Interparental Conflict Scale for use with late adolescents. *Journal of Family Psychology*, 11(2), 246–250.
- Brown, T.A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press
- Byrne, B.M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. London: Lawrence Erlbaum Associates
- Chisholm, J.S. (1993). Death, hope, and sex: Life-history theory and the development of reproductive strategies. *Current anthropology*, 34(1), 1–24.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (Second edition)*. New Jersey: Lawrence Erlbaum
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155–159.
- Cummings, E.M., & Davies, P.T. (2002). Effects of marital conflict on children: Recent advances and emerging themes in process-oriented research. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 43(1), 31–63.
- Cummings, E.M., Iannotti, R.J., & Zahn-Waxler, C. (1985). Influence of conflict between adults on the emotions and aggression of young children. *Developmental Psychology*, 21(3), 495–507.
- Cummings, J.S., Pellegrini, D.S., Notarius, C.I., & Cummings, E.M. (1989). Children's responses to angry adult behavior as a function of marital distress and history of interparent hostility. *Child Development*, 60(5), 1035–1043.
- Draper, P., & Harpending, H. (1982). Father absence and reproductive strategy: An evolutionary perspective. *Journal of Anthropological Research*, 38(3), 255–273.
- El-Sheikh, M., Harger, J., & Whitson, S.M. (2001). Exposure to interparental conflict and children's adjustment and physical health: The moderating role of vagal tone. *Child development*, 72(6), 1617–1636.
- Emery, R.E. (1989). Family violence. *American Psychologist*, 44(2), 321–328.
- Emery, R.E., & O'Leary, K.D. (1982). Children's perceptions of marital discord and behavior problems of boys and girls. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 10(1), 11–24.
- Erikson, E.H. (2002). *Gyermekkor és társadalom*. Budapest: Osiris
- Folkman, S., & Lazarus, R.S. (1980). An analysis of coping in a middle-aged community sample. *Journal of Health and Social Behavior*, 21(3), 219–239.

- Földházi, E. (2009). *Családszerkezet*. Letöltve: 2011. 08. 23-án: http://www.demografia.hu/letoltes/kiadvanyok/DemPort/09foldhazi_csaladszerkezet.pdf
- Goch, I. (1998). *Entwicklung der Ungewissheitstoleranz. Die Bedeutung der familialen Sozialisation*. Regensburg: Roderer
- Godde, M., & Walper, S. (2001). The German short version of the Children's Perception of Interparental Conflict Scale. *Diagnostica*, 47(1), 18–26.
- Graber, J.A., Brooks-Gunn, J., & Warren, M.P. (1995). The antecedents of menarcheal age: Heredity, family environment, and stressful life events. *Child development*, 66(2), 346–359.
- Grych, J.H., & Fincham, F.D. (1990). Marital conflict and children's adjustment: A cognitive-contextual framework. *Psychological Bulletin*, 108(2), 267–290.
- Grych, J.H., Fincham, F.D., Jouriles E.N., & McDonald, R. (2000). Interparental conflict and child adjustment: Testing the mediational role of appraisals in the cognitive-contextual framework. *Child Development*, 71(6), 1648–1661.
- Grych, J.H., Raynor, S.R., & Fosco, G.M. (2004). Family processes that shape the impact of interparental conflict on adolescents. *Development and Psychopathology*, 16(3), 649–665.
- Grych, J.H., Seid, M., & Fincham, F.D. (1992). Assessing marital conflict from the child's perspective: The Children's Perception of Interparental Conflict Scale. *Child Development*, 63(3), 558–572.
- Hajnal, Á. (1998). *Családi krízisek és gyermekelhelyezési perek*. Letöltve: 2011. 08. 23-án: <http://www.vigilia.hu/1998/2/9802haj.html>
- Holmes, T.H., & Rahe, R.H. (1967). The Social Readjustment Rating Scale. *Journal of Psychosomatic Research*, 11(2), 213–218.
- Iraurgi, I., Martínez-Pampliega, A., Sanz, M., Cosgaya, L., Galíndez, E., & Muñoz, A. (2008). Escala de Conflicto Interparental desde la Perspectiva de los Hijos (CPIC): Estudio de validación de una versión abreviada de 36 ítems [Children's Perception of Interparental Conflict Scale (CPIC): Validation study of a short version of 36 items]. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico e Avaliação Psicológica*, 1(25), 9–34.
- Johnston, J.R., González, R., & Campbell, L.E.G. (1987). Ongoing postdivorce conflict and child disturbance. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 15(4), 493–509.
- Katz, L.F., & Gottman, J.M. (1993). Patterns of marital conflict predict children's internalizing and externalizing behaviors. *Developmental Psychology*, 29(6), 940–950.
- Kline, R.B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press
- Kovacs, M. (1981). Rating scales to assess depression in school-aged children. *Acta Paedopsychiatrica*, 46(5–6), 305–315.
- Lacinová, L., Michalčáková, R., & Ježek, S. (2009). Škála dětské percepce konfliktu mezi rodiči: Česká verze dotazníku pro adolescenty [Children's Perception of Interparental Conflict Scale: Czech version of the questionnaire on adolescents]. *Československá Psychologie*, 53(1), 68–83.
- Lucas-Thompson, R.G., & Goldberg, W.A. (2011). Family relationships and children's stress responses. *Advances in Child Development and Behavior*, 40(7), 243–299.
- Lundberg, O. (1993). The impact of childhood living conditions on illness and mortality in adulthood. *Social Science and Medicine*, 36(8), 1047–1052.
- McDonald, R., & Grych, J.H. (2006). Young children's appraisals of interparental conflict: Measurement and links with adjustment problems. *Journal of Family Psychology*, 20(1), 88–99.

