

# A MULTIDIMENZIONÁLIS ÉSZLELT TÁRSAS TÁMOGATÁS KÉRDŐÍV MAGYAR NYELVŰ VALIDÁLÁSA

Papp-Zipernovszky Orsolya, Kékesi Márk Zoltán, Jámbori Szilvia  
SZTE BTK Pszichológiai Intézet

## Absztrakt

*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 Multidimensional Scale of Percieved Social Support (MSPSS) kérdőívet 1988-ban fejlesztette ki Zimet, és azóta több európai és ázsiai nyelvre is lefordították. A kérdőív pszichometriai jellemzői minden esetben kiválóak.

*Cél:* Mivel magyar nyelven egyetlen validált társas támogatást mérő kérdőív van (Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív (Support Dimension Scale – SDS, Caldwell, Pearson & Chin, 1987, magyarul Kopp & Skrabski, 1992), aminek a kiértékelése nem elég megbízható, tanulmányunk célja, hogy bemutassuk a MSPSS kérdőív magyar nyelvű validálását egy 1073 fős felnőtt mintán. *Módszerek.* Az exploratív faktoranalízis mellett megerősítő eljárást is alkalmaztunk. A konvergens és divergens validitás vizsgálatára a következő mérőeszközöket használtuk fel: Társas Támogatás Erőssége Kérdőív (Weiser, 2001), *Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív* (Caldwell et al., 1987), Általános Énhatékonyság Skála (Schwarzer & Jerusalem, 1995), Big Five Inventory (John & Srivastava, 1999) és a Családi Szocializáció Kérdőív (Goch & Dalbert, 1997).

*Eredmények:* A feltáró és megerősítő faktorelemzés alapján a végső kérdőívben 10 tétel maradt. Ebből 4 állítás a Család alfaktorához, 3 állítás a Barátok alfaktorához és 3 állítás a Szignifikáns Mások alfaktorához kapcsolódik. Az egyes faktorok reliabilitása (Család: Cronbach  $\alpha = 0,91$ ; Barátok: Cronbach  $\alpha = 0,932$ ; Szignifikáns mások: Cronbach  $\alpha = 0,871$ ) és az egész kérdőív megbízhatósága (Cronbach  $\alpha = 0,907$ ) is magasnak bizonyult.

*Következtetések:* 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 a korábbi eszközök nem fedtek le, így indokolt az új kérdőív bevezetése.

*Kulcsszavak:* Multidimenzionális Társas Támogatás Kérdőív, konvergens és divergens validitás, prediktorok

## 1. A társas támogatás meghatározása, típusai

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.

Máig is tart az egyént körülvevő szociális kapcsolatrendszer az egészség-betegség szempontjából jelentős területeinek és típusainak leírása, a fogalmi tisztázás időszaka. 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 szignifikáns 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 segítő szervezetek tagjai. 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, melyek 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*, melyet 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).

### 1.1. 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. Miller, Ingham & Davidson, 1976; Dahlem, Zimet & Walker, 1991). A főhatás 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

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

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). Pfeifer (2011) szignifikáns negatív 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 vizsgált. Eredményeik szerint a partner és más jelentős személyek által nyújtott társas támogatás képes enyhíteni a pár pszichés terheit. Skok, Harvey & 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 nem csak a testi és lelki egészségi állapotra van pozitívan hatással, hanem az étellel való elégedettséghez is hozzájárul, ami közvetetten növeli a mentális egészséget (Andrej, 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 et al., 2005), jelentős szerepe lehet a betegséggel és a kezeléssel kapcsolatos információk elérésében és feldolgozásában is, valamint az egészségmegőrző viselkedés fenntartásában (részletesebben lásd Csabai & Molnár, 2009). Egy hazai vizsgálatban Balog és Dégi (2005) pozitív 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 szívelégtelenségben szenvedő pácienseknél mutatott ki pozitív kapcsolatot (az elsősorban házastársi) társas támogatás és a gyógyszereszedési hajlandóság, valamint az étkezési előírások betartása között. Az ellenkező oldal, a közeli társas kapcsolatok hiánya vagy a *szociális izoláció* első helyen szerepel a kezeléseket 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. Az MSPSS validálásakor (Zimet, 1988) a nők szignifikánsan több támogatásról számoltak be a barátok és a jelentős mások részéről, a családi támogatás észlelt jelenlétében azonban nem volt nemi különbség.

Kiemelt vizsgálati csoport a társas támogatás szempontjából 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 2014-es 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, észlelt stressz és 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 szignifikáns 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 szerint is változik. Az idős emberek különösen veszélyeztetettek az izoláció által, az alacsony társas támogatottságúak sokkal több stresszkeltő hétköznapi életeseményről számolnak be. 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 (Canty-Mitchell & Zimet, 2000; Bruwer, Emsley, Kidd, Lochner, & Seedat, 2008; Cheng & Chan, 2004). Pszichometriailag ellentmondásos eredményeket kaptak a szignifikáns mások faktor megbízhatósága tekintetében.

## 2. Mérészközök

A társas támogatás jelentősége miatt már a 80-as évek közepétől elérhetőek voltak kvantitatív és kvalitatív mérészközök 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 et al. (1987) Társas Támogatás Kérdőívének magyar változatát 1992-ben Kopp Mária és Skrabski Árpád készítette el. 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 mérészközök határán helyezkedik el, eredményeit nehéz számszerűsíteni (mindazonáltal az első részét felhasználtuk a konvergencia validálás során). A társas támogatottság kiemelkedő jelentőségét és a korábbi vizsgálatok során bebizonyított pozitív egészségre gyakorolt hatását figyelembe véve egyre inkább szükségessé válik egy további társas támogatást mérő kérdőív validálása. Az MSPSS kérdőív nagyszerű pszichometriai jellemzőkkel bír, egyszerű és gyors a kitöltése, valamint a kiértékelése is. Legalább egy tucat 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 (Vaingankar, Abidin, & Chong, 2012; Eker, Arkar, & Yaldiz, 2000). Minden esetben kiváló pszichometriai jellemzőkkel bírt a kérdőív.

