

A humán szolgáltató szektorban dolgozók kiégésének mérésére szolgáló Maslach Kiégés Leltár magyar változatának pszichometriai jellemzői és egészségügyi korrelátumai orvosok körében

ÁDÁM SZILVIA^{1*} – MÉSZÁROS VERONIKA^{2,3}

¹ Semmelweis Egyetem, Magatartástudományi Intézet, Budapest

² ELTE Személyiség és Egészségpszichológiai Tanszék, Budapest

³ Semmelweis Egyetem, Klinikai Pszichológia Tanszék, Budapest

(Beérkezett: 2011. augusztus 31.; elfogadva: 2012. március 12.)

Háttér: A kiégés prevalenciája a humán szolgáltató szektorban dolgozók, így az orvosok körében is magas. A Maslach Kiégés Leltár egészségügyi dolgozók kiégésének mérésére szolgáló verziójának (MBI-HSS) validitását és reliabilitását számos országban elvégezték, de Magyarországon egyelőre nem állnak rendelkezésre a kérdőív pszichometriai jellemzőire vonatkozó adatok. *Célkitűzés:* Az MBI-HSS magyar változatának pszichometriai elemzése, reliabilitásának és validitásának vizsgálata, valamint a szomatikus és pszichés betegségekkel való kapcsolatainak feltérképezése. *Módszerek:* A keresztmetszeti vizsgálatba 420 orvost vontunk be. Az MBI-HSS belső konzisztenciáját megerősítő faktorelemzéssel és tétélelemzéssel végeztük. Kritériumvaliditását a Karasek-féle Követelmények-kontroll-támogatás Kérdőív bevonásával, útelemzéses eljárással teszteltük. A testi és pszichés megbetegedésekkel való összefüggéseket Mann-Whitney-próbával elemeztük. *Eredmények:* Az MBI-HSS magyar változatának faktorelemzése az eredeti teszthez hasonlóan megerősíti a háromfaktoros struktúrát. Megfelelő illeszkedést a kérdőív 19-iteles változata mutat, mely nem tartalmazza a 14., 21. és 22. tételt. Mindhárom dimenzió belső konzisztenciája megfelelő. A kritériumvaliditás vizsgálata az MBI-HSS skálák elvárt összefüggéseit támasztotta alá a munkahelyi stressz különböző dimenzióival. Emellett a kiégés szignifikáns kapcsolatot mutat daganatos és kardiovaszkuláris betegségekkel, illetve a pszichés megbetegedésekkel. *Következtetés:* Az MBI-HSS 19-tételes magyar változata megbízható és érvényes mérőeszköznek bizonyult a kiégés mérésére orvosok körében. A mérőeszköz felhasználható a humán szolgáltató szektorban dolgozók kiégésének vizsgálatára.

Kulcsszavak: kiégés, megbízhatóság, érvényesség, MBI, humán szolgáltató szektor, orvos, pszichometriai jellemzők

* Levelező szerző: dr. Ádám Szilvia, Semmelweis Egyetem, Magatartástudományi Intézet, 1089 Budapest, Nagyvárad tér 4. E-mail: adamszilvia@hotmail.com

1. Bevezetés

1.1. A kiégés fogalma és Maslachi modellje

Közismert, hogy a segítő foglalkozások magukban hordozzák a kiégési szindróma veszélyét, azt az állapotot, amikor az egyébként motivált, érzelemgazdag személyiség telítődik azokkal a problémákkal, amelyekkel naponta találkozik. A kimerülés jelentkezhethet testi, szellemi és érzelmi területen, megnyilvánulhat szomatikus, magatartási, érzelmi és mentális tünetekben. A kiégés-szindróma (burnout) az 1970-es években került be a szociálpszichológiai és egészségpszichológiai szakirodalomba. Elsőként 1974-ben Herbert Freudenberger pszichoanalitikus alkalmazta a szakmai viselkedés leírására, az egyén fizikai és érzelmi erőforrásainak elapadásaként aposztrofálva a jelenséget (Ádám, Gyórfy, Csoboth, 2006; Freudenberger, 1974; Kovács, 2006). Fekete (1991, 17. o.) megfogalmazása szerint a kiégés „...*krónikus, emocionális megterhelések, stresszek nyomán fellépő fizikai, emocionális, mentális kimerülés állapota, mely a reménytelenség és az inkompetencia érzésével jár, s melyet a saját személyre, munkára, illetve másokra vonatkozó negatív attitűdök jellemeznek*”.