- Mei, Z., & Zhongjian, M. (2006). The structure of junior high school students' perception of interparental conflict. *Psychological Science*, 29(2), 454–456.
- Minuchin, S., Baker, L., Rosman, B.L., Liebman, R., Milman, L., & Todd, T.C. (1975). A conceptual model of psychosomatic illness in children-family organization and family therapy. *Archives of General Psychiatry*, 32(8), 1031–1038.
- Moura, O., dos Santos, R.A., Rocha, M., & Matos, P.M. (2010). Children's Perception of Interparental Conflict Scale (CPIC): Factor structure and invariance across adolescents and emerging adults. *International Journal of Testing*, 10(4), 364–382.
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (1998). *Mplus user's guide. (Fifth edition.)* Los Angeles: Muthén & Muthén
- Nigg, J.T., Nikolas, M., Miller, T., Burt, S.A., Klump, K.L., & von Eye, A. (2009). Factor structure of the Children's Perception of Interparental Conflict Scale for studies of youths with externalizing behavior problems. *Psychological Assessment*, 21(3), 450–456.
- Oh, K.J., Lee, S., & Park, S.H. (2011). The effects of marital conflict on Korean children's appraisal of conflict and psychological adjustment. *Journal of Child and Family Studies*, 20(4), 444–451.
- Ong, A.D., Van Dulmen, M.H.M. (Eds., 2007). *Oxford handbook of methods in positive psychology (Series in positive psychology)*. Oxford: Oxford University Press
- Orth-Gomér, K., & Chesney, M.A. (1997). Social stress/strain and heart disease in women. In D.G. Julian, & N.K. Wenger (Eds.), *Women and heart disease* (407–420). London: Martin Dunitz Ltd.
- Porter, B., & O'Leary, K.D. (1980). Marital discord and childhood behavior problems. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 8(3), 287–295.
- Reese-Weber, M., & Hesson-McInnis, M. (2008). The Children's Perception of Interparental Conflict Scale: Comparing factor structures between developmental periods. *Educational and Psychological Measurement*, 68(6), 1008–1023.
- Rózsa, S., Vetró, Á., V. Komlósi, A., Gádos, J., Kó, N., & Csorba, J. (1999). A gyermek- és serdülőkorú depresszió kérdőíves mérésének lehetősége a klinikai és normatív mintán szerzett tapasztalatok alapján. *Pszichológia*, 19(4), 459–482.
- Sallay, H. & Dalbert, C. (2002). Women's perception of parenting: German-Hungarian comparison. *Applied Psychology in Hungary*, 3–4, 55–64.
- Sandler, I.N., Wheeler, L.A., & Braver, S.L. (2013). Relations of parenting quality, interparental conflict, and overnights with mental health problems of children in divorcing families with high legal conflict. *Journal of Family Psychology*, 27, 915–924.
- Sipos, K., & Sipos, M. (1979). A "State-Trait Anxiety Inventory for Children" (STAIC) standardizálása és validizálása magyar nyelven. *Elméleti-Módszertani Tanulmányok* 16. kötet. Budapest: MTA Pszichológiai Intézet
- Snyder, D.K., Klein, M.A., Gdowski, C.L., Faulstich, C., & LaCombe, J. (1988). Generalized dysfunction in clinic and nonclinic families: A comparative analysis. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 16(1), 97–109.
- Spielberger, C.D. (1973). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory for Children*. Palo Alto: Consulting Psychologists Press
- Susánszky, É., Konkoly Thege, B., Stauder, A., & Kopp, M. (2006). A WHO Jól-lét Kérdőív rövidített (WBI-5) magyar változatának validálása a Hungarostudy 2002 országos lakossági egészségfelmérés alapján. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 7(3), 247–255.
- Turner, C.M., & Barrett, P.M. (1998). Adolescent adjustment to perceived marital conflict. *Journal of Child and Family Studies*, 7(4), 499–513.