## 3. Módszerek

### 3.1. Résztvevők

Az MSPSS kérdőív magyar változatát 1073 felnőtt kitöltővel vettük fel. Az adatfelvételt a Szegedi Tudományegyetem Pszichológiai Intézetének hallgatói végezték, hét diákunk vett részt a munkában, ők az általuk 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 ( $SD = 10,915$ ), a nők aránya jelentősen magasabb, mint a férfiaké (72,9% illetve 27,1%). A férfi és a női almlinta átlagéletkora nem különbözik ( $t(417,65) = -0,456, p = 0,649, M_{nő} = 41,21, SD_{nő} = 10,27; M_{férfi} = 40,81, SD_{férfi} = 12,45$ ). Az iskolázottság erősen a felsőfokú végzettség irányába tolódik el (alapfokú: 8,8%; középfokú: 32,2%; felsőfokú: 59%). A válaszadók negyede Budapesten él (25,8%), hasonlóan gyakori valamelyik megyeszékhely, mint lakóhely (23%), 38,1% él városokban, legalacsonyabb pedig (13,1%) a falvakban élők aránya.

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

A kitöltők többsége (56,2 %) házas, további 21,5 százalékuk kapcsolatban él, egyedülálló mindössze 6,3%, és kevesebb, mint egy százalékuk volt özvegy. Gyermekaik átlagos száma 1,35 (SD = 1,07).

A kérdőív fordítása, melyben Beaton, Bombardier, Guillemin & Ferraz (2000) kulturális adaptációra vonatkozó ajánlásait követtük, és első, nagymintás felvétele egy korábbi, serdülőkkel végzett szegedi kutatásban (TÁMOP-4.2.1/B-09/1/KONV-2010-0005 „Generációk az információs társadalomban, Infokommunikációs kultúra, értékrend, biztonságkeresési stratégiák” (Szegedre reprezentatív kutatás) történt (N = 1034, átlagéletkor: 16,45 év). Megbízhatósági mutatói nagyon jónak bizonyultak (Család  $\alpha = 0,921$ ; Barátok  $\alpha = 0,869$ ; Szignifikáns mások  $\alpha = 0,873$ ). Jelen adatfelvételben az egészségpszichológiai használat miatt döntöttünk a felnőtt minta alkalmazása mellett, melyhez külön etikai engedélyt kértünk az Egyesített Pszichológiai Kutatásetikai Bizottságtól (száma: 2015/22).

### 3.2. Eszközök

A kérdőív első részében demográfiai adatok kerültek felvételre (a vizsgált személy neme, életkora, iskolai végzettsége, lakhelye, családi állapota, gyermekeinek száma, foglalkozása, beosztása). A kérdőív második részében a Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív (Zimet et al., 1988), a harmadik részében az Általános Énhatékonyság Skála (10 kérdés, Schwarzer & Jerusalem, 1995), a negyedik részében a Social Support Strenght kérdőív (9 kérdés, Weiser, 2001), az ötödik részében a Goch-Dalbert Családi szocializáció kérdőív (47 állítás, Goch & Dalbert, 1997), a hatodik részében a Big Five Inventory (BFI, John és Srivastava, 1999) (44 kérdés), és az utolsó hetedik részében a Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív került kitöltésre (Caldwell et al., 1987, magyarul Kopp & Skrabski, 1992). A következőkben a validálás során ténylegesen felhasznált mérőeszközök leírását adjuk.

3.2.1.A *Multidimenzionális Észlelt Társas Támogatás Kérdőív* egy rövid, önjellemzős, önkitöltős kérdőív, melyet az észlelt társas támogatás szubjektív mérésére fejlesztettek ki. Az eredeti kérdőív 12 tételt tartalmaz, az egyes tételeket egy 7 pontos Likert skálán kell osztályoznia a kitöltőnek a nagyon nem értek egyet (1) megállapítástól a nagyon egyetértek megállapításig (Zimet et al, 1988, Zimet, Powell, Farley, Werkmann, & Berkoff, 1990). A kérdőív 3 alskálát tartalmaz: család, barátok és jelentős mások támogatása (Zimet et 1988), minden alskála négy tételt tartalmaz. A jelentős mások 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 fordított tételt nem tartalmaz, minél magasabb pontot ér el a személy egy adott faktoron, annál magasabb az észlelt társas támogatás mértéke. Az eredeti kérdőíven összpontszám is számolható. A Zimet és társai által kifejlesztett MSPSS pszichometriai jellemzések 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 (Zimet et al., 1990). Vizsgálataik alapján a Barátok és a Szignifikáns mások faktor közepes korrelációt mutat, és mindkét faktor gyengén együttjár a Családi támogatás észlelt mértékével.

3.2.2.A *Társas Támogatás Erősség Kérdőív* (Social Support Strenght – SSS, Weiser, 2001) 9 tételt tartalmaz, melyekre 5 fokozatú Likert-skálán adnak választ a vizsgálati személyek. A kérdőív szintén 3 alskálából tevődik össze, mely a család (családra vonatkozó tételek: 1, 2, 3), a barátok (barátokra vonatkozó tételek: 4, 5, 6) és egyéb szignifikáns személyek (egyéb

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

szignifikáns személyekre vonatkozó tételek: 7, 8, 9) észlelt társas támogatását méri. A konvergens validálás során használtuk a mérőeszközt, melynek magyarra fordítása szintén a szegedi TÁMOP projekt keretében történt.

3.2.3.A *Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív* (Support Dimension Scale – SDS, Caldwell et al., 1987, magyarul Kopp & Skrabski, 1992) esetében 12 egyéni kapcsolat észlelt társas támogatásának mértékére kell válaszolniuk a vizsgálati személyeknek. A skála négy fokozatú, ahol 0 a leggyengébb és a 3 a legerősebb támogatás mértékét jelöli. A kérdőívben megítélendő kapcsolatok szintén feloszthatóak a családra (családra vonatkozó kapcsolat: szülő, szülő, amíg élt, házastárs, élettárs, gyermek, rokon), barátokra (barátokra vonatkozó kapcsolat: barátok) és egyéb szignifikáns személyekre (egyéb szignifikáns személyekre vonatkozó kapcsolat: iskolatárs/munkatárs, szomszéd, segítő foglalkozású, egyházi csoport, egyesület/segítő szervezet). A konvergens validálás során használtuk a mérőeszközt.

3.2.4.Az *Általános Énhatékonyság Skála* (Schwarzer & Jerusalem, 1995) a különböző stresszhelyzetekkel 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).

3.2.5.*Big Five Inventory* (John & Srivastava, 1999) 5 dimenziót használ a tartós személyiség jellemzők mérésére, ezek az extravertió, 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 személynek 5 fokú Likert skálán kell eldönteni magára vonatkozóan mennyire ért egyet az adott állítással. A kérdőív fordított tételeket is tartalmaz.