A kiégéssel foglalkozó terület talán legjelentősebb képviselői Maslach és Jackson, akik a kiégést többdimenziós jelenségként írták le (Gyórfy & Ádám, 2004; Kovács, 2006; Maslach & Jackson, 1981). Maslach (1982) tovább finomította a kiégés szakkifejezését, így a kiégés definíciójában a mentális, affektív és fizikai tényezők egyaránt helyet kaptak. Maslach, Schaufeli és Leiter (2001, 416. o.) a kiégés jelenségét a következőképpen fogalmazták meg: „*A kiégés egyik tünete, amikor úgy érezzük, hogy egy számmunkra fontos, jelentőségteljes és kihívásokkal teli munka terhessé, örömtelenné és céltalanná válik. Energikusságunk átcsap kimerülésbe, a munkában való aktív részvételünk cinizmussá alakul és hatékonyságunk csökken.*”

Maslach a kiégés definícióját kiterjesztette mindazon foglalkozási ágakra, amelyekre jellemző az intenzív, emberekre irányuló munkavégzés. Felhívta a figyelmet ugyanakkor arra is, hogy a kiégés egy lassan kialakuló folyamat végeredménye, melyben kulcsszerepet kap a stresszel teli munkavégzés és munkakörülmények. A kiégés ciklikusan ismétlődő folyamat, melyben a lelkesedés, az idealizmus, a stagnálás és a frusztráció állapota ismétlődik, s amelyben az emocionális kimerülés, a deperszonalizáció és a teljesítménycsökkenés a legfontosabb faktorok (Edelwich & Brodsky, 1997).

1.2. A kiégés mérése

A kiégés mérésére több mérőeszköz is készült – így a Shirom–Melamed Burnout Measure (Shirom & Melamed, 2006), Burnout Measure (Pines, 1993), Copenhagen Burnout Inventory (Kristensen, Borritz, Villadsen, & Christensen, 2005) –, azonban a szakirodalom túlnyomó többsége a Maslach Kiégés Leltárral (Maslach Burnout Inventory) dolgozik (Kristensen és mtsai, 2005). Az 1981-ben megjelent kérdőívnek három formája van, a humán szolgáltató szektorban (Maslach Kiégés Leltár – Human Services Survey), az oktatás területén (Maslach Kiégés Leltár – Educators Survey), valamint a minden egyéb foglalkozásban dolgozók (Maslach Kiégés Leltár – General Survey) számára. A kérdőívek a kiégést három dimenzió mentén konceptualizálják. Az *emocionális kimerülés* a kiégés intraperszonális aspektusa, melyet az érzelmi és fizikai fáradtság állapota jellemez. A *depresszionalizáció* – mely a későbbiek során sokszor cinizmusként jelenik meg a szakirodalomban – negatív, közönyös, érzéketlen, távolságtartó attitűdöt jelöl, mely áthatja a munka minden aspektusát. Így a kiégés interperszonális dimenzióját képviseli. A *személyes teljesítmény* pedig a kiégés önértékeléssel összefüggő szegmense. Csökkent kompetenciaérzéssel, a produktivitás alacsony szintjével írható le.

Az egyes aspektusok egymástól függetlenül is jelen lehetnek, három különálló, egymástól független dimenziót alkotnak, ezért a skálák nem összeadhatók (Maslach és mtsai, 2001). A különböző tanulmányok az MBI reliabilitását megfelelőnek értékelik. A három skála Cronbach-alfa-értékei általában az elvárt 0,7-es érték felett vannak. Diszkriminatív validitását tekintve pedig jól elkülöníthető a munkahelyi stressztől (Kitaoka-Higashiguchi és mtsai, 2004; Kittel & Leynen, 2003), a depressziótól (McKnight & Glass, 1995) és a vitális kimerültségtől (Appels, 2004) is.

