

A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív magyar nyelvű validálása

PAPP-ZIPERNOVSZKY ORSOLYA* –
KÉKESI MÁRK ZOLTÁN – JÁMBORI SZILVIA

Szegedi Tudományegyetem, Bölcsészettudományi Kar, Pszichológiai Intézet, Szeged

(Beérkezett: 2016. október 4., elfogadva: 2017. június 13.)

Elméleti háttér: A társas beágyazottság az optimális funkcionálás, a jóllét egyik komponense. Emellett hazai és nemzetközi eredmények szerint is a lelki és testi egészség megőrzésének kulcstényezője – elsősorban stresszhelyzetekben. A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőívet (Multidimensional Scale of Perceived Social Support; MSPSS) 1988-ban fejlesztették ki Zimet és munkatársai, és azóta több európai és ázsiai nyelvre is lefordították. A kérdőív pszichometriai jellemzői a legtöbb esetben kiválóak. *Cél:* Mivel magyar nyelven jelenleg egyetlen validált, a Caldwell-féle, társas támogatást mérő kérdőív érhető el, amelynek a kiértékelése nehezen számszerűsíthető, tanulmányunk célja, hogy bemutassuk a MSPSS kérdőív magyar nyelvű validálását felnőtt mintán ($n = 1073$; 72,9% nő). *Módszerek:* A feltáró faktoranalízis mellett megerősítő eljárást is alkalmaztunk. A konvergencia és divergens validitás vizsgálatára a következő mérőeszközöket használtuk fel: Társas Támogatás Erőssége Kérdőív, Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív, Általános Énhatékonyság Skála, Big Five Kérdőív Extraverzió és Barátságosság skálái és a Családi Szocializáció Kérdőív. *Eredmények:* A feltáró és megerősítő faktorelemzés eredményei alapján a végső kérdőívben 10 tétel maradt. Ebből 4 állítás a Család alfaktorához, 3 állítás a Barátok alfaktorához és 3 állítás a Jelentős mások alfaktorához tartozik. Az egyes faktorok belső megbízhatósága (Család: Cronbach- $\alpha = 0,91$; Barátok: Cronbach- $\alpha = 0,93$; Jelentős mások: Cronbach- $\alpha = 0,87$) és az egész kérdőív reliabilitása (Cronbach- $\alpha = 0,91$) megfelelőnek bizonyult. A kérdőív illeszkedési mutatói az elfogadható vagy a jó tartományba estek (CMIN/DF = 5,876; CFI = 0,974; RMSEA = 0,08; GFI = 0,949; TLI = 0,963). *Következtetések:* Az MSPSS magyar változata egy érvényes és megbízható mérőeszköz, amely egyrészt mutat összefüggést más, széles körben használt sztenderd kérdőívekkel, másrészt van az észlelt társas támogatás pszichológiai kérdéskörének több olyan szelete, amelyet a korábbi eszközök nem fedtek le, így indokolt az új kérdőív bevezetése.

Kulcsszavak: Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív, faktoranalízis, konvergencia és divergens validitás

* Levelező szerző: Papp-Zipernovszky Orsolya, Szegedi Tudományegyetem, Bölcsészettudományi Kar, Pszichológiai Intézet, Szeged, 6722 Szeged, Egyetem u. 2. E-mail: papp.orsolya@psy.u-szeged.hu

1. Bevezetés

A társas támogatással kapcsolatos vizsgálatok az 1970-es években kerültek előtérbe elsősorban a családi állapot és a morbiditási illetve mortalitási adatok statisztikai összefüggései alapján (Pikó, 2002). Mind a fizikai, mind a lelki problémák száma lényegesen gyakoribb ugyanis azoknál, akik magányosan, izoláltan élnek, akiknek nincs családjuk (Kovács & Pikó, 2007), kevesebb a barátjuk, és munkájuk során is kevesebb emberrel érintkeznek (Csabai & Molnár, 2009).

A legáltalánosabb definíció szerint a társas támogatás fogalma a *szignifikáns (jelentős) mások* által biztosított pszichoszociális erőforrások meglétét vagy hiányát jelzi (Kaplan, Cassel, & Gore, 1977). A jelentős mások elsődleges csoportja a család, a partner vagy házastárs, és a baráti kapcsolatok (Kállai, 2007).

Az egyéb formális és informális – a szakirodalomban másodlagosnak is nevezett – kapcsolatok alapjai lehetnek a munkahelyi kollégák, az érdeklődés mentén szerveződő csoportok, vagy a segítő szervezetek tagjai (Kállai, 2007). Fontos megjegyezni, hogy a legtöbb definícióban a társas támogatás azt a szociális környezetből érkező segítséget, illetve azokat az előnyöket írja le, amit az egyén észlel, és nem azt, amit a mindennapokban ténylegesen *használni* tud.

A társas támogatás vizsgálatának első hullámában a segítség dimenzióit tárták fel. Kahn és Antonucci (1980) modelljében affektív, kognitív és instrumentális összetevők szerepelnek, amelyek mentén jól elhelyezhetőek a korábbi szerzők által kiemelt szempontok is. Az affektív dimenzióba sorolhatóak a társak érzelmi megnyilvánulásai, a probléma esetén nyújtott érzelmi támogatás, valamint a személy érzelm kifejezésének bátorítása. A személy gondolatainak, nézeteinek meghallgatása és elfogadása, valamint az énkép fenntartása a kognitív dimenziót érinti. Pikó (1997) középiskolásokkal végzett kutatásai alapján ezen belül elkülönít kommunikatív és az információfeldolgozást segítő altípust. A Silver és Wortman (1980) által hangsúlyozott *kölcsönös elkötelezettségi háló*, amelyet a szociális kapcsolatokba ágyazottság, az elfogadás és támogatás érzete ad, az affektív és kognitív dimenzió metszéspontjába helyezhető. A kézzelfogható anyagi vagy gyakorlati segítség pedig (pl. étel biztosítása, villanyszerelés, stb.) az instrumentális dimenziót adja (Pikó, 2002).

2. A társas támogatottság összefüggése az egészséggel

A legkorábbi kutatások középpontjában is a társas támogatás és a lelki egészség, ezen belül elsősorban a depresszió és a szorongás, visszatérően tapasztalt összefüggése állt. A kapcsolat hátterét alapvetően két elképzelés mentén írták le, mindkettő rendelkezik empirikus alátámasztással (pl. Dahlem, Zimet, & Walker, 1991; Miller, Ingham, & Davidson, 1976). A főhajtás modell azt mondja, hogy a szociális támogatottságnak globális hatása van a mentális egészségre. Losonczy (2001) például több saját kutatásban kimutatta, hogy a társas támogatottságnak immunerősítő szerepe van, hiánya pedig megbetegedést okoz. A puffer modell szerint a társas támogatás magas szintje segít hozzá a nehéz helyzetekben az adaptív megoldáshoz, ezáltal megakadályozza, hogy mentális jóllétünk szintje csökkenjen (Cohen & Wills, 1985). Vagyis a társas támogatás igénybevétele az extrém mértékű stresszel való megküzdés része (Lazarus, 1983), amely védi az egyént az ártalmaktól, és szerepe lehet a betegségmegelőzésben is (Trull & Phares, 2004). Kimerling és Calhoun (1994) szignifikáns negatív irányú együttjárást írt le trauma elszenvedése után az észlelt társas támogatottság mértéke és a megjelenő testi tünetek száma és intenzitása között. Ben-Ari és Lavee (2005) tartósan beteg gyermekeket ápoló szülőket vizsgáltak. Eredményeik szerint a partner és más jelentős személyek által nyújtott társas támogatás képes enyhíteni a pár pszichés terheit. Skok, Harvey és Reddihough (2009) kutatásában pedig értelmi fogyatékos gyermeket nevelő anyáknál a társas támogatás növelte szubjektív jóllétüket – a mentális betegség súlyosságától függetlenül. A jól funkcionáló társas közeg tehát nemcsak a testi és lelki egészségi állapotra van pozitívan hatással, hanem az élettel való elégedettséghez is hozzájárul, ami közvetetten javítja a mentális egészséget (Andrek, 2012; Diener & Seligman, 2002; Utasi, 2006).

Egyre több klinikai egészségpszichológiai vizsgálat mutatja, hogy a krónikus betegséggel mint stresszforrással való megküzdés egyik kulcstényezője az együtt érző, empatikus érzelmi megnyilvánulásokat nyújtó társas támogatás, ami saját fontosságának tudatát erősíti a betegben, azt az érzést, hogy „érdemes” meggyógyulnia (Brummet és mtsai, 2005). Mindennek jelentős szerepe lehet a betegséggel és a kezeléssel kapcsolatos információk elérésében és feldolgozásában is, valamint az egészségmegőrző viselkedés fenntartásában (részletesebben ld. Csabai & Molnár, 2009). Egy hazai vizsgálatban Balog és Dégi (2005) pozitív irányú összefüggést találtak rosszindulatú daganatos betegek esetében az egészségvédő megküzdési stratégiák, az optimizmus és információkérés, valamint a családi támogatottság között. Sayers, Riegel, Pawlowski, Coyne és Samaha (2008) pedig szívélégtelenségben szenvedő pácienseknél mutattak ki pozitív irányú kapcsolatot a(z első-

sorban házastársi) társas támogatás és a gyógyszerszedési hajlandóság, valamint az étkezési előírások betartása között. Az ellenkező oldal, a közeli társas kapcsolatok hiánya vagy a *szociális izoláció* első helyen szerepel a kezelések abbahagyása, a lemorzsolódás okai között (Suls, 1982).

A társas támogatás egészségre gyakorolt hatásaiban és a társas támogatással való elégedettségben jelentős nembeli eltérések tapasztalhatóak. A nők több társas támogatást adnak és kapnak, különösen érzelmi és kognitív formában, ugyanakkor kevésbé elégedettek ezzel a társas támogatással (Pikó, 1997). Ez összefüggésben lehet a társadalmi szerepekkel. Zimet, Dahlem, Zimet és Farley (1988) eredményei szerint ugyan a nők szignifikánsan több támogatásról számoltak be a barátok és a jelentős mások részéről, a családi támogatás észlelt jelenlétében nem mutatkozott szignifikáns nemi különbség.

A társas támogatás szempontjából kiemelt vizsgálati csoportot képeznek a várandós nők. Több kutatás is markáns, negatív irányú összefüggést írt le a szülés előtti időszakban (Stewart, Umar, Tomenson, & Creed, 2014), valamint a posztpartum periódusban észlelt társas támogatás és a depresszió között (Denis, Callahan, & Bouvard, 2015). Erdem és Ejder Apay (2014) pedig meddőségi kezelésen részt vett török nőknél mutatta ki a társas támogatás szerepét a depresszió kialakulásának megelőzésében. Egy újabb hazai vizsgálatban Szigethy (2014) egészséges és veszélyeztetett terhes nők észlelt stressz, depresszió és szorongás szintjét hasonlította össze a megküzdési stratégiákkal és az észlelt társas támogatással. Mindkét csoportban megjelent a család és a barátok támogatása mint védőfaktor az állapotszorongás, az észlelt stressz és a depresszió ellen. Az egészséges csoportban a baráti segítségnyújtás emellett több megküzdési mód alkalmazásával is együtt járt, növelte az érzelmközpontú módok előfordulását, a segítségkérést, de egyúttal a céltudatos cselekvést is. A két csoport között elsősorban a társas segítségnyújtás forrásában volt különbség: az egészséges csoportban nem jelent meg a jelentős mások kategóriája preventív faktorként, a veszélyeztetett várandósoknál azonban jelen volt a családi és baráti csoport mellett.