3.2.6.A szülői nevelési stílusok és attitűdök mérése a *Családi Szocializáció Kérdőív* (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 fokú Likert típusú skála volt, melynek végpontjai 1: ('egyáltalán nem jellemző'), 6: ('teljes mértékben jellemző'). Magyar változatát Sallay (2002) készítette el, vizsgálatai alapján kilenc dimenziót különböztetett meg: *Szabályorientált családi légkör* (4 állítás, pl. „A mi családukban a szabályokat meglehetősen szigorúan be kell tartani.”), *Konfliktusos családi légkör* (5 állítás, pl. „Családukban sok veszekedés volt.”), *Önállóságra nevelés, mint nevelési cél* (6 állítás, pl. „Édesanyám/édesapám azt akarta, hogy ruhavásárlásnál saját holmimat magam keressen ki.”), *Konformitásra nevelés mint nevelési cél* (8 állítás, pl. „Édesanyám/édesapám azt akarta, hogy egyek meg mindent, ami az asztalra kerül.”), *Következetes beállítottság* (4 állítás, pl. „Ha édesapám/édesanyám megtiltott nekem valamit, tehettem, amit akartam, kitarított álláspontja mellett.”), *Manipulatív beállítottság* (6 állítás, pl. „Édesanyám/édesapám időnként mondta, hogy több tekintettel lehetnék rá.”), *Inkonzisztens nevelés* (4 állítás, pl. „Édesapám/édesanyám összeszidott anélkül, hogy pontosan tudtam volna, miért.”), *Támogató attitűd* (6 állítás, pl. „Édesanyám/édesapám ugyanúgy meghallgatta a véleményemet, mint egy felnőttét.”), *Szemrehányó, korlátozó nevelés* (4 állítás, pl. „Édesapám/édesanyám megharagudott volna, ha visszabeszélek neki.”) Későbbi vizsgálati eredmények szintén

alátámasztották ezen dimenziók érvényességét (Jámbori, 2003; 2007). A mérőeszközt a konvergens és divergens validálás során használtuk fel.

## 4. Eredmények

### 4.1. Az MSPSS kérdőív jósági mutatói

Első lépésben faktorelemzést készítettünk annak ellenőrzésére, hogy a kérdőív 12 tétele illeszkedik-e az eredeti háromfaktoros struktúrába. 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 74,46 százalékát tartalmazza, ez igen jó eredmény.

A rotált faktormátrix (Maximum Likelihood eljárás, Equamax forgatás) az alábbi faktorstruktúrát hozta (az 1. Táblázatban csak a 0,4-nél magasabb abszolút értékű korrelációs együtthatókat jelenítettük meg):

1. táblázat: Az MSPSS kérdőív faktorelemzése

	Faktor		
	Barátok (FR)	Család (FA)	Szign. mások (SO)
1. Van legalább egy fontos személy a környezetemben, akire számíthatok, ha szükségem van rá.			,712
2. Van legalább egy fontos személy a környezetemben, akivel meg tudom osztani az örömet és a bánatomat.			,826
3. A családomra mindig számíthatok.		,815	
4. Megkapom a családomtól azt az érzelmi segítséget és támogatást, amelyre szükségem van.		,857	
5. Van legalább egy olyan ismerősöm, aki vigaszt tud nyújtani számomra	,546		,514
6. Barátaimra mindig számíthatok.	,881		
7. Számíthatok a barátaimra, amikor a dolgok rosszra fordulnak.	,866		
8. Tudok a problémáimról beszélni a családommal.		,751	
9. Vannak barátaim, akikkel megoszthatom az örömet és a bánatomat.	,854		
10. Van legalább egy olyan fontos személy az életemben, aki törődik az érzéseimmel.			,664
11. A családom szívesen segít a döntéseim meghozatalában.		,732	
12. Meg tudom beszélni a problémáimat a barátaimmal.	,841		

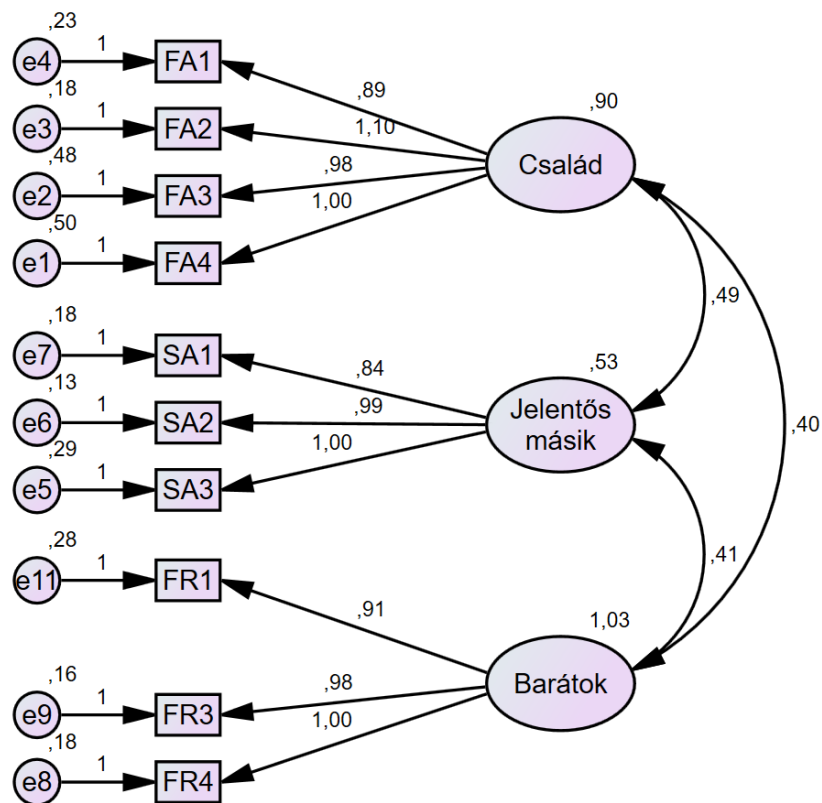
Az ötös számú item (Van legalább egy olyan ismerősöm, aki vigaszt tud nyújtani számomra) a kérdőív logikája szerint a Szignifikáns másik (SO) faktorhoz tartozna, azonban magasabb súllyal van jelen a Barátok (FR) faktorban, ezért – bár a faktor belső

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

konzisztenciája megfelelő, a Cronbach-alfa érték meghaladja a 0,8-at – úgy döntöttünk, hogy ezt a tételt a továbbiakban kihagyjuk az elemzésből, így az SO faktor itemeinek száma 4-ről 3-ra 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 oksági 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 (Számíthatok a barátaimra, amikor a dolgok rosszra fordulnak) kivettük, mivel ez egy másik itemmel (Barátaimra mindig számíthatok) túl erős kapcsolatot mutatott. Így a végleges modellben tíz item maradt, amit az 1. ábrán szemléltetünk.