A nemzetközi szakirodalomban sok helyen találhatunk a kérdőív megerősítő faktorelemzését bemutató tanulmányokat. A vizsgálatok döntő többsége a fent leírt háromfaktoros modellt erősíti meg különféle feltételekkel. Legtöbb esetben bizonyos tételek eltávolításával érik el a megfelelően illeszkedő háromfaktoros struktúrát (Kalliath, O'Driscoll, Gillespie, & Bluedorn, 2000; Kanste, Miettunen, & Kyngäs, 2006; Mäkikangas, Hättinen, Kinnunen, & Pekkonen, 2011; Richardsen & Martinussen, 2004; Vanheule, Rossel, & Vlerick, 2007, Worley, Vassar, Wheeler, & Barnes, 2008). Kanste és munkatársai (2006) finn egészségügyi mintán végzett vizsgálatában például a 6., 13., 16. és 22. tétel; Richardsen és Martinussen (2004), illetve Vanheule és munkatársai (2007) norvég mintáján a 12. és 16. tétel került ki a struktúrából. A 12. és 16. tétel olyannyira problémásnak tűnik, hogy maga Maslach is megfogalmazza eltávolításának esetenkénti szük-

ségességét a kérdőív használati útmutatójában (Maslach és mtsai, 1996). Mások bizonyos tételek eltávolítása helyett alternatív modelleket tesztelnek. Az MBI kapcsán szóba jön az egyfaktoros, a kétfaktoros, valamint a háromfaktoros struktúra; független, illetve korreláló faktorokkal jellemzett változata is. Az egyfaktoros modell koncepciója mögött az áll, hogy az emocionális kimerülés, a deperszonalizáció, valamint a személyes teljesítmény csökkenése nem különül el annyira egymástól, hogy három különböző faktort alkosson. A kétfaktoros modell pedig feltételezi, hogy a kiégés magja az emocionális kimerülés és a deperszonalizáció, így az ezekhez tartozó tételek azonos faktoron súlyozódnak. Ez a fajta felfogás elzárkózik a tételek eltávolításától, viszont megengedi, hogy 1-1 tétel több faktoron is súlyozódjon (Gil-Monte, 2005; Taris, Schreurs, & Schaufeli, 1999).

Mivel a Maslach Kiégés Leltár három dimenziója a kiégés három aspektusát jelöli, a skálák nem összevonhatóak (Maslach és mtsai, 2001), a három skála különbözőségét leginkább korrelátumaik különbségével lehet jól leírni. A legtöbb szerző a munkahelyi stresszel való összevetését javasolja (Bakker, Demerouti & Verbeke, 2004; Bakker, Killmer, & Siegrist, & Schaufeli, 2000; Demerouti, Bakker, de Jonge, Jansen, & Schaufeli, 2001; Demerouti, Bakker, Nachreimer, & Schaufeli, 2000; Kitaoka-Higashiguchi és mtsai, 2004, Kittel & Leynen, 2003; Schulz és mtsai, 2009), ezen belül pedig a Karasek által kifejlesztett Követelmények-kontroll-támogatás Kérdőívet részesítik előnyben. A mérőeszköz a névben szereplő három skála mentén definiálja a munkahelyi stressz jellegét. Elsősorban korrelációs vizsgálatokból tudjuk, hogy a magas munkahelyi követelmények főként emocionális kimerültséget hoznak magukkal (Bakker és mtsai, 2004; Demerouti és mtsai, 2000, 2001; Kitaoka-Higashiguchi és mtsai, 2004; Kittel & Leynen, 2003), de találhatunk példát a deperszonalizációval kapcsolatos következményekre is (Kittel & Leynen, 2003). A munka feletti kontroll pedig annyira lényeges, hogy az optimálisnál alacsonyabb mértékű kontrollézés következménye az emocionális kimerülés, a deperszonalizáció vagy a személyes teljesítmény csökkenése egyaránt lehet (Kitaoka-Higashiguchi és mtsai, 2004, Kittel & Leynen, 2003, Leiter & Maslach, 2009). A munkahelyi társas támogatás általánosságban protektív tényezőként jelenik meg a kiégéssel kapcsolatosan, azonban a Karasek-modell társas támogatást mérő skálája több tanulmány szerint nem jósolja be a kiégés egyetlen aspektusát sem (Kitaoka-Higashiguchi és mtsai, 2004; Kittel & Leynen, 2003).