A nembeli eltérések mellett a társas támogatás szerepe és mindennapokban való elérhetősége az életkor függvényében is változik. Az idős emberek különösen veszélyeztetettek az izoláció által, az alacsony társas támogatottságúak sokkal több stresszkeltő hétköznapi életeseményről számolnak be (Rózsa és mtsai, 2008). Kiemelt vizsgálati csoport a serdülők is, hiszen az ő életükben elsődleges viselkedésformáló csoport a barátok, viszont nehéz helyzetekben elengedhetetlen a családi támogatás. Az MSPSS kérdőív jellemzőit több tanulmány is vizsgálta serdülő csoportokon (Bruwer, Emsley, Kidd, Lochner, & Seedat, 2008; Canty-Mitchell & Zimet, 2000; Cheng & Chan, 2004). Pszichometriailag ellentmondásos eredményeket kaptak a jelentős mások faktor megbízhatósága tekintetében.

3. A társas támogatás mérőeszközei

A társas támogatás jelentősége miatt már az 1980-as évek közepétől elérhetőek voltak kvantitatív és kvalitatív mérőeszközök angol nyelven, elsősorban a támogatás objektív jelenlétének felmérésére. Az észlelt társas támogatás mértéke azonban jobb előrejelzője a fizikai és pszichés egészségnek, valamint az élettartamnak, mint a ténylegesen kapott segítség (Haber, Cohen, Lucas, & Baltes, 2007).

Magyar nyelven jelenleg egyetlen validált társas támogatással kapcsolatos kérdőív érhető el. Caldwell, Pearson és Chin (1987) Társas Támogatás Kérdőívének (Support Dimension Scale, SDS) magyar változatát 1992-ben Kopp Mária és Skrabski Árpád dolgozta ki. A kérdőív több részből áll, magyar kutatásokban általában az első, a támogató személyek típusát felsoroló rész használatos, azonban rugalmas módon hozzáadva, illetve elhagyva a listából. Így a kérdőív inkább a kvalitatív és kvantitatív mérőeszközök határán helyezkedik el, eredményeit viszonylag nehéz számszerűsíteni.

A társas támogatottság kiemelkedő jelentőségét és a korábbi vizsgálatok során bebizonyított pozitív egészségre gyakorolt hatását figyelembe véve egyre inkább szükségessé válik egy könnyen felvehető és számszerűsíthető, kérdőíves kutatásokban más mérőeszközökkel összefüggésben is vizsgálható további társas támogatást mérő kérdőív validálása. A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív (Mutidimensional Scale of Perceived Social Support; a továbbiakban MSPSS; Zimet és mtsai, 1988) egy rövid, önjellemzős, önkitöltős kérdőív, amelyet az észlelt társas támogatás szubjektív mérésére fejlesztettek ki. Az eredeti kérdőív 12 tételt tartalmaz, az egyes tételeket egy 7 fokozatú Likert-skálán kell osztályoznia a kitöltőnek a nagyon nem értek egyet (1) megállapítástól a nagyon egyetértek (7) megállapításig (Zimet és mtsai, 1988; Zimet, Powell, Farley, Werkmann, & Berkoff, 1990). A kérdőív 3 alskálából áll, úgy mint család, barátok és jelentős mások támogatása. Minden alskála 4 tételt tartalmaz. A jelentős mások alskála egy speciális személyre vonatkozik, amely mindenkinél más lehet, így pl. barát, barátnő, tanár, tanácsadó (Canty-Mitchell & Zimet, 2000). Az egyes skálákon elért pontszám a tételek összeadásából származik. A kérdőív nem tartalmaz fordított tételt. Minél magasabb pontot ér el a személy egy adott faktoron, annál magasabb az észlelt társas támogatás mértéke. Az eredeti kérdőíven összpontszám is számolható. Az MSPSS nagyszerű pszichometriai jellemzőkkel bír, egyszerű és gyors a kitöltése, valamint a kiértékelése is. Számos európai (pl. svéd, francia), ázsiai (török, irán, maláj, thai), afrikai (ugandai) és közép-amerikai nyelvre (mexikói) lefordították, és a felnőtteknek szóló változatot pszichiátriai és szomatikus betegek csoportján is alkalmazták (Eker, Arkar, & Yaldiz, 2000; Vaingankar, Abidin, & Chong, 2012).

A tételeket 4. osztályos szövegértési szintre tervezték. Ezt tükrözi, hogy a fordítások közül egyedül a Jelentős mások alskála svéd tételeinek szövegével kapcsolatban számoltak be szemantikai problémákról a „különleges” és a „fontos” jelzők egyenértékűsége kapcsán (Ekback, Benzein, Lindberg, & Arestedt, 2013). Az adaptált kérdőívek faktorszerkezete legtöbb esetben követi az eredeti, háromfaktoros modellt, van azonban kétfaktoros (pl. a nigériai hausza nyelven Mohammad, Loh, & Chinna, 2015) változat is. A faktorszerkezetről részletesen ld. Wongpakaran, Wongpakaran és Ruktrakul (2011) tanulmányát. A kétfaktoros kérdőíveknél a Jelentős mások skála olvad bele az érzelmi támogatás kulturális meghatározottsága miatt a Család alskálába (pl. maláj tanárok célcsoportjánál Lee, Moy, & Hairi, 2016), vagy a vizsgált életkori csoport miatt a Barátok alskálába (kínai serdülőknél Chou, 2000). A faktorszerkezethez hasonló mintázat rajzolódik ki az adaptált skálák tételszámánál is: a legtöbb esetben megtartott a 12 tételes változat, nem ritka azonban a 0,9 feletti inter-item korreláció vagy a megerősítő faktor-analízis illeszkedési problémái miatt a rövidebb változat sem (8 tételes változat Lee és mtsai, 2016; 11 tételes hausza nyelvű MSPSS Mohammad és mtsai, 2015). Az egyes faktorok reliabilitása általában 0,8 körüli; amennyiben 0,7 alatti Cronbach- α értékről számoltak be szerzők (pl. 0,69-es érték Cheng & Chan, 2004), az a Jelentős mások alskálára vonatkozik.

4. Módszerek

4.1. Résztvevők és eljárás

A keresztmetszeti, kérdőíves vizsgálatba felnőtteket (≥ 18 év) vontunk be ($n = 1073$). Az adatfelvételt a Szegedi Tudományegyetem Pszichológiai Intézetének hallgatói végezték, hozzáférhetőségi mintavétellel, hólabda módszer alkalmazásával. Összesen hét diákunk vett részt a munkában, ők az általuk online felvett adatokat műhelymunkáikhoz, illetve szakdolgozataikhoz is felhasználták. A minta nem reprezentatív, azonban a kitöltők életkori, lakóhelyi és iskolai végzettsége meglehetősen heterogén.

Az átlagéletkor 41,09 év ($SD = 10,92$ év; terjedelem: 18–77 év), a nők aránya jelentősen magasabb, mint a férfiaké (72,9%, illetve 27,1%). A férfi és a női al minta átlagéletkora nem különbözik egymástól szignifikánsan ($M_{nő} = 41,21$ év; $SD_{nő} = 10,27$ év; $M_{férfi} = 40,81$ év; $SD_{férfi} = 12,45$ év; $t(417,65) = -0,45$; $p = 0,643$). Az iskolázottság erősen a felsőfokú végzettség irányába tolódik el (alapfokú: 8,8%; középfokú: 32,2%; felsőfokú: 59,0%). A válaszadók negyede Budapesten él (25,8%), hasonlóan gyakori valamelyik megyeszékhely mint lakóhely (23,0%), 38,1% él városokban, legalcsonyabb pedig

(13,1%) a falvakban élők aránya. A kitöltők többsége (56,2%) házas, további 21,5%-uk kapcsolatban él, egyedülálló mindössze 6,3%, és kevesebb, mint egy százalékuk volt özvegy. Gyermekeik átlagos száma 1,35 (SD = 1,07; terjedelem: 0–6).

A vizsgálatot az Egyesített Pszichológiai Kutatásetikai Bizottság hagyta jóvá (az etikai engedély száma 2015/22).

4.2. Méréseszközök

Demográfiai adatok: a személy neme, életkora, iskolai végzettsége, lakhelye, családi állapota, gyermekeinek száma.

A *Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív*¹ (ld. Függelék) magyarra fordítása és első használata a szegedi TÁMOP-4.2.1/B-09/1/KONV-2010-0005 „Generációk az információs társadalomban, Infokommunikációs kultúra, értékrend, biztonságkeresési stratégiák” című kutatásban történt (kutatásvezető: Dr. Karvalics László, egyetemi docens). Mivel elsősorban serdülő és egyetemista célcsoportot vizsgáltak (n = 1034, átlagéletkor: 16,45 év), a kutatás során az MSPSS kérdőív Chen és Chang (2004) által alkalmazott 5-fokozatú Likert-típusú skálán megválaszolandó változatát használták (végpontok: egyáltalán nem [1], teljes mértékben [5]). A módosított értékelésben a hongkongi szerzők hivatkoztak arra, hogy Zimet és munkacsoportja több célcsoportnál mind 7-, mind pedig 5-fokozatú változatot alkalmazott. Beaton, Bombardier, Guillemín és Ferraz (2000) kulturális adaptációra vonatkozó ajánlásait követve a magyar nyelvre történő adaptálás három fordítási szakaszt (eredeti nyelvről a célnyelvre fordítás és megbeszélés, visszafordítás és megbeszélés, szakértő bizottság általi véglegesítés) és egy pilot tesztelést foglalt magában. A serdülőkkel végzett adatfelvételt tekintettük pilot tanulmánynak. Ennek során nem merültek fel értelmezési nehézségek, és a kérdőív megbízhatósági mutatói is nagyon jónak bizonyultak (Család Cronbach- α = 0,92; Barátok Cronbach- α = 0,92; Jelentős mások Cronbach- α = 0,87; Jámberi, Horvát, & Harsányi, 2016). Az MSPSS pszichometriai jellemzésekor Zimet és munkatársai (1990) megállapították, hogy a tesztnek jó belső megbízhatósága van, amelyet várandós nőkkel, külföldön élő fiatalokkal, gyermekgyógyász rezidensek, valamint egyetemi hallgatók körében végzett különböző vizsgálatok is alátámasztottak. Ezekben a Barátok és a Jelentős mások faktor közepes korrelációt mutat, és mindkét faktor gyengén együttjár a Családi támogatás észlelt mértékével.

¹ A Zimet és munkatársai (1988) által kifejlesztett MSPSS mérőeszköz szabad felhasználású, azonban a szerzők kérése a pszichometriai validáló tanulmányra való alábbi hivatkozás megadása: <http://gzimet.wixsite.com/mspss>.

A *Társas Támogatás Erőssége Kérdőív* (Social Support Strenght; SSS; Weiser, 2001) 9 tételt tartalmaz, amelyekre 5 fokozatú Likert-skálán adnak választ a személyek, melyben az 1-es érték a „Szinte soha”, az 5-ös pedig a „Majdnem mindig”. A kérdőív szintén 3 alskálából tevődik össze (skálánként 3–3 tétellel), amely a család, a barátok és egyéb jelentős személyek észlelt társas támogatását méri (a kérdőív kidolgozója külön erre a kilenc tételre vonatkozóan nem közöl belső megbízhatósági adatokat, csupán a társas integráció mérésének részeként tárgyalja őket). A mérőeszközt, amelynek magyarra fordítása szintén az említett, szegedi TÁMOP projekt keretében történt, a konvergens validálás során használtuk.