A megerősítő faktoranalízis szerint a jószági mutatók összességében 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; PCLOSE < 0,001 – közel tökéletes illeszkedés; 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 (Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA) jelzőszám utal a leggyengébb illeszkedésre, de a többi jelzőszámmal együtt értékelve ez is belesik az elfogadható tartományba (Browne & Cudeck, 1993).



1. ábra: A megerősítő faktoranalízisben feltárt összefüggések a magyar nyelvű MSPSS kérdőívben

A háromfaktoros MSPSS-kérdőív végleges változatának faktorjaira, illetve az egész konstruktumra kiszámolt Cronbach-alfa értékeket a 2. táblázat szemlélteti.

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)



2. táblázat: A magyar nyelvű MSPSS kérdőív faktorai és reliabilitás értékeik

Faktor	Család (FA)	Barátok (FR)	Szignifikáns másik (SA)	Teljes kérdőív
Itemek száma	4	3	3	10
Cronbach- $\alpha$	0,91	0,932	0,871	0,907

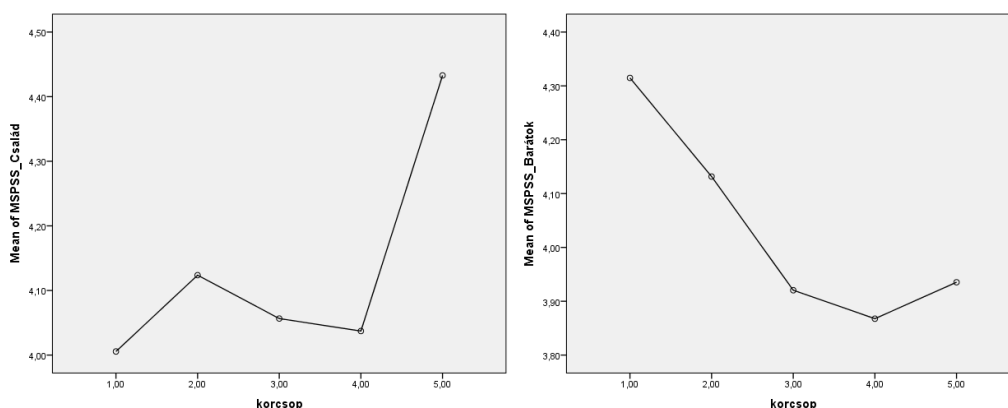
#### 4.2. Különbségek az egyes demográfiai csoportok között

A férfi és a nő válaszadók átlagos pontszáma sem a három alskála, sem az összpontszám esetében nem mutatott statisztikailag szignifikáns különbséget ( $t(1071, 632) = 1,35, p = 0,177$ ). Az életkorral lineáris (korrelációs) kapcsolatban nem állt egyik skála sem, azonban öt korcsoportra (18-26, 27-35, 36-49, 50-59, 60-77) 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 kiugróan magas a támogatás ezen formája (lásd 3. táblázat).

3. táblázat: A Családtól észlelt társas támogatás alakulása korcsoportok szerint

	Átlag (MSPSS Család)	Szórás (MSPSS Család)
18-26 évesek	4,01	0,89
27-35 évesek	4,12	0,98
36-49 évesek	4,05	0,97
50-59 évesek	4,03	1,05
60-77 évesek	4,43	0,83

Ezzel némiképp egybevágóan a barátok irányából érzett támogatás az életkor előrehaladtával csökken, ez a különbség is szignifikáns volt ( $F(4) = 4,283, p = 0,002$ ). A korcsoportok szerinti különbségeket e két alskálán a 2-3. ábrán szemléltetjük. A pontos átlagokat és szórásokat a 4. táblázat mutatja.



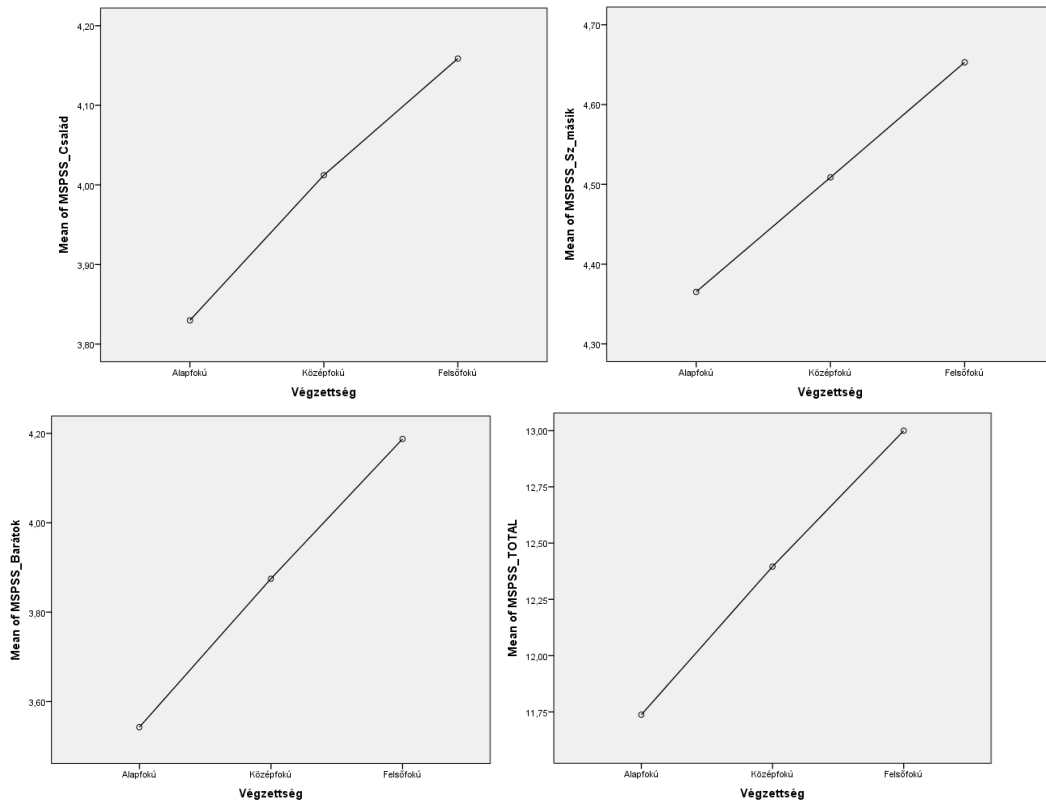
2-3. ábra: Korcsoportok közti különbség az MSPSS Család és Barátok alskáláin

4. táblázat: A Barátoktól észlelt társas támogatás alakulása korcsoportok szerint

	Átlag (MSPSS Barát)	Szórás (MSPSS Barát)
18-26 évesek	4,31	0,87
27-35 évesek	4,13	0,95
36-49 évesek	3,92	1,10
50-59 évesek	3,86	0,96

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

A magasabb iskolai végzettség mind az alskálánál (Család:  $F(2)= 5,868$ ,  $p=0,03$ ; Barátok:  $F(2)= 23,445$ ,  $p=0,00$ ); Szign. mások:  $F(2)= 8,909$ ,  $p=0,00$  mind az összpontszám ( $F(2)= 17,998$ ,  $p=0,00$ ) 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 (Izd. 4., 5., 6. és 7. ábra, 5. táblázat).