Számos tanulmány utal arra is, hogy a kiégés különböző aspektusainak egészségi korrelátumai is különbözőek. Az emocionális energiavesztés több teoretikus – így Maslach, Pines vagy Hobfoll-Shirom – megközelítésének központi eleme, mely a major depresszív zavar egyik kritériuma (Shirom, 2009). Az emocionális kimerülés növeli a szorongásérzést, és csök-

kenti a megküzdési képességeket. Az emocionális kimerülés nemcsak az állapot-, de a vonásszorongást is bejósolja (Bakker és mtsai, 2000; Shirom és mtsai, 2005). A Finnish Health 2000 elnevezésű vizsgálat szerint a kiégés megbízható, kortól, családi állapottól, szocioökonómiai státustól független előrejelzője a kardiovaszkuláris megbetegedéseknek (Ahola és mtsai, 2006a, b; Honkonen és mtsai, 2006). A metabolikus szindrómára jellemző diszlipidémiát, illetve magas vércukorszintet Melamed és munkatársai (2006) hozták összefüggésbe a kiégés mértékével. A kiégés magas szintje más tünetekkel és betegségekkel is összefüggést mutat. Bejósolja olyan közönséges vírustörzsek szervezetben való megjelenését, melyek influenzát vagy felső légúti megbetegedéseket okoznak. Negatív hatással van az ondó minőségére, így férfimeddségi problémákhoz vezethet, valamint kihat az alvási elégtelenségre is (Melamed és mtsai, 2006b; Shirom és mtsai, 2005).

Az MBI-HSS-nek mint mérőeszköznek vannak azonban bizonyos korlátai, amelyek miatt használata az amerikai és angolszász környezetben kívül óvatosságra int. Ilyen például néhány tétel többértelműsége (Kristensen és mtsai, 2005) és a deperszonalizáció skálájának alacsony belső-konzisztencia-együtthatója, különösen akkor, ha nem angol nyelvű mintákat vizsgálunk (van Horn, Schaufeli, & Enzmann, 1999). Ezért jelen tanulmányunk elsődleges célja orvosok mintáján a magyar nyelvű MBI-HSS lehető legoptimálisabb struktúrájának kialakítása. A konstruktumvaliditás mellett az egyes skálák kritériumvaliditását is elemezzük a munkahelyi stressz tükrében, valamint részletezzük a szomatikus és pszichés betegségekkel való kapcsolatát.

2. Módszer

2.1. Vizsgálati minta

A vizsgálatban 420 orvos vett részt, akiknek kiválasztása kvótás módszerrel, a normatív populáció számának (körülbelül 37 000 orvos), életkorának, nemének, szakképesítésének és lakóhelyének figyelembevételével történt 2005 és 2007 között. A felkért orvosok közül 219 nő és 201 férfi (76%-os válaszarány) egyezett bele a vizsgálatban való részvételbe. 163-an Budapesten, 132-en valamelyik megyeszékhelyen, 97-en más városban, 28-an pedig községben dolgoznak. Életkoruk 28 és 79 év között van, az átlagéletkoruk 49,38 év (szórás 10,51 év). 90 főnek nincs partnere (21,4%), 330 főnek (78,6%) van. 85%-nak van gyermeke (357 fő), 15%-nak nincs (63 fő), a gyermekek száma 1-től 6-ig terjed, legtöbbszörnek egy (87 fő, 20,7%), illetve két (184 fő, 43,8%) gyermeke van. Munkabeosztásukat tekintve a legtöbben 12

órát dolgoznak egy nap (255 fő, 60,7%), 93-an (22,1%) pedig nyolc órát. A naponta ledolgozott órák száma átlagosan 11,33 óra (szórás 2,52; minimum 2, maximum 15).