A *Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív* (Support Dimension Scale; SDS; Caldwell és mtsai, 1987, magyarul Kopp & Skrabski, 1992) esetében 12 egyéni kapcsolat észlelt társas támogatásának mértékére kell válaszolniuk a személyeknek. A skála négyfokozatú, ahol 0 a leggyengébb és a 3 a legerősebb támogatás mértékét jelöli. A magyar fordításnál nem közöltek megbízhatósági adatokat, de a későbbi felhasználások megfelelő belső konzisztenciát jeleznek (pl. Szádóczky, Rózsa, Zámboi, & Füredi, 2004). A kérdőívben megítélendő kapcsolatok szintén feloszthatóak a családra (szülő, szülő, amíg élt, házastárs, élettárs, gyermek, rokon), barátokra, és egyéb jelentős személyekre (iskolai társ/munkatárs, szomszéd, segítő foglalkozású, egyházi csoport, egyesület/segítő szervezet). A skálán elért magasabb pontszám nagyobb társas támogatást jelöl. A konvergens validálás során használtuk a mérőeszközt.

Az *Általános Énhatékonyság Skála* (General Self-Efficacy Scale; GSE; Schwarzer & Jerusalem, 1995) a különböző stressz-helyzetekkel való hatékony megküzdés nyomán fellépő átfogó és stabil kompetencia-érzés mérésére irányul. A 20 tételből 10-re rövidített skálát Kopp Mária fordította magyar nyelvre, a Hungarostudy 2002 felmérésben ennek négy tételes változata szerepelt (Rózsa és mtsai, 2003). Saját kutatásunkban a 10-tételes változatot használtuk² a divergens validálás részeként. A válaszokat 4-fokozatú Likert-típusú skálán lehetett megadni, ahol az 1-es érték az „Egyáltalán nem jellemző”, a 4-es pedig a „Teljesen jellemző”. A magasabb pontszám a kitöltő magasabb énhatékonyságát jelzi. A kérdőív fordításakor nem lett magyar nyelvre validálva, de a későbbi vizsgálatok 0,8 feletti megbízhatósági értéket jeleztek (pl. Deutsch, Fejes, Kun, & Medvés, 2015).

² Forrás: <http://userpage.fu-berlin.de/~health/hungar.htm>

A *Big Five Kérdőív* (Big Five Inventory; BFI; John & Srivastava, 1999) 5 dimenziót használ a tartós személyiség jellemzők mérésére, ezek az extravenzió, barátságosság, lelkiismeretesség, érzelmi stabilitás, nyitottság. A kutatás során a BFI magyar változata került felhasználásra, amely faktoronként 8, 9 illetve 10 tételt tartalmaz, összesen 44 tételt. A kérdőívet Rózsa Sándor fordította, mivel magyar nyelvre még nem validálták, belső megbízhatóságra vonatkozó adatok csak egyes vizsgálatokból származnak (Szabó és mtsai, 2015). A személynek 5 fokú Likert-skálán kell eldönteni magára vonatkozóan, mennyire ért egyet az adott állítással (1 – „Egyáltalán nem értek egyet”, 5 – „Teljesen egyetértek”). A kérdőív fordított tételeket is tartalmaz. A magasabb pontszám az adott személyiségvonás markánsabb jelenlétét jelzi. A mérőeszköz Extravenzió és Barátságosság skáláit használtuk fel a konvergens validálás során.

A szülői nevelési stílusok és attitűdök mérése a *Családi Szocializáció Kérdőív* (Family Socialization Questionnaire; FSQ; Goch & Dalbert, 1997) segítségével történt. A kérdőív a nevelési elvek, attitűdök és nevelési stílusok szerint írja le a családi légkört a kitöltők retrospektív ítéleteire támaszkodva. A kérdőív elején arra kértük a vizsgálati személyeket, hogy gondoljanak vissza gyermekkorukra, és ennek megfelelően töltsék ki a kérdőívet. A családi légkör dimenzióján belül apára és anyára is minden skála esetén azonos számú állítások szerepeltek. A skála egy 6-fokozatú Likert-típusú skála volt, amelynek végpontjai az „egyáltalán nem jellemző” (1) és a „teljes mértékben jellemző” (6). Magyar változatát Sallay (2002) készítette el, vizsgálatai alapján kilenc dimenziót különböztetett meg: *Szabályorientált családi légkör* (pl. „A mi családjunkban a szabályokat meglehetősen szigorúan be kell tartani.”), *Konfliktusos családi légkör* (pl. „Családjunkban sok veszekedés volt.”), *Önállóságra nevelés, mint nevelési cél* (pl. „Édesanyám/édesapám azt akarta, hogy ruhavásárlásnál saját holmimat magam keressem ki.”), *Konformitásra nevelés mint nevelési cél* (pl. „Édesanyám/édesapám azt akarta, hogy egyek meg mindent, ami az asztalra kerül.”), *Következetes beállítottság* (pl. „Ha édesapám/édesanyám megtiltott nekem valamit, tehettem, amit akartam, kitartott álláspontja mellett.”), *Manipulatív beállítottság* (pl. „Édesanyám/édesapám időnként mondta, hogy több tekintettel lehetnék rá.”), *Inkonzisztens nevelés* (pl. „Édesapám/édesanyám összeszidott anélkül, hogy pontosan tudtam volna, miért.”), *Támogató attitűd* (pl. „Édesanyám/édesapám ugyanúgy meghallgatta a véleményemet, mint egy felnőttét.”), *Szemrehányó, korlátozó nevelés* (pl. „Édesapám/édesanyám megharagudott volna, ha visszabeszélek neki.”). A skálák belső megbízhatósága megfelelőnek bizonyult (Sallay, 2002). Későbbi vizsgálati eredmények szintén alátámasztották ezen dimenziók érvényességét (Jámberi, 2003; Jámberi, 2007). A mérőeszközt a konvergens validálás során használtuk fel.

4.3. Statisztikai elemzések

A statisztikai elemzésekhez az IBM SPSS Statistics 22 szoftvert használtuk. Az eloszlást leíró statisztikai elemzések alapján minden esetben paraméteres statisztikai próbákat alkalmaztunk (kétmintás *t*-próba, egyszempontos varianciaanalízis, Pearson-féle korreláció), mivel a nem normális eloszlású változók esetében a ferdeség okozta a normalitástól való eltérést (pl. az MSPSS mindhárom alskálája, illetve az összpontszáma is balra ferde, a nagyszámú maximális pontszám miatt), és ez az említett robusztus teszteknel nem jelent különösebb problémát. Másrészt a paraméteres próbákból származó eredmények könnyebben interpretálhatóak, illetve a nagy mintaelemszám is indokolta ezt a döntést.

A kérdőív alskáláinak tesztelésére hagyományos megerősítő faktorelemzést (CFA; Maximum Likelihood eljárás, Equamax rotáció) alkalmaztunk, mivel az adatok eloszlása és a skálák terjedelme ezt lehetővé tette (Bollen, 1989). A végső modell tesztelésére az IBM SPSS AMOS 22 szoftvert használtuk; a szakirodalom alapján (Kline, 2015) a CMIN/DF (a szabadságfokkal elosztott legkisebb diszkrepancia), a CFI (komparatív illeszkedési index), az RMSEA (a becslés átlagos négyzetes hibájának gyöke), a GFI („hagyományos” illeszkedés jósági index) és a TLI (a Tucker-Lewis-féle nem-normalizált illeszkedési index) mutatókat választottuk ki. Az illeszkedési indikátorok referenciaértékeit az AMOS szoftver felhasználói kézikönyvében szereplő adatok alapján határoztuk meg.

5. Eredmények

5.1. A vizsgálat alapstatisztikája

Az 1. táblázat a vizsgálatban használt kérdőívek és alskáláik leíró statisztikai eredményeit és megbízhatósági mutatóit tartalmazza.

1. táblázat. A vizsgálatban használt kérdőívek alapstatisztikája

Kérdőív neve/alfaktorai		Tételek száma	Átlag (SD)	Cronbach- α
Társas Támogatás Erőssége Kérdőív (SSS)		9	29,08 (5,27)	0,79
Család		3	11,13 (2,61)	0,86
Barátok		3	10,15 (2,39)	0,84
Egyéb jelentős személyek		3	7,90 (2,44)	0,78
Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív (SDS)		12	5,37 (1,40)	0,67
Család		5	2,09 (0,63)	0,51
Barátok		2	2,39 (0,74)	0,53
Egyéb jelentős személyek		5	0,88 (0,64)	0,71
Általános Énhatékonyság Skála (GSE)		10	31,35 (4,11)	0,87
Big Five Kérdőív (BFI)		44	NA	NA
Extraverzió		8	3,51 (0,58)	0,69
Barátságosság		9	3,71 (0,77)	0,65
Családi Szocializáció Kérdőív (FSQ)		47	NA	NA
Szabályorientált családi Léggör		4	13,54 (5,32)	0,88
Konfliktusos családi léggör		5	12,98 (5,42)	0,81
Konformitásra nevelés	Apa	4	12,45 (5,55)	0,80
	Anya	4	12,94 (4,80)	0,70

Kérdőív neve/alfaktorai		Tételek száma	Átlag (SD)	Cronbach- α
Önállóságra nevelés	Apa	3	9,16 (4,16)	0,71
	Anya	3	9,37 (3,41)	0,56
Következetes beállítottság	Apa	2	7,25 (2,83)	0,58
	Anya	2	7,05 (2,71)	0,60
Inkonzisztens beállítottság	Apa	2	4,08 (2,66)	0,85
	Anya	2	4,01 (2,38)	0,71
Manipulatív beállítottság	Apa	3	5,90 (2,98)	0,60
	Anya	3	6,61 (3,59)	0,78
Támogató nevelési attitűd	Apa	3	11,09 (4,24)	0,82
	Anya	3	12,28 (3,85)	0,78
Szemrehányó, korlátozó nevelés	Apa	2	8,35 (3,13)	0,83
	Anya	2	7,90 (3,00)	0,77

Megjegyzés: NA: nem alkalmazható.

5.2. A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív faktoranalízise

Első lépésben exploratív faktorelemzést végeztünk. A Bartlett-teszt eredménye szignifikáns ($p < 0,001$), vagyis a változók között összefüggés mutatkozik. A Kaiser-Meyer-Olkin kritérium értéke 0,908; ez alapján a változók alkalmasak faktorelemzésre. A kapott három faktor az eredeti itemek varianciájának 74,5%-át tartalmazza, amely igen jó eredmény.