4.-7. ábrák: Az MSPSS kérdőív egyes alskáláin (sorrendben Család, Szignifikáns mások, Barátok, Össz) mutatkozó szignifikáns különbségek az iskolai végzettség függvényében

5. táblázat: A családtól, barátoktól és szignifikáns másoktól észlelt társas támogatás alakulása az iskolai végzettség függvényében

	Átlag (Család)	Átlag (Barátok)	Átlag (Szign. mások)	Szórás (Család)	Szórás (Barátok)	Szórás (Szign. mások)
Alapfokú végzettség	3,82	3,54	4,36	1,14	1,16	0,92
Középfokú végzettség	4,01	3,87	4,50	1,04	1,09	0,78
Felsőfokú végzettség	4,15	4,18	4,65	0,92	0,90	0,65

A vizsgálati személy lakóhelye szerint kialakított csoportok esetében egyetlen különbséget fedeztünk fel: a budapesti lakosok esetében szignifikánsan alacsonyabb (lásd 3. táblázat) a család irányából észlelt társas támogatás, mint a más lakóhellyel rendelkező válaszadók esetében ( $F(4) = 4,283, p = 0,002$ ).

6. táblázat: Család irányából érkező társas támogatás lakóhely szerinti bontásban

	Átlag (MSPSS-Család)	Szórás (MSPSS-Család)
Főváros	4,03	0,96
Megyeszékhely	4,30	0,89
Város	4,25	0,91
Falu	4,23	0,74

A párkapcsolati háttér viszont jelentős összefüggést mutat: mind a családtól ( $F(3) = 20,878, p = 0,00$ ), mind a jelentős másiktól ( $F(3) = 10,50, p = 0,00$ ) kapott társas támogatás esetében kimutatható az, hogy az elváltak produkáltak a legalacsonyabb átlagokat ( $M_{\text{elvált}} = 3,34, SD_{\text{elvált}} = 1,14$ ), míg a házastársi ( $M_{\text{házastársi}} = 4,21, SD_{\text{házastársi}} = 0,88$ ), vagy párkapcsolatban élők ( $M_{\text{kapcs}} = 4,05, SD_{\text{kapcs}} = 0,99$ ) jelentősen magasabb pontértékeket értek el. A gyermekek száma nem mutat összefüggést az észlelt társas támogatás egyik dimenziójával sem ( $r = 0,12, p = 0,864$ ).

### 4.3. Konvergens és divergens validitás

Kutatásunk elsődleges célja az MSPSS kérdőív magyar változatának elkészítése 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 (ill. nem kapcsolódó) kérdőívet is elhelyeztünk a tesztbattériában (lásd a *Módszerek* részben).

A kérdőív három faktora közül a leggyengébb korrelációs kapcsolat a Család (FA) és a Barátok (FR) faktor között ( $r = 0,399$ ), a legerősebb pedig a Család (FA) és a Szignifikáns másik (SO) között ( $r = 0,63$ ) mérhető. Ertelemszerűen mindhárom faktor erős pozitív sztochasztikus kapcsolatban áll az MSPSS összpontszámával.

A szintén három (plusz egy) faktoros SSI kérdőív (család, barátok, kollégák) mindhárom dimenziónál az adott szereplőkkel történő társas támogatással kapcsolatos interakció gyakoriságát vizsgálja. Az MSPSS és az SSI faktorjainak korrelációit a 4. táblázatban mutatjuk be.

7. táblázat: Az MSPSS és az SSI faktorjainak korrelációi

	MSPSS FA	MSPSS SO	MSPSS FR	MSPSS Összes
SSI Család	0,708**	0,38**	0,234**	0,556**
SSI Barátok	0,073	0,153*	0,655**	0,416**
SSI Kollégák	0,145*	0,011	0,2**	0,172*
SSI Összes	0,452**	0,263**	0,507**	0,544**

\*:  $p = 0,05$ ; \*\*:  $p = 0,01$

Látható, hogy a mindkét mérőeszközben szereplő, családra és barátokra vonatkozó faktorok erősen korrelálnak, míg a csak az MSPSS-ben meglévő Szignifikáns másik, illetve a

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

csak az SSI-ben megjelenő Kollégák nem mutatnak lényegi kapcsolatot a másik kérdőív egyik faktorjával sem. A két kérdőív összpontszáma közötti kapcsolat közepes erősségű.

Az egyetlen magyar nyelven rendelkezésre álló, észlelt társas támogatást mérő Caldwell-féle kérdőív itemeit a jelen tanulmány céljainak megfelelően a Család, Barátok és Egyéb kategóriákba rendeztük. Az így kialakított faktorok konzisztenciája elfogadható volt. Az MSPSS és a Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív faktorjainak korrelációit az 5. táblázatban mutatjuk be.

8. táblázat: Az MSPSS és a Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőív faktorjainak korrelációi

	MSPSS FA	MSPSS SO	MSPSS FR	MSPSS Összes
Caldwell Család	0,365**	0,119	- 0,017	0,192**
Caldwell Barátok	0,049	,236**	0,704**	0,465**
Caldwell Egyéb	0,12	0,058	0,247**	0,199**
Caldwell Összes	0,247**	0,207**	0,484**	0,423**

\*: p=0,05; \*\* :p=0,01

Erős együttjárást csak a barátoktól kapott támogatást mérő faktorok mutatnak, de közepes erősségű pozitív kapcsolat mutatkozik a két teszt összpontszáma között is. Logikai ellentmondást mindazonáltal nem találtunk a két teszt pontszámainak korrelációs mátrixában.

Az általános énhatékonyság (General Self-Efficacy, GSE) pontszáma nagyon gyenge, de szignifikáns korrelációt mutat az MSPSS faktorjaival és összpontszámával is. A legerősebb ( $r = 0,272$ ) kapcsolat a Szignifikáns másik faktorról jelentkezett.