2.2. MÉRŐESZKÖZÖK

Demográfiai változók: rákérdeztünk a kitöltők életkorára, lakóhelyére, családi állapotára, gyermekeinek és munkaoóráinak számára, szakorvosi végzettségére, munkahelyi elégedettségére, valamint munkahelyi tevékenységek és magánélet összeegyeztetésének gördülékenységére.

Kiegészítés: a kiegészítést a Maslach Kiegészítés Leltárral mértük. A teszt használatára való engedélyek beszerzése után a kérdéseket lefordítottuk magyarra, majd a fordítás hitelességét a magyar változat angolra való visszafordításával és az eredetivel való összevetésével ellenőriztük. Az MBI jelen változatát (Human Services Survey) Maslach és munkatársai kifejezetten a humán szolgáltató szektorban dolgozók kiegészítésének vizsgálatára fejlesztették ki (Maslach, Jackson, & Leiter, 1996). A kérdőív 22 tételt tartalmaz. A tételek megítélése hétpontos skálán történik, és az előzőekben kifejtett Emocionális kimerülés, Deperszonalizáció és Személyes teljesítmény skálák mentén szerveződik. Az Emocionális kimerülés és Deperszonalizáció skáláin a magasabb, a Személyes teljesítmény skáláján az alacsonyabb értékek mutatnak a kiegészítés irányába.

Munkahelyi stressz: a munkahelyi stressz felmérése a Követelmények-kontroll-támogatás Kérdőívvel történt, melyet Karasek fejlesztett ki 1979-ben (Pelfrene és mtsai, 2001). Négyfokú (1 = soha/ teljesen egyetértek, 4 = mindig/ egyáltalán nem értek egyet) Likert-féle skálát használtunk, amelynek alapjául Karasek Követelmények-kontroll-támogatás Kérdőívének rövid változata szolgált (Theorell, 2000). Három kérdés vizsgálta a munkahelyi követelményeket, hat kérdés a munkahelyi kontrollt és hat kérdés a munkahelyi támogatást (Theorell és mtsai, 1988).

Szomatikus és pszichés megbetegedések: a megbetegedések mérésére egyénileg összeállított kérdéssort alkalmaztunk, melynek összeállításához a bevezetőben említett nemzetközi szakirodalmi adatokat vettük alapul (Ahola és mtsai, 2006a,b; Bakker és mtsai, 2000; Honkonen és mtsai, 2006; Shirom és mtsai, 2005). A kitöltőket arra kértük, jelöljék meg, hogy a felsorolt betegségek közül melyeket állapította meg náluk orvos. A válaszadók a megjelölt betegségkategoróriára (pl. daganatos megbetegedés) van/volt, illetve nincs/nem volt választ adhattak.

2.3. Statisztikai módszerek

A statisztikai eljárásokhoz az SPSS 17.0. és Mplus 6.1. szoftvereket használtuk. A Maslach Kiegészítő Leltár belső konzisztenciájának vizsgálatát megerősítő faktorelemzéssel végeztük el. Mivel a három skála nem normál eloszlású a mintában (Emocionális kimerülés: $Z = 1,91$; $p = 0,001$; Deperszonalizáció: $Z = 3,53$; $p < 0,001$; Személyes teljesítmény: $Z = 2,13$; $p < 0,001$), ezért az elemzésnél a maximum likelihood módszer robusztus (MLR) változatát alkalmaztuk (Muthén & Muthén, 2007, 484. o.). Az illeszkedési mutatók esetében elvártuk, hogy a CFI (comparative fit index) és a TLI (Tucker-Lewis Index) 0,90-nél nagyobb, az SRMR (standardized root mean square residual) 0,08-nál, az RMSEA (root mean square error approximation) pedig 0,08-nál kisebb értéket vegyen fel. Emellett közöljük a kapott skálák Cronbach- α -értékeit is.