A rotált faktormátrix (Maximum Likelihood eljárás, Equamax forgatás) az alábbi faktorstruktúrát hozta (a 2. táblázatban csak a 0,4-nél magasabb abszolút értékű faktorsúlyokat jelenítettük meg):

2. táblázat. A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív exploratív faktorelemzésének eredménye

Tételek	Faktor		
	Barátok (FR)	Család (FA)	Jelentős mások (SO)
1. Van legalább egy fontos személy a környezetemben, akire számíthatok, ha szükségem van rá.			0,71
2. Van legalább egy fontos személy a környezetemben, akivel meg tudom osztani az örömet és a bánatomat.			0,83
3. A családomra mindig számíthatok.		0,82	
4. Megkapom a családomtól azt az érzelmi segítséget és támogatást, amelyre szükségem van.		0,86	
5. Van legalább egy olyan ismerősöm, aki vigaszt tud nyújtani számomra.	0,55		0,51
6. Barátaimra mindig számíthatok.	0,88		
7. Számíthatok a barátaimra, amikor a dolgok rosszra fordulnak.	0,87		
8. Tudok a problémáimról beszélni a családommal.		0,75	
9. Vannak barátaim, akikkel megoszthatom az örömet és a bánatomat.	0,85		
10. Van legalább egy olyan fontos személy az életemben, aki törődik az érzéseimmel.			0,66
11. A családom szívesen segít a döntéseim meghozatalában.		0,73	
12. Meg tudom beszélni a problémáimat a barátaimmal.	0,84		

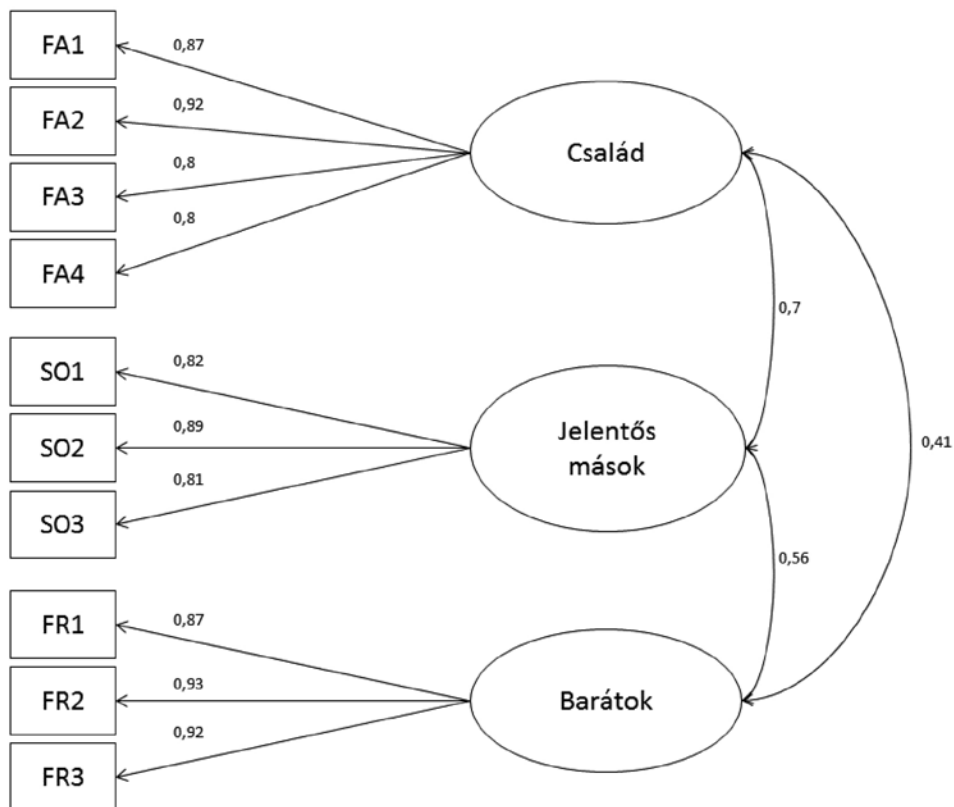
Megjegyzés: Maximum Likelihood eljárás, Equamax forgatás.

Az 5. item („Van legalább egy olyan ismerősöm, aki vigaszt tud nyújtani számomra”) a kérdőív logikája szerint a Jelentős mások (SO) faktorhoz tartozna, azonban magasabb súllyal van jelen a Barátok (FR) faktorban, ezért – bár a faktor belső konzisztenciája megfelelő, a Cronbach-alfa értéke meghaladja a 0,8-at – úgy döntöttünk, hogy ezt a tételt a továbbiakban kihagyjuk az elemzésből, így a Jelentős mások faktor itemeinek száma négyről háromra csökkent.

A 11 tételesre csökkentett háromfaktoros modell változóinak egymás közti viszonyait az IBM SPSS programcsomag strukturális egyenletekkel történő modellezésére szolgáló elemével, az AMOS 22.0 szoftverrel vizsgáltuk meg annak érdekében, hogy tisztább képet kapjunk a változók közötti viszonyokról (Münnich & Hidegkuti, 2012). Ennek előfeltétele, hogy ne legyenek hiányzó értékek az adatbázisban – ez mind az 1073 kitöltő esetében teljesült. Az AMOS-szal történő elemzés eredménye alapján a Barátok (FR) faktor második elemét (7. „Számíthatok a barátaimra, amikor a dolgok rosszra fordulnak”) kivettük,³ mivel ez egy másik itemmel (6. „Barátaimra mindig számíthatok”) túl erős kapcsolatot mutatott ($r = 0,87$; $p < 0,001$). Így a végleges modellben tíz item maradt, amit az 1. ábrán szemléltetünk.

A konfirmatív (megerősítő) faktoranalízis szerint a illeszkedés jóságának általunk használt mutatói többségében elfogadhatóak; a legtöbb releváns indikátor az elfogadható vagy a jó tartományba esik (CMIN/DF = 5,876 – ez kissé kívül esik a < 5 referenciaértéken; CFI = 0,974 – ez kitűnőnek tekinthető; RMSEA = 0,08 – benne van az elfogadható tartományban; GFI = 0,949 – szintén kitűnő eredmény; TLI = 0,963 – közelíti az optimális 1-es értéket). A vizsgált indikátorok közül tehát a becslés átlagos négyzetes hibájának gyöke (RMSEA) jelzőszám utal a leggyengébb illeszkedésre, de a többi jelzőszámmal együtt értékelve ez is beleesik az elfogadható tartományba (Browne & Cudeck, 1993).

³ Az item törlését hosszú mérlegelés és próbálkozások sorozata előzte meg. Végül azért döntöttünk a tétel elhagyása mellett, mert így kaptuk a legkedvezőbb illeszkedési mutatókat.



1. ábra. A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív konfirmatív faktorelemzésének eredménye

Megjegyzés: Az ábrán a standardizált együtthatókat tüntettük fel. A rövidítések magyarázatai: FA1, FA2, FA3, FA4: Család alskála itemei (a Függelékben közölt sorrendben: 3., 4., 6. és 9. tétel); SO1, SO2, SO3: Jelentős Mások alskála itemei (1., 2. és 8. tétel); FR1, FR2, FR3: Barátok alskála itemei (5., 7. és 10. tétel).

Ellenőrzésképpen az eredeti, 12 ítemes modellre is lefolytattuk a megerősítő faktorelemzést. A legkisebb diszkrepancia szabadságfokkal osztott értéke (CMIN/DF) 15,096 lett, ez igen távol esik az elfogadható tartománytól (< 5). A komparatív illeszkedési mutató (CFI) értéke elfogadható (0,935), bár némiképp rosszabb, mint a 10 tételes modell esetében. Az RMSEA-érték 0,115, ez messze van az elfogadható ($< 0,05$) tartománytól. A GFI (Goodness of Fit Index) értéke (0,883) látványosan alacsonyabb, mint a 10 ítemes megoldásnál. A Tucker-Lewis indikátor (TLI) eredménye (0,916) elfogadható, de némileg alacsonyabb a csökkentett tételszámú modellben mért értékhez ké-

pest. Ezek alapján elmondható, hogy az eredeti, 12 állítást tartalmazó modell minden tekintetben jóval gyengébb illeszkedést mutat, mint a két tétellel kevesebbet tartalmazó változat.

A háromfaktoros MSPSS kérdőív végleges változatának faktoraira, illetve az egész konstruktumra kiszámolt Cronbach- α értékeket, valamint a faktorok alapstatisztikáját a 3. táblázatban foglaltuk össze.

3. táblázat. A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív leíró adatai

Kérdőív neve/alfaktorai	Tételek száma	Átlag (SD)	Cronbach- α
Család (FA)	4	4,08 (0,98)	0,91
Jelentős mások (SO)	3	4,58 (0,73)	0,87
Barátok (FR)	3	4,03 (1,01)	0,93
Teljes kérdőív	10	12,69 (2,44)	0,91

5.3. A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív konvergens és divergens validitásának vizsgálata

Kutatásunk elsődleges célja az MSPSS kérdőív magyar változata faktorszerkezetének tesztelése mellett annak ellenőrzése volt, hogy a három faktor pontszáma milyen sztochasztikus kapcsolatokat mutat meglévő, széles körben használt, sztenderd kérdőívek eredményeivel. Ennek érdekében több, az észlelt társas támogatás pszichológiai konstruktumához előzetes feltételezéseink szerint konvergens vagy divergens módon kapcsolódó, illetve nem kapcsolódó kérdőívet is elhelyeztünk a tesztbatteriaiban (lásd a *Módszerek* részben).

Az MSPSS kérdőív három faktora közül a leggyengébb korrelációs kapcsolatot a Család (FA) és a Barátok (FR) faktor között ($r = 0,39$; $p < 0,001$), a legerősebbet pedig a Család (FA) és a Jelentős mások (SO) között ($r = 0,63$; $p < 0,001$) találtuk. Értelemszerűen mindhárom faktor erős, pozitív sztochasztikus kapcsolatban áll az MSPSS összpontszámával ($r_{\text{család}} = 0,83$; $p < 0,001$; $r_{\text{jelentős mások}} = 0,84$; $p < 0,001$; $r_{\text{barátok}} = 0,80$; $p < 0,001$).

A konvergens validálás részét képező szintén három (plusz egy) faktoros Társas Támogatás Erőssége kérdőív (család, barátok, kollégák) mindhárom dimenzióánál az adott szereplőkkel történő társas támogatással kapcsolatos

interakció gyakoriságát vizsgálja. A korrelációs vizsgálat eredményeiből (4. táblázat) látható, hogy a mindkét mérőeszközben szereplő családra és barátokra vonatkozó faktorok erősen korrelálnak, az összpontszámok pedig közepes mértékben. A csak az MSPSS-ben meglévő Jelentős mások faktor szignifikáns, mérsékelt erősségű összefüggést mutat az SSS Család faktorával, a Barátok és Kollégák faktorokkal elhanyagolható az összefüggése, vagy nincs szignifikáns lineáris kapcsolatban. Az eredmények közül a Kollégák és a Jelentős Mások faktorok összefüggései nem feleltek meg a konvergencia validitásra illő előzetes elvárásainknak.

Jelen tanulmány megírásáig az egyetlen magyar nyelven rendelkezésre álló, validált, észlelt társas támogatást mérő Caldwell-féle kérdőív itemeit céljainknak megfelelően a Család, Barátok és Egyéb kategóriákba rendeztük. Erős együttjárást csak a barátoktól kapott támogatást mérő faktorok mutatnak, de szignifikáns, közepes erősségű, pozitív irányú kapcsolat mutatkozik a két teszt összpontszáma között is. Logikai ellentmondást mindazonáltal nem találtunk a két teszt pontszámainak korrelációs mátrixában. Az MSPSS és a Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív faktorainak korrelációit a 4. táblázatban mutatjuk be.

4. táblázat. A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív korrelációs együttthatói más, társas támogatást mérő kérdőívekkel

Kérdőív		MSPSS			
		Család (FA)	Jelentős mások (SO)	Barátok (FR)	Teljes kérdőív
Társas Támogatás Erőssége Kérdőív (SSS)	Család	0,71**	0,38**	0,23**	0,56**
	Barátok	0,07	0,15*	0,66**	0,42**
	Kollégák	0,15*	0,01	0,20**	0,17*
	Összes	0,45**	0,26**	0,51**	0,54**
Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív (SDS)	Család	0,36**	0,12	-0,02	0,19**
	Barátok	0,05	0,24**	0,71**	0,46**
	Egyéb	0,12	0,06	0,25**	0,20**
	Összes	0,25**	0,21**	0,48**	0,42**

Megjegyzés: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$.