A Goch és Dalbert-féle Családi szocializáció kérdőív 16 alskálája közül több is produkált gyenge, ill. közepes erősségű korrelációs összefüggést az MSPSS alskáláival (ld. 6. táblázat). A legerősebb együttjárás a Konfliktusos családi légkör és az MSPSS Család faktorja között fordított irányú kapcsolat. Szintén közepes erősségű együttjárást figyelhetünk meg a Támogató anyai és apai nevelési stílus és az MSPSS Család faktora között. 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, Szignifikáns Mások) gyenge negatív együttjárást mutatott.

9. táblázat: A Goch és Dalbert-féle Családi szocializáció kérdőív 16 alskálája és az MSPSS alskálái közti korrelációs kapcsolatok

	MSPSS FA	MSPSS SO	MSPSS FR	MSPSS TOTAL
Szabori	,018	,076	-,062	,000
Konfliktusos	-,465**	-,190**	-,092	-,315**
KonfApa	,027	-,018	-,099	-,044
KonfAnya	-,091	-,070	-,109	-,118
ÖnállóAnya	,161*	,176*	,142	,199**
ÖnállóApa	,100	,149*	,152*	,168*
KövetkezetesAny a	,050	-,055	-,050	-,020

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

KövetkezetesApa	,087	,007	-,024	,029
InkonzAnya	-,283**	-,223**	-,200**	-,298**
InkonzApa	-,144*	-,137	-,150*	-,184*
ManipAnya	-,221**	-,152*	-,128	-,212**
ManipApa	-,183*	-,256**	-,238**	-,283**
TámogAnya	,361**	,234**	,238**	,356**
TámogApa	,308**	,171*	,178*	,282**
KorlátAnya	,034	,000	-,027	,002
KorlátApa	,016	,032	-,007	,014

\*: p=0,05; \*\*: p=0,01

Az személyiség ötfaktoros modelljének mérését megcélzó BFI alskáláinak kapcsolatát a vizsgálatunk tárgyát képező kérdőívvel a 7. táblázatban mutatjuk be.

10. táblázat: A BFI alskáláinak kapcsolata az MSPSS kérdőív alskáláival

	MSPSS FA	MSPSS SO	MSPSS FR	MSPSS Összes
BFI Extraverzió	0,289**	0,2**	0,198**	0,293**
BFI Barátságosság	0,184*	0,105	0,26**	0,248**
BFI Lelkiismeretesség	0,22**	0,201**	0,122	0,223**
BFI Neuroticitás	-0,134	-0,02	-0,149*	-0,143*
BFI Nyitottság	0,082	0,176*	0,206**	0,196**

\*: p=0,05; \*\*: p=0,01

A táblázatban szereplő néhány gyenge, de szignifikáns korreláció logikailag nem áll ellentmondásban a konvergens és a divergens validitás várt eredményeivel.

#### 4.4. Az észlelt társas támogatás egyes dimenzióit legjobban bejósoló tényezők

Lineáris regresszióelemzést (Stepwise módszer) készítettünk az MSPSS dimenzióira, amelynek legfontosabb eredményeit a 8. táblázatban mutatjuk be. Valamennyi esetben az utolsó modellbe bekerült változókat mutatjuk be.

11. táblázat: Az MSPSS alskáláit bejósoló változók

<i>Az MSPSS összpontszámát bejósoló változók (<math>R^2 = 0,586</math>)</i>	<i>Béta</i>	<i>Sig.</i>
SSI Család	0,44	< 0,001
Caldwell Barátok	0,302	< 0,001
Konfliktusos családmodell (Goch-Dalbert)	-0,219	< 0,001
Általános énhatékonyság	0,192	< 0,001
SSI Barátok	0,194	= 0,001
<i>Az MSPSS Család faktorját bejósoló változók (<math>R^2 = 0,637</math>)</i>		
SSI Család	,601	< 0,001
Konfliktusos családmodell (Goch-Dalbert)	-,304	< 0,001
Általános énhatékonyság	,151	= 0,001
Korlátozó anya (Goch-Dalbert)	,105	= 0,021
Caldwell Család	,099	= 0,039

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

<i>Az MSPSS Szignifikáns másik faktorját bejósoló változók (<math>R^2 = 0,293</math>)</i>		
SSI Család	0,368	< 0,001
Általános énhatékonyság	0,222	= 0,001
Manipulatív apa (Goch-Dalbert)	-0,189	= 0,003
Caldwell Barátok	0,197	= 0,003
SSI Kollégák	-0,14	= 0,035
<i>Az MSPSS Barátok faktorját bejósoló változók (<math>R^2 = 0,654</math>)</i>		
Caldwell Barátok	0,469	< 0,001
SSI Barátok	0,369	< 0,001
Manipulatív apa (Goch-Dalbert)	-0,144	= 0,001
SSI Család	0,112	= 0,013
Általános énhatékonyság	0,102	= 0,022

A táblázat jól mutatja az MSPSS kérdőív alskáláinak megfelelő együttjárását a hasonló konstrukciókat mérő család, barátok és kollégák skálákkal. Kiemelendő, hogy az Általános énhatékonyság kérdőív mindegyik alskála eredményének bejósolásában szignifikáns hatással bír, illetve a konfliktusos, korlátozó, manipulatív szülői hatások is megjelennek a későbbi társas kapcsolatok minden formájában. A tartós személyiségjellemzők – még a szociális kapcsolatokhoz kötődőek sem – nem jelzik előre a felnőttkori észlelt társas támogatás egyik dimenzióját sem.

## 5. Megvitatás

A társas támogatás vizsgálatára eddig egyetlen magyar nyelvű validált kérdőív létezett, a Caldwell-féle társas támogatás kérdőív (Support Dimension Scale – SDS, Caldwell et al., 1987, magyarul Kopp & Skrabski, 1992), melynek kiértékelése nem eléggé megbízható. Így kutatásunk célja az volt, hogy a Multidimensional Scale of Percieved Social Support (Zimet et al., 1988) kérdőív magyar mintán történő validálását bemutassuk. 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.