- Ulu, I.P., & Fisiloglu, H. (2004). A validity and reliability study of the Children's Perception of Interparental Conflict Scale. *Türk Psikoloji Yazilari*, 7(14), 61–75.
- Vairami, M., & Vorria, P. (2007). Interparental conflict and (pre)adolescent's peer relationships. *Hellenic Journal of Psychology*, 4(3), 257–280.

Köszönetnyilvánítás

Köszönjük John Grych-nek, hogy rendelkezésünkre bocsátotta a Szülői Konfliktusok Érzékelését Mérő Skálát [Special thanks to John Grych, who permitted us to use the Children's Perception of Interparental Conflict Scale].

A szerzők munkamegosztása

A vizsgálatot Szepes Mária és Balog Piroska tervezte és folytatta le. Az adatelemzést Czeglédi Edit, Urbán Róbert és Horváth Klára végezte. Az eredmények leírása Czeglédi Edit, az eredmények értelmezése Szepes Mária, Balog Piroska és Czeglédi Edit munkája. A vég-ső szöveg korrektúrái a szerzők közös munkájának eredménye.

Psychometric evaluation of the Hungarian version of the Children's Perception of Interparental Conflict Scale

SZEPES, MÁRIA – CZEGLÉDI, EDIT – URBÁN, RÓBERT –
HORVÁTH, KLÁRA – BALOG, PIROSKA

Background: The Children's Perception of Interparental Conflict Scale is a widely used measure for assessing perceived interparental conflicts and children's subsequent adjustment. *Aim:* The aims of this study were to prepare the Hungarian adaptation and evaluate the psychometric properties of the Hungarian version of Children's Perception of Interparental Conflict Scale. *Method:* 143 child-parent pairs participated in this cross-sectional questionnaire study. Children between the ages of 9–12 years (mean of age 10.8 years, SD = 1.05 years, range: 9–12 years) completed the CPIC, anxiety (STAI-C) and depression (CDI) scales, whereas the parent's battery of tests contained the short version of the Marital Stress Scale (MSS). *Results:* The results of the confirmatory factor analysis did not support the theoretical eight-factor structure of the CPIC ($\chi^2 = 1355.0$, DF = 1052, $p < .001$, CFI = .892, TLI = .884, RMSEA = .048, RMSEA CI_{.90}: .040–.055, $p = .698$). The model fit indices became acceptable after the deletion of three items of the Triangulation subscale: ($\chi^2_{(917)} = 1113.4$, $p < .001$; CFI = .929; TLI = .924; RMSEA = .041, RMSEA CI_{.90}: .032–.049, $p = .960$). The four-factor alternative theoretical model showed significantly worse fit than the eight-factor model ($\Delta\chi^2 = 66.5$, $\Delta df = 22$, $p < .001$). The internal consistency of the CPIC was acceptable

(Cronbach-alpha: .63–.81) except the Triangulation subscale (Cronbach-alpha: .40). Construct validity was supported by the expected association in the case of six subscales with depression, anxiety and the self-reported marital stress. *Conclusions:* Although the number of participants in the present study was suboptimal, the Hungarian version of the Children's Perception of Interparental Conflict Scale seemed to have adequate psychometric properties. We recommend the introduction of this scale to the Hungarian research and its further investigation.

Keywords: Children's Perception of Interparental Conflict Scale, psychometric analysis, confirmatory factor analysis