A Családi Szocializáció Kérdőív 16 alszála közül több is produkált gyenge, illetve közepes erősségű korrelációs együttthatót az MSPSS alszálaival (5. táblázat). A legerősebb együttjárás a Konfliktusos családi légkör és az MSPSS Család faktora közötti fordított irányú kapcsolat ($r = -0,46$; $p <$

0,001). Pozitív irányú, mérsékelt erősségű, szignifikáns kapcsolat mutatkozott még emellett a támogató anyai és apai nevelési attitűd és az MSPSS Család faktora között.

5. táblázat. A Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív korrelációs együtthatói a Családi Szocializáció Kérdőívvel

Családi Szocializáció Kérdőív skálák		MSPSS			
		Család (FA)	Jelentős mások (SO)	Barátok (FR)	Teljes kérdőív
Szabályorientált légkör		0,02	0,08	-0,06	0,00
Konfliktusos légkör		-0,46**	-0,19**	-0,09	-0,31**
Konformitásra nevelés	Apa	0,03	-0,02	-0,09	-0,04
	Anya	-0,09	-0,07	-0,12	-0,12
Önállóságra nevelés	Anya	0,16*	0,18*	0,14	0,20**
	Apa	0,10	0,15*	0,15*	0,17*
Következetes beállítottság	Anya	0,05	-0,05	-0,05	-0,02
	Apa	0,09	0,01	-0,02	0,03
Inkonzisztens beállítottság	Anya	-0,28**	-0,22**	-0,20**	-0,30**
	Apa	-0,14*	-0,13	-0,15*	-0,18*
Manipulatív beállítottság	Anya	-0,22**	-0,15*	-0,13	-0,21**
	Apa	-0,18*	-0,26**	-0,24**	-0,28**
Támogató nevelési attitűd	Anya	0,36**	0,23**	0,24**	0,36**
	Apa	0,31**	0,17*	0,18*	0,28**
Szemrehányó, korlátozó nevelés	Anya	0,03	0,00	-0,03	0,00
	Apa	0,02	0,03	-0,01	0,01

Megjegyzés: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$.

A konvergens validálás utolsó elemeként a Big Five Kérdőív Extraverzió és Barátságosság faktorainak pozitív irányú összefüggését feltételezzük az MSPSS alskáláival. Hangsúlyozzuk ugyanakkor, hogy a szakirodalomban az ötfaktoros személyiségjellemzők mérésének bevonása a társas támogatás vizsgálatában alulreprezentált. Látható, hogy a 6. táblázatban szereplő szignifikáns összefüggések erőssége egyik esetben sem haladja meg a 0,3-as korrelációs értéket, így csupán utalunk a legerősebb értékekre az Extraverzió és a Családi támogatás, illetve a Barátságosság és a Baráti támogatás gyenge, pozitív irányú korrelációjára.

6. táblázat. A Big Five Kérdőív skáláinak kapcsolata a Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőívvel

Big Five Kérdőív (BFI) skálák	MSPSS			
	Család (FA)	Jelentős mások (SO)	Barátok (FR)	Teljes kérdőív
Extraverzió	0,29**	0,20**	0,20**	0,29**
Barátságosság	0,18*	0,11	0,26**	0,25**

Megjegyzés: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$.

A divergens validálás részét képező általános énhatékonyság pontszáma szintén gyenge, de szignifikáns, pozitív irányú korrelációt mutat az MSPSS faktoraival ($r_{\text{család}} = 0,20$; $p = 0,007$; $r_{\text{barátok}} = 0,18$; $p = 0,014$; $r_{\text{jelentős mások}} = 0,27$; $p < 0,001$) és összpontszámával ($r = 0,26$; $p < 0,01$) is.

5.4. Különbségek az egyes demográfiai csoportok között az észlelt társas támogatás tekintetében

A férfi és a női válaszadók átlagos pontszáma sem a három alskála, sem az összpontszám ($t(1071) = 1,35$; $p = 0,175$) esetében nem mutatott statisztikailag szignifikáns különbséget.

Mintánkat fejlődés-lélektani megfontolásból öt korcsoportra bontottuk (18–26, 27–35, 36–49, 50–59 és 60–77 évesek). Elméleti alátámasztásként Levinson (1986) életciklus elméletét követtük. A korrelációs elemzések eredményei szerint az életkorral egyik skála sem állt szignifikáns lineáris kapcsolatban (az együtthatók abszolút értékei a $0,047 < r < 0,111$ tartományba kerültek), azonban öt korcsoportra bontva a mintánkat, a családtól származó észlelt társas támogatás esetében az egyszempontos ANOVA szignifikáns különbséget jelzett ($F(4) = 2,55$; $p = 0,038$). A legidősebb korosztály esetében az átlagpontszámot tekintve kiugróan magas a támogatás ezen formája, de az elvégzett utóteszt (Tukey-próba) alapján csak a 36–49 és az 50–59 éves korosztályhoz képest mérhettünk jelentős eltérést. Ezzel némiképp egybevágóan a barátok irányából érzett támogatás az életkor előrehaladtával csökken, ez a különbség is szignifikáns volt ($F(4) = 4,28$; $p = 0,002$). Mivel a variancia-homogenitás feltétele nem teljesült, a Dunnett-féle T3 utótesztet alkalmaztuk; az eredmények alapján csak a legfiatalabb korosztály észlelt szignifikánsan magasabb baráti támogatást. Az eredményeket a 7. táblázatban részletezzük.

A magasabb iskolai végzettség mind az alskáláknál, mind az összpontszám ($F(2) = 17,99$; $p < 0,01$) esetén egyértelműen magasabb észlelt társas

támogatással járt együtt: az alap-, közép- és felsőfokú végzettségű válaszadói csoportoknál gyakorlatilag lineáris emelkedést mutat az észlelt társas támogatás valamennyi formája (7. táblázat).

A vizsgálati személy lakóhelye szerint kialakított csoportok esetében egyetlen különbséget fedeztünk fel: a budapesti lakosok esetében szignifikánsan alacsonyabb a család irányából észlelt társas támogatás, mint a más lakóhellyel rendelkező válaszadók esetében (7. táblázat).

A párkapcsolati háttér viszont jelentős összefüggést mutat egyrészt a család irányából észlelt társas támogatással. Ebben az esetben kimutatható, hogy az elváltak produkálták a legalacsonyabb átlagokat, míg a házastársi vagy párkapcsolatban élők jelentősen magasabb pontértékeket értek el. Másrészt a jelentős másoktól kapott társas támogatás esetében szintén megfigyelhettük, hogy az elváltak produkálták a legalacsonyabb átlagokat, míg a házastársi vagy párkapcsolatban élő személyek magasabb pontértékeket értek el.

A gyermekek száma (átlag = 1,35; SD = 1,07; terjedelem 0–6) nem mutat szignifikáns lineáris összefüggést az észlelt társas támogatás egyik dimenziójával sem ($r_{\text{család}} = 0,12$; $p = 0,86$; $r_{\text{barátok}} = -0,12$; $p = 0,11$; $r_{\text{jelentős mások}} = -0,04$, $p = 0,59$).

7. táblázat. A családtól, a barátoktól és a jelentős másoktól észlelt társas támogatás alakulása a szociodemográfiai változók mentén

Változók		MSPSS		
		Család (FA)	Barátok (FR)	Jelentős mások (SO)
		Átlag (SD)		
Életkori csoportok	18–26 évesek ($n = 90$)	4,01 (0,89)	4,31 (0,87)	4,66 (0,63)
	27–35 évesek ($n = 190$)	4,12 (0,98)	4,13 (0,95)	4,67 (0,62)
	36–49 évesek ($n = 482$)	4,05 (0,97)	3,92 (1,10)	4,51 (0,81)
	50–59 évesek ($n = 141$)	4,03 (1,05)	3,86 (0,96)	4,51 (0,73)
	60–77 évesek ($n = 67$)	4,43 (0,83)	3,93 (0,88)	4,57 (0,72)
	A csoportok összehasonlítása	$F(4) = 2,55^*$	$F(4) = 4,28^{**}$	$F(4) = 2,04$

7. táblázat. (Folytatás.)

Iskolai végzettség	Alapfokú (<i>n</i> = 94)	3,82 (1,14)	3,54 (1,16)	4,36 (0,92)
	Középfokú (<i>n</i> = 346)	4,01 (1,04)	3,87 (1,09)	4,50 (0,78)
	Felsőfokú (<i>n</i> = 633)	4,15 (0,92)	4,18 (0,90)	4,65 (0,65)
	A csoportok összehasonlítása	$F(2) = 5,86^*$	$F(2) = 23,44^{**}$	$F(2) = 8,90^{**}$
Nem	Férfiak (<i>n</i> = 291)	4,17 (0,91)	4,06 (0,92)	4,61 (0,63)
	Nők (<i>n</i> = 782)	4,05 (1,01)	4,01 (1,04)	4,57 (0,76)
	A csoportok összehasonlítása	$t(1071) = 1,78$	$t(1071) = 0,55$	$t(1071) = 0,95$
Lakóhely	Főváros (<i>n</i> = 154)	4,03 (0,96)	4,22 (0,95)	4,67 (0,60)
	Megyeszékhely (<i>n</i> = 137)	4,30 (0,89)	4,18 (0,89)	4,64 (0,68)
	Város (<i>n</i> = 227)	4,25 (0,91)	4,05 (1,04)	4,64 (0,62)
	Falu (<i>n</i> = 78)	4,23 (0,74)	4,05 (0,82)	4,50 (0,69)
	A csoportok összehasonlítása	$F(3) = 2,67^*$	$F(3) = 1,32$	$F(3) = 1,29$
Párkapcsolati háttér	Egyedülálló (<i>n</i> = 68)	3,37 (1,28)	4,01 (0,98)	4,33 (0,92)
	Kapcsolatban él (<i>n</i> = 116)	4,05 (0,99)	4,09 (1,12)	4,64 (0,76)
	Házass (<i>n</i> = 303)	4,21 (0,88)	3,90 (1,06)	4,76 (0,66)
	Elvált (<i>n</i> = 48)	3,35 (1,14)	3,65 (1,13)	4,07 (1,03)
	Özvegy (<i>n</i> = 4)	4,31 (0,85)	4,25 (0,57)	4,66 (0,66)
	A csoportok összehasonlítása	$F(4) = 15,76^{**}$	$F(4) = 15$	$F(4) = 7,90^{**}$

Megjegyzés: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

6. Megbeszélés

A társas támogatás vizsgálatára eddig egyetlen magyar nyelvű validált kérdőív létezett, a Caldwell-féle társas támogatás kérdőív (Caldwell és mtsai, 1987; magyarul Kopp & Skrabski, 1992), amelynek kiértékelése, kvalitatív jellemzőiből következően, viszonylag nehezen számszerűsíthető. Így kutatásunk célja az volt, hogy bemutassuk a Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív (Multidimensional Scale of Percieved Social Support; MSPSS; Zimet és mtsai, 1988) magyar mintán történő validálását. Elsősorban felnőtt mintán szerettük volna a skála érvényességét és megbízhatóságát tesztelni, mivel a mérőeszközt korábbi kutatásunkban (2012, TÁMOP) már sikeresen alkalmaztuk egy Szegedre reprezentatív középiskolás mintán (Jámbori és mtsai, 2016).