Az MSPSS eredeti, angol nyelvű 12 tételes változatában az állítások három faktor köré csoportosulnak (Család, Barátok, Szignifikáns Mások), ahol a Barátok és a Szignifikáns mások faktor közepes korrelációt mutat, és mindkét faktor gyengén együttjár a Családi támogatás észlelt mértékével. A validálási vizsgálatunkban a háromfaktoros modell megfelelőnek bizonyult, azonban az eredeti 12 tételes kérdőívből 2 állítást ki kellett vennünk, mert nem illeszkedett megfelelően a megerősítő faktoranalitikus modellbe. Így a végső kérdőívben 10 tételt maradt (lásd Függelék), melyből 4 állítás a Család alfaktorához (3, 4, 6, 9. állítás), 3 állítás a Barátok alfaktorához (5, 7, 10. állítás) és 3 állítás a Szignifikáns Mások alfaktorához kapcsolódik (1, 2, 8. állítás). Az egyes faktorok reliabilitása és az egész kérdőív megbízhatósága is magasnak bizonyult. A kérdőív három faktora közül a leggyengébb korrelációs kapcsolat a Család és a Barátok faktor között, a legerősebb pedig a Család és a Szignifikáns Mások között mérhető. Mindhárom faktor erős pozitív kapcsolatban áll az MSPSS összpontszámával.

A konvergencia validitás vizsgálatára felhasználtuk a Társas Támogatás Erőssége Kérdőívet (SSI), a Caldwell-féle Társas Támogatás Kérdőívet, a Goch-Dalbert-féle Családi Szocializáció Kérdőív szülőktől Észlelt Támogatás mértékét és az Önállóságra nevelési faktort, valamint a BFI Barátságosság személyiségdimenzióját. A statisztikai elemzések

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

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 esetén gyenge szignifikáns pozitív együttjárást tapasztaltunk az Anyai Támogató Nevelési attitűd és a MSPSS skála család alfaktora között. A személyiségdimenziók esetén pedig gyenge, de szignifikáns korreláció mutatkozott a Barátságosság és az MSPSS Család és Barátok, valamint az Extroverzió, Lekiismeretesség és az MSPSS Család és szignifikáns Mások, és a Nyitottság és a MSPSS Barátok alfaktora között.

Kaplan és mtsai (1977) is hangsúlyozzák, hogy a család az egyik legfontosabb támogató struktúra életünk folyamán, melynek 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. Kaplan és mtsai szerint a család segítő funkciói közül mentálhigiénés szempontból ez a leglényegesebb. Mivel az érzelmi teherbírástól függ, hogy a személy mennyire hatékonyan képes átvészelni a krízishelyzeteket, és mennyire konstruktívan képes megoldani problémáit. A divergens validitás vizsgálata során is megfigyelhettük, 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 (Pulkkinen, 1990; Dunovsky, 1996). 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, Szignifikáns Mások) is gyenge negatív együttjárást mutatott. Az összefüggés vizsgálatok meggyőzően bizonyították az MSPSS kérdőív, illetve a konvergens és divergens validáláshoz választott kérdőívek megbízhatóságát.

Eredményeink szerint az észlelt társas támogatás mértéke az életkor előrehaladtával fokozatosan növekszik, míg a barátoktól érkező észlelt támogatás mértéke csökkenést mutat. Ez összefüggésbe hozható azzal, hogy az 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 gyakrabban. Zimet eredményeivel ellentétben nem találtunk különbséget a férfiak és a nők észlelt társas támogatottsága között, ami további vizsgálatokat igényel 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) szerint a szociális problémamegoldásnak két komponense van: a problémátájékozódási és a problémamegoldási képesség. Az előbbi az egyén érzelmi állapotával és motiváltságával függ össze, a probléma iránti fogékonyságát és a megoldás iránti elköteleződését szabályozza (Kasik, 2010). Elkülöníthetünk pozitív és negatív problémaorientációt. A pozitív orientáció egyfajta optimista hozzáállás a probléma megoldásához, az én hatékonyságába, a megoldás lehetőségességébe, 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 és

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

munkatársai (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 vezényelte 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 hajlandóságáról beszélnek. Értelmezésünket az Általános énhatékonyság skála minden típusú észlelt társas támogatásra kifejtett hatása is alátámasztja. Az eredményeink azt is bebizonyították, hogy a fővárosban élő emberek alacsonyabb társas támogatásról számoltak be.

A lineáris regresszióelemzés során a MSPSS skála mindegyik alfaktora esetén és az Összpontszám esetén is jelentős bejósoló faktorokat tudtunk azonosítani, melyek határozottan magyarázzák a varianciát. Az MSPSS Család és Barátok alfaktoránál figyelhettük meg a legerősebb modellt. A MSPSS Család dimenzióját legerősebben a SSI Család faktora, és a Konfliktusos családi légkör jósolta be; ehhez hozzájárult még az Énhatékonyság, és a Korlátozó anyai nevelés összességében 64 %-kal magyarázva a varianciát. A vizsgálat kiemeli a konfliktusos családi légkör negatív hatását a családból érkező társas támogatás észlelésére.

Az MSPSS Barátok faktorát bejósoló modell magyarázó ereje szintén jelentős (65 %), melyben a Caldwell-Barátok, az SSI-barátok és a Manipulatív apai beállítottság jelenik meg legerősebben. Az összefüggés azt mutatja, hogy minél manipulatívabb apai nevelési attitűdöt észlelnek a vizsgálati személyek, annál kisebb mértékű a barátoktól érkező észlelt társas támogatás mértéke. Az eredmény alátámasztja Ladd (1992) modelljét, amely szerint szülőknek közvetlen és közvetett hatása lehet a gyermekük szociális életének fejlődésére. A közvetlen hatások általában akkor fordulnak elő, amikor a szülők irányítják gyermekük kortársakkal folytatott interakcióját, explicit tanácsokat adnak a helyes és elfogadható viselkedésformákról, valamint serkentik bizonyos általuk helyesnek ítélt szociális kapcsolat kiépítését. Azonban a szülők sokkal árnyaltabban, indirekt módon is kifejtik befolyásoló hatásukat. Ladd & Golter (1988) azt találta, hogy minél inkább irányítják és ellenőrzik a szülők gyermekük kapcsolatait, annál jobban hiányoznak a későbbiekben olyan készségek, amelyek a szociális kapcsolatokban jelentősek lennének. Ugyanakkor azok az szülők (elsősorban anyák), akik kevésbé voltak irányítók, azok gyermekei magasabb fokú szociális kompetenciát mutattak.

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, amik a megfelelő jósági 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.