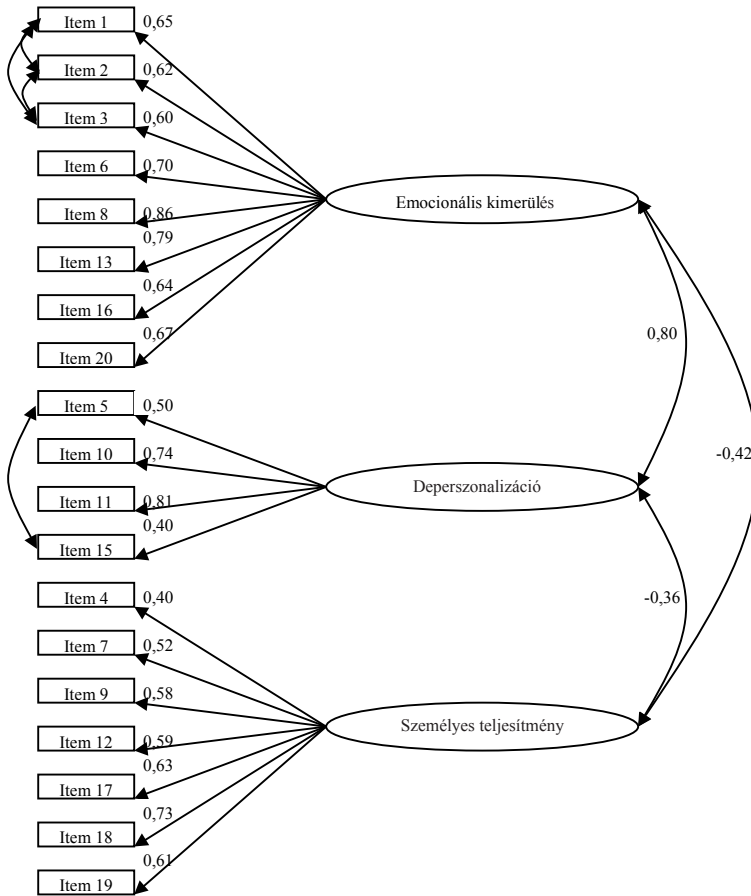
A kérdőív kritériumvaliditásának elemzését útelemzéssel végeztük. A munkahelyi stressz változóinak és a kiegészítő különböző skáláinak együttes elemzésével tártunk fel kapcsolatokat a két konstruktum között. Itt elsősorban a CFI- és a TLI-értékeket vettük irányadónak. A kiegészítő szomatikus és pszichés betegségekkel való összefüggéseit Mann-Whitney-féle U-próbával teszteltük. Ebben az esetben szintén figyelembe vettük a normalitást és a szórás-homogenitást feltételének sérülését, így az U-próbát a kétmintás t -próba helyett alkalmaztuk.

3. Eredmények

3.1. Reliabilitásvizsgálat

Első lépésként a Maslach Kiegészítő Leltár (MBI-HSS) belső struktúráját vizsgáltuk megerősítő faktorelemzéssel. Mivel a háromfaktoros modell (1. ábra) illeszkedési mutatói nem bizonyultak megfelelőnek (Satorra-Bentler $\chi^2 = 658,22$; $df = 206$; $p < 0,001$; CFI = 0,84; TLI = 0,82; RMSEA = 0,07 [0,066–0,079]; SRMR = 0,068), ezért a struktúrából eltávolítottuk az Emocionális kimerülés skálához tartozó 14. és a Személyes teljesítmény skálához tartozó 21., valamint a Deperszonalizáció skálájához tartozó 22. tételeket. Emellett korrelációt feltételeztünk az 1-es és 2-es, a 2-es és a 3-as, az 1-es és a 3-as, valamint az 5-ös és 15-ös tételek között, melynek hatására a modell illeszkedése javult, az illeszkedési mutatók a megfelelő tartományba kerültek: Satorra-Bentler $\chi^2 = 376,28$; $df = 145$; $p < 0,001$; CFI = 0,91; TLI = 0,90, RMSEA = 0,060 [0,054–0,069]; SRMR = 0,059.