Az MSPSS eredeti, angol nyelvű 12 tételes változatában az állítások három faktor köré csoportosulnak (Család, Barátok, Jelentős mások), ahol a Barátok és a Jelentős mások faktor pozitív irányú, közepes erősségű korrelációt mutatnak egymással, és mindkét faktor gyengén együttjár a Családi támogatás észlelt mértékével. A validálási vizsgálatunkban a háromfaktoros modell a legtöbb idegen nyelvű adaptációhoz hasonlóan (Wongpakaran és mtsai, 2011) megfelelőnek bizonyult, azonban az eredeti 12 tételes kérdőív-ből 2 állítást (az eredetiben az 5. és 7. item) ki kellett vennünk, mert nem illeszkedtek megfelelően a megerősítő faktoranalitikus modellbe. Így a végső kérdőívben 10 tételt maradt (ld. Függelék), amelyből 4 állítás a Család alfaktorához, 3 állítás a Barátok alfaktorához, 3 állítás pedig a Jelentős mások alfaktorához kapcsolódik. A tételszám szintén diverzitást mutat az idegen nyelvű MSPSS kérdőívekben: legtöbb esetben megtartott a 12-tételes változat kiemelkedően magas inter-item korreláció jelenléténél is (pl. Ekbäck és mtsai, 2013), de találunk példát – elsősorban a megerősítő faktor-elemzést alkalmazó validálásokban – a tételszám csökkentésére is (8 tételes maláj változat [Lee és mtsai, 2016]; 11 tételes hausza nyelvű változat [Mohammad és mtsai, 2015]). Az általunk kihagyott 5. item (Van legalább egy olyan ismerősöm, aki vigaszt tud nyújtani számomra) mind a svéd (Ekbäck és mtsai, 2013), mind a maláj változat validálásánál (Lee és mtsai, 2016) problematikusnak bizonyult; az előbbi esetben a teszt-reteszt reliabilitása volt az elfogadható érték alatt, az utóbbi esetben pedig a megerősítő faktoranalízisben volt túl magas a tétel hiba varianciája. A jelen konfirmatív faktorelemzés eredményeként kihagyott 7. tétel (Számíthatok a barátaimra, amikor a dolgok rosszra fordulnak) a maláj validálásban szintén felmerült törlendőként a jósági értékek növelésekor.

A magyar változat faktorainak belső konzisztenciája és az egész kérdőív megbízhatósága is magasnak bizonyult. A kérdőív három faktora közül a leggyengébb korrelációs kapcsolatot a Család és a Barátok faktor között, a legerősebbet pedig a Család és a Jelentős mások között találtuk. Mindhárom faktor erős, pozitív irányú kapcsolatban áll az MSPSS összpontszámával. A Család és Barátok alskálák közti együttjárás irányában és erősségében megfelel az angol MSPSS-nek, (magyar: $r = 0,39$, angol: $r = 0,34$; forrás: Zimet és mtsai, 1988); a Család (FA) és a Jelentős mások (SO) alskála korrelációjának erőssége eltérő (magyar: $r = 0,63$, angol: $r = 0,24$, forrás: Zimet és mtsai, 1988), a magyar mintán markánsabb a skálák közötti kapcsolat. A jelentős mások (SO) és a barátok (FR) alskálák közötti azonos irányú együttjárás erőssége szempontjából nagyságrendileg megfelel a két minta egymásnak (magyar: $r = 0,52$, angol: $r = 0,63$, forrás: Zimet és mtsai, 1988).

Az észlelt társas támogatást vizsgáló mérőeszközök pszichometriai jellemzőit közlő szakirodalomban nem egységes a konvergens-divergens validálás elvégzése: a legtöbb tanulmányban nem szerepel az utóbbi vizsgálata. Mivel a divergens validáláshoz mi is csupán egyetlen pszichológiai konstruktumot használtunk fel, az általános énhatékonyságot, az eredményeket összevontan értelmezzük. A konvergens-divergens validitás vizsgálatára felhasználtuk a Társas Támogatás Erőssége Kérdőívet, a Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőívet, a Goch-Dalbert-féle Családi Szocializáció Kérdőív szülőktől Észlelt Támogatás mértékét és az Önállóságra nevelési faktort, a Big Five Kérdőív Extraverzió és Barátságosság skáláit, valamint az Általános Énhatékonyság kérdőívet. A korrelációs elemzések megerősítették előzetes feltevéseinket, mivel mind a Társas Támogatás Erőssége Skála, mind a Caldwell-féle Társas Támogatás kérdőív családra és barátokra vonatkozó faktorai erősen korrelálnak a MSPSS skála baráti és családi alfaktorával, valamint mindkét kérdőív összpontszáma között közepes erősségű a kapcsolat. A Családi Szocializáció Kérdőív esetében szignifikáns, gyenge, pozitív együttjárást tapasztaltunk az Anyai Támogató Nevelési attitűd és az MSPSS skála család alfaktora között. Kaplan és munkatársai (1977) is hangsúlyozzák, hogy a család az egyik legfontosabb támogató struktúra életünk folyamán, amelynek mentálhigiénés szempontból funkciója lehet a világra vonatkozó információk összegyűjtésében és terjesztésében, segítheti a beérkező információk közötti eligazodást, ezáltal sikeresebbé teheti az alkalmazkodást. A család elfogadó, bátorító légkörével biztosítani tudja az érzelmi biztonságot az egyén számára, segíthet a problémák megoldásában, fokozhatja az érzelmi teherbírást. Ez utóbbitól is függ, hogy a személy később mennyire hatékonyan képes átvészelni a krízishelyzeteket, és mennyire konstruktívan képes megoldani problémáit, amelynek ré-

sze a társas támasz igénybevétele stressz esetén. Saját vizsgálatunk is azt mutatja, hogy a Konfliktusos családi légkör és az MSPSS Család faktora között fordított irányú, közepes erősségű kapcsolat áll fenn. Az eredmény alátámasztja korábbi kutatások megállapításait, miszerint a konfliktusos, problémákkal teli családi környezetben felnevelkedő fiatalok alacsonyabb mértékű társas támogatásról, érzelmi biztonságról számolnak be (Dunovsky, 1996; Pulkkinen, 1990). Gyenge, fordított irányú összefüggést mutatott még az Inkonzisztens és Manipulatív Anyai nevelési attitűd és a MSPSS Család faktora. Az Inkonzisztens Anyai nevelési beállítottság az MSPSS kérdőív mindkét másik alfaktorával (Barátok, Jelentős mások) is gyenge negatív együttjárást mutatott.

A személyiségdimenziók esetében gyenge, de szignifikáns korrelációt kaptunk a Barátságosság és az MSPSS Család és Barátok, valamint az Extroverzió és az MSPSS Család és Jelentős mások alfaktora között. A társas támogatással kapcsolatban ilyen jellegű összefüggések vizsgálatára nem találtunk példát a szakirodalomban, mégis megkíséreljük az értelmezésüket. A Barátságosság személyiségvonás az együttműködésre és a fontos személyek véleményének figyelembe vételére utal a viselkedés tervezésekor (Mirnics, 2006), ami a felnőtt életben a családi és baráti kapcsolatok fenntartását segítheti. Az Extraverzió személyiségvonás kifejezetten ingerkereső, társaságkedvelő, viselkedésre hajlamosít, így nem meglepő a Barátoktól és a Jelentős Másoktól érkező támogatással való összefüggése. A Család alfaktorral való szignifikáns együttjárást pedig magyarázhatják korábbi kutatások eredményei (Ladd, 1992; Ladd & Golter, 1988) miszerint a szülők nevelési stílusának, a család légkörének közvetlen és közvetett hatása is van a fiatalok társas kapcsolatainak alakulására, illetve a szociális kompetenciájuk fejlődésre. A közvetlen hatások általában akkor fordulnak elő, amikor a szülők irányítják gyermekük kortársakkal folytatott interakcióját, explicit tanácsokat adnak a helyes és elfogadható viselkedésformákról, ezáltal serkentik bizonyos általuk helyesnek ítélt szociális kapcsolat kiépítését. Közvetett hatásoknak tekinthetők, amikor a gyermekek családon belüli nevelési élményei meghatározzák a kortárskapcsolataik minőségét is (Elicker, Englund, & Sroufe, 1992).

A divergens validálás részeként az Általános Énhatékonyság skálát használtuk, amellyel a magyar nyelvű MSPSS elhanyagolható mértékű együttjárást mutatott. Az összefüggés-vizsgálatok eredményei meggyőzően bizonyították az MSPSS kérdőív megbízhatóságát.

Eredményeink szerint az észlelt társas támogatás mértéke az életkor előrehaladtával nem mutat egyértelmű (lineáris) növekedést vagy csökkenést. Az elvégzett varianciaanalízis azonban azt mutatta, hogy a legfiatalabb korosztálynál magas a barátok irányából, míg a legidősebbeknél a család felől észlelt társas támogatás. Ez összefüggésbe hozható azzal, hogy

idős korban csökken a lehetőség a barátokkal való kapcsolattartásra az egészségi és/vagy mentális állapot romlása miatt, és inkább a család felé fordulást figyelhetjük meg. Zimet és munkatársai (1988) eredményeivel ellentétben nem találtunk különbséget a férfiak és a nők észlelt társas támogatottsága között, ami további vizsgálatokat igényel életkor és iskolai végzettség mentén kiegyenlítettebb magyar mintán.

Az iskolai végzettség alapján szintén jelentős különbség mutatkozott az észlelt társas támogatás mértéke között. Minél magasabb volt valakinek az iskolai végzettsége, annál nagyobb mértékű támogatásról számolt be. Az eredményt magyarázhatjuk a társas kompetencia alakulásával, a szociális készségek fejlettségével, mivel a fejlettebb társas kompetencia magában hordozza a hatékonyabb kapcsolatteremtést, a kapcsolatok fenntartását és a felmerülő nehézségek hatékonyabb megoldását is (Kasik, 2010). Kasik (2010) érvelése szerint a szociális problémamegoldásnak két komponense van: a problémátájékozódási és a probléma-megoldási képesség. Az előbbi az egyén érzelmi állapotával és motiváltságával függ össze, a probléma iránti fogékonyságát és a megoldás iránti elköteleződést szabályozza. Elkülöníthetünk pozitív és negatív problémaorientációt. A pozitív orientáció egyfajta optimista hozzáállás a probléma megoldásához, az én hatékonyságába, a megoldás lehetőségességebe, szükségességébe vetett hit. A negatív orientáció pedig a probléma pesszimiztikus megközelítését, a negatív aspektusok túlhangsúlyozását, a frusztráció inadekvát kezelését foglalja magába (Maydeu-Olivares & D’Zurilla, 1996). Finkelstein, Kubzansky, Capitman és Goodman (2007) is kiemelték kutatásukban, hogy a magasabb iskolai végzettségű szülők gyermekei optimistábbak, kisebb mértékű észlelt stresszről számoltak be, és döntéseik meghozatala során inkább az optimizmus vezérelte őket. Ez megfeleltethető a pozitív problémátájékozódási képesség egyik aspektusának (Kasik, 2010). A kevésbé iskolázott szülők gyermekei hajlamosabbak alulteljesíteni a pozitív problémaorientáció terén, és magasabb pontszámot elérni a negatív problémaorientációban, hiszen esetükben a szerzők pesszimizmusra való hajlandóságról beszélnek.