## 6. Irodalomjegyzék

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)



- Andrek A. (2012). Az érzelmek társas és kulturális aspektusai. In É. Bányai, & K. Varga (Eds.), *Affektív pszichológia – Az emberi késztetések és érzelmek világa* (pp. 435-462). Budapest: Medicina Kiadó.
- Balog P., & Dégi L.Cs. (2005). A családi támogatottság szerepe a daganatos nők pszichoszociális sérülékenységének csökkentésében. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 6, 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, 621–631.
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen, & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 132–162). Beverly Hills, CA: 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, 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.
- 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), 756-61.
- Denis, A., Callahan, S., & Bouvard, M. (2015). Evaluation of the French version of the multidimensional scale of perceived social support during the postpartum period. *Matern Child Health J.*, 19(6), 1245-1251.
- Diener, E., & Seligman, M.E.P. (2002). Very Happy People. *Psychological Science*, 13(1), 81-84. doi: 10.1111/1467-9280.00415
- Dunovsky, J. (1996). Family in society in transition. In S. Nakou, & S. Pautelakis (Eds.), *The child in the world of tomorrow. The next generation* (pp. 38-48). Pergamon, Guilford.
- Eker, D., Arkar, H., & Yaldiz, H. (2000). Generality of support sources and psychometric properties of a scale of perceived social support in Turkey. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*, 35(5), 228-233.

- Erdem, K., & Ejder Apay, S. (2014). A Sectional Study: The Relationship between Perceived Social Support and Depression in Turkish Infertile Women. *Int J Fertil Steril*, 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. *The Journal of Adolescent Health : Official Publication of the Society for Adolescent Medicine*, 40(2), 127–134.
- Gerevich, J. (1989). *Közösségi mentálhigiéné*. Budapest: Gondolat Kiadó.
- Goch, J., & Dalbert, C. (1997). Gerechtigkeits erleben und familiale Socialisation. In H.P. Langfeldt (Ed.), *Informationen, Programm, Abstracts* (p. 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. *Am J Community Psychol*, 39, 133–144.
- Jámbori Sz. (2003). Serdülők jövő-orientációját befolyásoló szülői nevelési stílusok vizsgálata. *Serdülő-és gyermekpszichoterápia*, 3, 221-231.
- Jámbori Sz. (2007). *Hogyan tervezik a serdülők a jövőjüket?* Szeged: SZEK JGYF Kiadó.
- John, O.P., & Srivastava, S. (1999). The Big Five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L.A. Pervin, & O.P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 102-138). New York: Guilford Press.
- Kállai J. (2007). Egészség és társas támogatás. In J. Kállai, J. Varga, & A. Oláh (szerk.), *Egészségpszichológia a gyakorlatban* (199-214. o.). 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 behavior* (Vol. 3, pp. 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 disszertáció*. Szegedi Tudományegyetem, Magyarország.
- Kopp. M., & Skrabski Á. (1992). *Magyar lelki állapot*. 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*. NJ: Erlbaum, Hillsdale.
- Ladd, G.W., & Golter, B.S. (1988). Parents' management of preschoolers' peer relations: Is it related to childrens' social competence? *Developmental Psychology*, 24, 109-117.
- Lazarus, R.S. (1983). The costs and benefits of denial. In S. Bresnitz (ed.), *Denial of stress* (pp. 1-30). New York: International Universities Press.
- Losoncz Á. (2001). Az egészség társadalmi veszélyeztettségéről; a népegészség romló állapotának magyarázatához. In L. Cseh-Szombathy, & P.P. Tóth (Eds.), *Népesedés és népegészségpolitika* (pp. 221–270). Budapest: Századvég Kiadó.
- 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. doi:10.1007/BF02228030
- Miller, P.M.C., Ingham, J.G., & Davidson, S. (1976). Life events, symptoms and social support. *Journal of Psychosomatic Research*, 20(6), 515–522.

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

- Münnich Á., & Hidegkuti I (2012). Strukturális egyenletek modelljei: oksági viszonyok és komplex elméletek vizsgálata pszichológiai kutatásokban. *Alkalmazott pszichológia, 1*, 77-102.
- Pfeifer, C.J. (2011). The Effects Of Perceived Social Support And Coping Self-Efficacy On Trauma Symptoms After A Traumatic Event. *MA Thesis*, Psychology Department, Graduate School of Western Carolina University.
- 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. o.). Budapest: Új Mandátum Kiadó.
- Pulkkinen, L. (1990). Home atmosphere and adolescent future orientation. *European Journal of Psychology of Education, 1*, 33-43.
- 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, szept. 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. *Ann Behav Med., 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* (pp. 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* (pp. 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.
- Stewart, R.C., Umar, E., Tomenson, B., & Creed, F. (2014). A cross-sectional study of antenatal depression and associated factors in Malawi. *Arch Womens Ment 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* (pp. 255-279) Hillsdale, N. J.: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Szigethy K. (2014). A copingot meghatározó pszichés tényezők szerepe várandósoknál. *MA Szakdolgozat*. Szeged: Szegedi tudományegyetem.
- Trull, T.J., & Phares, E.J. (2004). *Klinikai Pszichológia*. Budapest, H: Osiris Kiadó
- Weiser, E.B. (2001). The Functions of Internet Use and Their Social and Psychological Consequences. *Cyberpsychology and Behavior, 4*(6) 723-743.
- 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. *Compr Psychiatry, 53*(3), 286-291.
- Zimet, G.D., Dahlem, N.W., Zimet, S.G., & Farley, D.K. (1988). The mutidimensional scale of 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.

Ez a tanulmány elsőként beküldött, draft-verziója. A végleges változat a Mentálhigiéné és Pszichoszomatika folyóirat 2017/3. számában olvasható, elektronikusan elérhető: [akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011](http://akademiai.com/doi/pdf/10.1556/0406.18.2017.011)

## Függelék

### Multidimenzionális 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 örömet 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. Számíthatok a barátaimra, amikor a dolgok rosszra fordulnak.	1	2	3	4	5
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

## Abstract

### VALIDATION OF THE HUNGARIAN VERSION OF MULTIDIMENSIONAL SCALE OF PERCEIVED SOCIAL SUPPORT

*Background:* One of the most important factors of well-being is social embeddedness. Moreover, social embeddedness is the more 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 was 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 1073 adults. In Hungary there is only one scale measuring social support (Support Dimension Scale – SDS, Caldwell et al., 1987, in Hungarian Kopp & Skrabski, 1992), that evaluation is not enough reliable. *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 (Caldwell et al., 1987), General Self-efficacy Scale (Schwarzer & Jerusalem, 1995), Big Five Inventory (John & Srivastava, 1999), and Family Socialisation Questionnaire (Goch & Dalbert, 1997). *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  $\alpha = 0,91$ ; Friends: Cronbach  $\alpha = 0,932$ ; Significant Others: Cronbach  $\alpha = 0,871$ , MSPSS Total: Cronbach  $\alpha = 0,907$ ).

*Conclusions:* Hungarian version of MSPSS is a reliable measurement to study social support.

*Keywords:* multidimensional scale of perceived social support, convergent and divergent validity, predictors