Az eredmény másik magyarázata lehet az, hogy a családból érkező támogatás mértéke alapvetően magasabb iskolai végzettséget, határozottabb jövőre vonatkozó terveket eredményezhet. Számos kutatás eredménye alátámasztotta, hogy a társas támogatás elérhetősége jelentős motiváló tényező a jövőorientált célok megfogalmazásában és kivitelezésében. Robbins, Lee és Wan (1994) is találtak arra bizonyítékot, hogy az észlelt emocionális segítségnyújtás szoros összefüggést mutatott a személyek célorientációjának folytonosságával, amely pedig jelentős prediktora az élettel való elégedettségnek és optimizmusnak. Pulkkinen (1990) is hangsúlyozta, hogy a családi támogatás mértéke hatást gyakorolhat a fiatalok jövőbeli terveinek megfogalmazására. Azok a fiatalok, akiknek világosabb terveik voltak a jövőjükre

vonatkozóan, sokkal több pozitív emléket idéztek fel családjukkal kapcsolatban, és elsősorban azokat az érdeklődési területeket preferálták, amelyeket szüleik is előnyben részesítettek. A családi támogatásnak az iskolai előmenetelben is jelentős a szerepe. Metheny és McWhirter (2013) tanulmányukban hangsúlyozták, hogy a családból érkező támogatás meghatározhatja azt is, hogy az egyén hogyan észleli saját szerepét egy társas hierarchiában, és protektív tényezőként segítséget nyújthat olyan fiatalok számára, akik korlátozott erőforrásokkal rendelkező családi környezetből származnak. Song, Bong, Lee és Kim (2015) rámutattak arra, hogy a szülői támogatásnak a diákok iskolai teljesítményére és iskolai motivációjára is rendkívüli hatása van: nemcsak magasabb teljesítménycélokat eredményezhet, hanem erősebb közelítő és elkerülő teljesítménymotivációt is, és esetenként magasabb tesztoszorongást. A kortársaktól érkező támogatásnak pedig fontos közvetítő szerepe lehet ezen maladaptív motivációs és teljesítménycélok csökkentésében.

Vizsgálatunk korlátja, hogy ugyan kor és nem tekintetében heterogén, kiegyensúlyozott mintával igyekeztünk dolgozni, az iskolai végzettség jelentősen eltolódott a felsőfokúak irányába, a családi állapot pedig a házasság vagy élettársi kapcsolat jelenlétére, így a minta a magyar felnőtt lakosságra nézve nem reprezentatív. A hozzáférhetőségi mintavétel szintén jelentősen korlátozza az eredmények általánosíthatóságát, illetve a vizsgálatban való részvételt visszautasítókról sincsen adatunk, így a szelekciós torzítás természete sem ismert. A tesztbatteria kitöltése a válaszadók által nagyrészt online történt, ami több torzító körülményt tartalmaz, mint a papír alapú tesztfelvétel (Szokolszky, 2004). Reményeink szerint ezt a két korlátot ellensúlyozza a több, mint 1000 fős minta. Kutatásunkban több magyar nyelvre lefordított, adott mintán megfelelő reliabilitású, de nem sztenderdizált kérdőívet alkalmaztunk. Ezt a mérőeszközök belső konzisztenciájának saját mintánkon történő kiszámításával ellensúlyoztuk, illetve eredményeink plauzibilitása utólagosan megerősíti a választott tesztek alkalmazásának helyességét.

Összességében úgy véljük, hogy a konvergens és a divergens validitás igazolására kiválasztott és felhasznált indikátorok beváltották a hozzájuk fűzött reményeinket. Nem találtunk ellentmondást a kapott eredményekben, amelyek a megfelelő illeszkedési mutatókkal együtt azt bizonyítják, hogy az MSPSS magyar változata egy érvényes mérőeszköz, amely egyrészt mutat összefüggést más, széles körben használt sztenderd kérdőívekkel, másrészt van az észlelt társas támogatás pszichológiai kérdéskörének több olyan szelete, amelyet ezek az eszközök nem fedtek le, így indokolt az új kérdőív bevezetése.

7. Irodalomjegyzék

- Andreks, A. (2012). Az érzelmek társas és kulturális aspektusai. In É. Bányai, & K. Varga (Szerk.), *Affektív pszichológia – Az emberi késztetések és érzelmek világa* (435–462). Budapest: Medicina Kiadó
- Balog, P., & Dégi, L.Cs. (2005). A családi támogatottság szerepe a daganatos nők pszichoszociális sérülékenységeinek csökkentésében. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 6(1), 17–34.
- Beaton, D.E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M.B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186–3191.
- Ben-Ari, A., & Lavee, Y. (2005). Dyadic characteristics of individual attributes: Attachment, neuroticism, and their relation to marital quality and closeness. *American Journal of Orthopsychiatry*, 75(4), 621–631.
- Bollen, K.A. (1989): *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen, & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (132–162). Beverly Hills: Sage
- Brummet, B.H., Mark, D.B., Siegler, I.C., Williams, R.B., Babyak, M.A., Clapp-Channing, N.E., & Barefoot, J.C. (2005). Perceived social support as a predictor of mortality in coronary patients: effects of smoking, sedentary behaviour, and depressive symptoms. *Psychosomatic Medicine*, 67(1), 40–45.
- Bruwer, B., Emsley, R., Kidd, M., Lochner, C., & Seedat, S. (2008). Psychometric Properties of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support in Youth. *Comprehensive Psychiatry*, 49(2), 195–201.
- Csabai, M., & Molnár, P. (2009). *Orvosi pszichológia és klinikai egészségpszichológia*. Budapest: Medicina Könyvkiadó
- Caldwell, R.A., Pearson, J.L., & Chin, R.J. (1987). Stress-moderating effects: social support in the context of gender and locus of control. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 13(1) 5–17.
- Canty-Mitchell, J., & Zimet, G.D. (2000). Psychometric properties of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support in urban adolescents. *American Journal of Community Psychology*, 28(3), 391–400.
- Cheng, S.T., & Chan, A.C.M. (2004). The multidimensional scale of perceived social support: dimensionality and age and gender differences in adolescents. *Personality and Individual Differences*, 37(7), 1359–1369.
- Chou, K-L. (2000). Assessing Chinese adolescents' social support: the multidimensional scale of perceived social support. *Personality and Individual Differences*, 28(2), 299–307.
- Cohen, S., & Wills, T.A. (1985). Stress, social support and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310–357.
- Dahlem N.W., Zimet, G.D., & Walker, R.R. (1991). The multidimensional scale of perceived social support: a confirmation study. *Journal of Clinical Psychology*, 47(6), 756–761.
- Denis, A., Callahan, S., & Bouvard, M. (2015). Evaluation of the French version of the multidimensional scale of perceived social support during the postpartum period. *Maternal Child Health Journal*, 19(6), 1245–1251.
- Deutsch, Sz., Fejes, E., Kun, Á., & Medvés, D. (2015). A jóllétet meghatározó tényezők vizsgálata egészségügyi szakdolgozók körében. *Alkalmazott Pszichológia*, 15(2), 49–71.
- Diener, E., & Seligman, M.E.P. (2002). Very Happy People. *Psychological Science*, 13(1), 81–84.
- Dunovsky, J. (1996). Family in society in transition. In S. Nakou, & S. Pautelakis (Eds.), *The child in the world of tomorrow. The next generation* (38–48). Pergamon: Guilford

- Ekbäck, M., Benzein, E., Lindberg, M., & Arestedt, K. (2013). The Swedish version of the multidimensional scale of perceived social support (MSPSS) – a psychometric evaluation study in women with hirsutism and nursing students. *Health and Quality of Life Outcomes*, 11:168. Doi: 10.1186/1477-7525-11-168
- Eker, D., Arkar, H., & Yaldiz, H. (2000). Generality of support sources and psychometric properties of a scale of perceived social support in Turkey. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 35(5), 228–233.
- Elicker, J., Englund, M., & Sroufe, L.A. (1992): Predicting peer competence and peer relationships in childhood from early parent–child relationships. In R.D. Parke, & W. Ladd (Eds.), *Family-peer relationships: Modes of linkage* (77–107). Hillsdale: Erlbaum
- Erdem, K., & Ejder Apay, S. (2014). A sectional study: The relationship between perceived social support and depression in Turkish infertile women. *International Journal of Fertility and Sterility*, 8(3), 303–314.
- Finkelstein, D.M., Kubzansky, L.D., Capitman, J., & Goodman, E. (2007). Socioeconomic Differences in Adolescent Stress: The Role of Psychological Resources. *Journal of Adolescent Health*, 40(2), 127–134.
- Gerevich, J. (1989). *Közösségi mentálhigiéné*. Budapest: Gondolat Kiadó
- Goch, J., & Dalbert, C. (1997). Gerechtigkeitserleben und familiäre Socialisation. In H.P. Langfeldt (Ed.), *Informationen, Programm, Abstracts* (60). London: Verlag Empirische Pädagogik
- Haber, M.G., Cohen, J.L., Lucas, T., & Baltes, B.B. (2007). The relationship between self-reported received and perceived social support: A meta-analytic review. *American Journal of Community Psychology*, 39(1–2), 133–144.
- Jámbori, Sz. (2003). Serdülők jövő-orientációját befolyásoló szülői nevelési stílusok vizsgálata. *Serdülő- és Gyermekpszichoterápia*, 3(3), 221–231.
- Jámbori, Sz. (2007). *Hogyan tervezik a serdülők a jövőjüket?* Szeged: SZEK JGYF Kiadó
- Jámbori, Sz., Horvát M.T., & Harsányi, Sz.G. (2016). Az internetes kapcsolatokban való nyitottság összefüggése az észlelt társas támasszal és az élnátékonyssággal. *Alkalmazott Pszichológia* 16(2), 19–36.
- John, O.P., & Srivastava, S. (1999). The Big Five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L.A. Pervin, & O.P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (102–138). New York: Guilford Press
- Kállai J. (2007). Egészség és társas támogatás. In J. Kállai, J. Varga, & A. Oláh (szerk.), *Egészségpszichológia a gyakorlatban* (199–214). Budapest: Medicina Kiadó
- Kahn, R.L., & Antonucci, T.C. (1980). Convoys over the life course: Attachment, roles, and social support. In P.B. Baltes, & O. Brim (Eds.), *Life-span development and behaviour*. Vol. 3. (253–268). New York: Academic Press
- Kaplan, B.H., Cassel, J.C., & Gore, S. (1977). Social support and health. *Medical Care*, 15(5), 47–58.
- Kasik, L. (2010). *A szociálisérdek-érvényesítő, az érzelmi és a szociálisprobléma-megoldó képességek vizsgálata 4–18 évesek körében*. Doktori értekezés. Szeged: Szegedi Tudományegyetem
- Kimerling, R., & Calhoun, K.S. (1994). Somatic symptoms, social support, and treatment seeking among sexual assault victims. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 62(2), 333–340.
- Kline, R.B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, London: Guilford Press
- Kopp, M., & Skrabski, Á. (1992). *Magyar lelkiállapot*. Budapest: Végeken Kiadó
- Kovács, E., & Pikó, B. (2007). Nem hagyományos egészségvédő faktorok jelentősége: Család, társas támogatás, egészség. *Hippocrates*, 3, 91–94.

- Ladd, G.W. (1992). Themes and theories: Perspectives on processes in family-peer relationships. In R.D. Parke, & G.W. Ladd (Eds.), *Family-peer relationships: Modes of linkage* (1–35). Erlbaum: Hillsdale
- Ladd, G.W., & Golter, B.S. (1988). Parents' management of preschoolers' peer relations: Is it related to children's social competence? *Developmental Psychology*, 24(1), 109–117.
- Lazarus, R.S. (1983). The costs and benefits of denial. In S. Bresnitz (Ed.), *Denial of stress* (1–30). New York: International Universities Press
- Lee, S.C., Moy, F.M., & Hairi, N.N. (2016). Validity and reliability of the Malay version multidimensional scale of perceived social support (MSPSS-M) among teachers. *Quality of Life Research*, 26(1), 221–227.
- Levinson, D.J. (1986). A conception of adult development. *American Psychologist*, 41(1), 3–13.
- Losonczy, Á. (2001). Az egészség társadalmi veszélyeztetettségéről; a népegészség romló állapotának magyarázatához. In L. Cseh-Szombathy, & P.P. Tóth (Szerk.), *Népesedés és népességgazdaság* (221–270). Budapest: Századvég Kiadó
- Mohammad, A.H., Sadat, N.A., Loh, S.Y., & Chinna, K. (2015). Validity and Reliability of the Hausa Version of Multidimensional Scale of Perceived Social Support Index. *Iranian Red Crescent Medical Journal*, 17(2), e18776. Doi: 10.5812/ircmj.18776
- Maydeu-Olivares, A., & D'Zurilla, T.J. (1996). A factor-analytic study of the Social Problem-Solving Inventory: An integration of theory and data. *Cognitive Therapy and Research*, 20(2), 115–133.
- Metheny, J., & McWhirter, E. H. (2013). Contributions of social status and family support to college students' career decision, self-efficacy and outcome expectations. *Journal of Career Assessment*, 21(3), 378–394.
- Miller, P.M.C., Ingham, J.G., & Davidson, S. (1976). Life events, symptoms and social support. *Journal of Psychosomatic Research*, 20(6), 515–522.
- Mirnic, Zs. (2006). *A személyiség építőkövei: Típus-, vonás- és biológiai elméletek*. Budapest: Bölcsész Konzorcium
- Münnich, Á., & Hidegkuti, I (2012). Strukturális egyenletek modelljei: oksági viszonyok és komplex elméletek vizsgálata pszichológiai kutatásokban. *Alkalmazott Pszichológia*, 14(1), 77–102.
- Pikó, B. (1997). Coping – társas kapcsolatok – társas coping. *Pszichológia*, 17(4), 391–399.
- Pikó, B. (2002). Társas kapcsolatok és a társas támogatás egészségpszichológiája. In B. Pikó (szerk.), *Egészségpszichológia* (94–114). Budapest: Új Mandátum Kiadó
- Pulkkinen, L. (1990). Home atmosphere and adolescent future orientation. *European Journal of Psychology of Education*, 1, 33–43.
- Robbins, S.B., Lee, R.M. & Wan, T.T.H. (1994). Goal continuity as a mediator of early retirement adjustment: Testing a multidimensional model. *Journal of Counseling Psychology*, 41, 18–26.
- Rózsa, S., Kő, N., Krekó, K., Unoka, Zs., Ottmár, E., Fecskő, E., & Kulcsár, Zs. (2008). A hétköznapi stresszkelő életesemények koncepciója és mérése: a Hétköznapi Életesemények Kérdőív hazai adaptációjának bemutatása. *Alkalmazott Pszichológia*, 10(1–2), 131–158.
- Rózsa, S., Réthelyi, J., Stauder, A., Susánszky, É., Mészáros, E., Skrabski, Á., & Kopp, M. (2003). A HUNGAROSTUDY 2002 országos reprezentatív felmérés általános módszertana és a felhasznált tesztbatteria pszichometriai jellemzői. *Psychiatria Hungarica*, 18(2), 83–94.
- Sallay, H. (2002). Future orientation of Hungarian youngsters in relation to parental education. 8th Biennial Conference of the European Association for Research on Adolescence, Oxford, Nagy Britannia, 2002. szeptember 3–7.

- Sayers, S.L., Riegel, B., Pawlowski, S., Coyne, J.C., & Samaha, F.F. (2008). Social support and self-care of patients with heart failure. *Annals of Behavioral Medicine*, 35(1), 70–79.
- Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (1995). Generalized Self-Efficacy scale. In J. Weinman, S. Wright, & M. Johnston (Eds.), *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs* (35–37). Windsor, UK: NFER-NELSON
- Silver, R., & Wortman, C. (1980). Coping with undesirable life events. In J. Garber, & M.E.P. Seligman (Eds.), *Human helplessness* (279–340). New York: Academic Press
- Skok, A., Harvey, D., & Reddihough, D. (2009). Perceived stress, perceived social support, and wellbeing among mothers of school-aged children with cerebral palsy. *Journal of Intellectual and Developmental Disability*, 31(1), 53–57.
- Song, J., Bong, M., Lee, K., & Kim, S. I. (2015). Longitudinal investigation into the role of perceived social support in adolescents' academic motivation and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 107(3), 821–841.
- Stewart, R.C., Umar, E., Tomenson, B., & Creed, F. (2014). A cross-sectional study of antenatal depression and associated factors in Malawi. *Archives of Womens Mental Health*, 17(2), 145–154.
- Suls, J. (1982). Social support, interpersonal relations and health: benefits and liabilities. In G.S. Sanders, & J. Suls (Eds.), *Social psychology of health and illness* (255–279) Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates
- Szabó, P., Bagdy, E., Szili, I., Mirnics, Zs., Heinz, O., Inkret, B., Vargha, A., & Kövi, Zs. (2015). A Rorschach-teszt alkalmassága egy tehetségfejlesztő program hatásvizsgálatában. *Psychologia Hungarica Caroliensis*, 3(1), 44–66.
- Szádóczky, E., Rózsa, S., Zámboi, J., & Füredi, J. (2004). Predictors for two-year outcome of major depressive episode. *Journal of Affective Disorders*, 83(1), 49–57.
- Szigethy, K. (2014). *A copingot meghatározó pszichés tényezők szerepe várandósoknál*. MA Szakdolgozat. Szeged: Szegedi Tudományegyetem
- Szokolszky, Á. (2004). *Kutatómunka a pszichológiában*. Budapest, Osiris Kiadó
- Trull, T.J., & Phares, E.J. (2004). *Klinikai pszichológia*. Budapest: Osiris Kiadó
- Utasi, Á. (2006). Éltető kapcsolatok: A kapcsolatok hatása a szubjektív életminőségre. Budapest: Új Mandátum Könyvkiadó
- Vaingankar, J.A., Abidin, E., & Chong, S.A. (2012). Exploratory and confirmatory factor analysis of the Mutidimensional Scale of Perceived Social Support in patients with schizophrenia. *Comprehensive Psychiatry*, 53(3), 286–291.
- Weiser, E.B. (2001). The functions of internet use and their social and psychological consequences. *Cyberpsychology and Behavior*, 4(6), 723–743.
- Wongpakaran, T., Wongpakaran, N., & Ruktrakul, R. (2011). Reliability and validity of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS): Thai version. *Clinical Practice and Epidemiology in Mental Health*, 7, 161–166.
- Zimet, G.D., Dahlem, N.W., Zimet, S.G., & Farley, D.K. (1988). The Mutidimensional Scale of Perceived Social Support. *Journal of Personality Assessment*, 52(1), 30–41.
- Zimet, G.D., Powell, S.Z., Farley, G.K., Werkmann, S., & Berkoff, K.A. (1990). Psychometric characteristic of the multidimensional scale of perceived social support. *Journal of Personality Assessment*, 55(3–4), 610–617.

Szerzők munkamegosztása

Papp-Zipernovszky Orsolya: adatgyűjtés koordinálása, tanulmány írása (elméleti bevezető, eredmények értelmezése). Kékesi Márk Zoltán: adatgyűjtés koordinálása, tanulmány írása (statisztikai elemzések, eredmények értelmezése). Jámbori Szilvia: adatgyűjtés koordinálása, tanulmány írása (eredmények értelmezése, megbeszélés).

Nyilatkozat érdekütközésről

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

Függelék

Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Skála

Kérjük, az alábbi számok bekarikázásával jelölje be, hogy mennyire igazak Önre az alábbi állítások!

	Egyáltalán nem	Inkább nem	Is-is	Inkább igen	Teljes mértékben
1. Van legalább egy fontos személy a környezetemben, akire számíthatok, ha szükségem van rá.	1	2	3	4	5
2. Van legalább egy fontos személy a környezetemben, akivel meg tudom osztani az örömömet és a bánatomat.	1	2	3	4	5
3. A családomra mindig számíthatok.	1	2	3	4	5
4. Megkapom a családomtól azt az érzelmi segítséget és támogatást, amelyre szükségem van.	1	2	3	4	5
5. Barátaimra mindig számíthatok.	1	2	3	4	5

	Egyáltalán nem	Inkább nem	Is-is	Inkább igen	Teljes mértékben
6. Tudok a problémáimról beszélni a családommal.	1	2	3	4	5
7. Vannak barátaim, akikkel megoszthatom az örömet és a bánatomat.	1	2	3	4	5
8. Van legalább egy olyan fontos személy az életemben, aki törődik az érzéseimmel.	1	2	3	4	5
9. A családom szívesen segít a döntéseim meghozatalában.	1	2	3	4	5
10. Meg tudom beszélni a problémáimat a barátaimmal.	1	2	3	4	5

A kérdőív alfaktorai:

Család: 3., 4., 6. és 9. tétel

Barátok: 5., 7. és 10. tétel

Jelentős mások: 1., 2. és 8. tétel

Skálaképzés: a kérdőív kiértékelése az egyes alfaktorokhoz tartozó tételszámok átlagolásával történik.

Az eredetihez képest kihagyott tételek:

5. Van legalább egy olyan ismerősöm, aki vigaszt tud nyújtani számomra.

7. Számíthatok a barátaimra, amikor a dolgok rosszra fordulnak.

Validation of the Hungarian version of Multidimensional Scale of Perceived Social Support

PAPP-ZIPERNOVSZKY, ORSOLYA – KÉKESI, MÁRK ZOLTÁN –
JÁMBORI, SZILVIA

Background: One of the most important factors of well-being is social embeddedness. Moreover, social embeddedness is the most determining predictor of physical and mental health mainly in stress situations, according to Hungarian and international studies. Multidimensional Scale of Perceived Social Support (MSPSS) was developed by Zimet et al. in 1988, and since then it has been translated to other Caucasian and Asian languages. Psychometrical characteristics of the scale seem to be excellent. *Aims:* The aim of our study was to validate the Hungarian MSPSS with a sample of adults ($N = 1073$, 72.9% women). In Hungary only the Support Dimension Scale is available, that evaluation is not easily quantifiable. *Methods:* Both exploratory and confirmatory factor analyses were conducted on the sample data. Convergent and divergent validity was measured with the following scales: Caldwell Support dimensions Scale, General Self-efficacy Scale, Big Five Inventory, and Family Socialisation Questionnaire. *Results:* After factor analyses the final version of the measure consists of 10 items. 4 items related to Family subfactor, 3 items related to Significant Others subfactor, and 3 items to Friends subfactor. The computed psychometric properties suggest that each factor has a good level of reliability and validity (Family: Cronbach's $\alpha = .91$; Friends: Cronbach's $\alpha = .93$; Significant Others: Cronbach's $\alpha = .87$, MSPSS Total: Cronbach's $\alpha = .91$). The goodness of fit results of the scale were appropriate or good (CMIN/DF = 5.876, CFI = 0.974, RMSEA = 0.08, GFI = 0.949, TLI = 0.963). *Conclusions:* The Hungarian version of MSPSS is a valid and reliable measurement that on the one hand shows correlations with other, widely used standardized questionnaires. On the other hand there are several pieces studying the psychological factors of perceived social support, which are not covered entirely by previous questionnaires. Therefore, developing the Hungarian version of MSPSS is justified.

Keywords: multidimensional scale of perceived social support, factor analysis, convergent and divergent validity