A módosítások során fontosnak tartottuk, hogy az MBI-HSS minden



1. ábra. A Maslach Kiegészítő Leltár végső, 19 itemes változata standardizált faktorsúlyokkal (STD YX standardizáció)

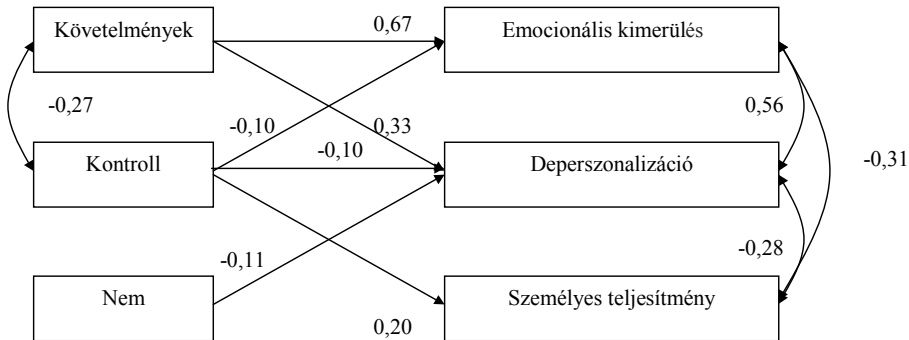
skálájából ugyanannyi tételt vegyünk ki. Azokat a tételeket távolítottuk el, melyek faktorsúlya kisebb volt 0,40-nél. Emellett csak olyan itemek között feltételeztünk korrelációt, melyek egy skálához tartoznak, illetve tartalmukban meglehetősen hasonlítanak egymáshoz. Az így kapott skálák Cronbach- α -értéke megfelelőnek bizonyult: Emocionális kimerülés: 0,89; Deperszonalizáció: 0,72; Személyes teljesítmény: 0,78. Az itemanalízis eredményeit az 1. táblázat mutatja.

1. táblázat. Az MBI-HSS skálánkénti reliabilitása, valamint az egyes tételek item-total korrelációi

Emocionális kimerülés		Deperszonalizáció		Személyes teljesítmény	
Tételszám	Item-total korreláció	Tételszám	Item-total korreláció	Tételszám	Item-total korreláció
1.	0,70	5.	0,51	4.	0,35
2.	0,70	10.	0,57	7.	0,49
3.	0,67	11.	0,55	9.	0,52
6.	0,64	15.	0,42	12.	0,49
8.	0,74	Cronbach- α = 0,72		17.	0,54
13.	0,66			18.	0,60
16.	0,61			19.	0,52
20.	0,67			Cronbach- α = 0,78	
Cronbach- α = 0,89					

3.2. Validitásvizsgálat

Az MBI-HSS skáláinak kritériumvaliditás-vizsgálatát útelemzéssel végeztük. Az elemzés során kontrolláltuk a nemet és az életkort, mely lehetővé tette, hogy nemtől és kortól függetlenül állapítsunk meg összefüggéseket a munkahelyi stressz és kiegészítő között. Elsőként teljesen szaturált modellt teszteltünk, melynek illeszkedése megfelelő volt (Satorra-Bentler $\chi^2 = 36,4$; $df = 7$; $p < 0,001$; CFI = 0,96; TLI = 0,95). Ezt követően a nem szignifikáns kapcsolatokat kiiktattuk a modelltől, az így kapott modell továbbra is megfelelően illeszkedett (Satorra-Bentler $\chi^2 = 45,0$; $df = 11$; $p < 0,001$; CFI = 0,95; TLI = 0,94).

2. ábra. Az útelemzés végeredménye a szignifikáns regressziós β -értékek feltüntetésével (STD YX standardizáció)

A 2. ábrán látható, hogy a munkahelyi követelmények a deperszonalizációt ($\beta = 0,33$; $p < 0,001$) és az emocionális kimerülést ($\beta = 0,67$; $p < 0,001$) jósolják be. Tehát a munkahelyi követelmények megnövekedett mennyisége magasabb emocionális kimerülést és több deperszonalizációs tünetet hoz magával. A kontroll pedig az emocionális kimerüléssel ($\beta = -0,10$; $p < 0,001$), a deperszonalizációval ($\beta = -0,10$; $p < 0,05$) és a személyes teljesítménnyel ($\beta = 0,20$; $p < 0,001$) egyaránt kapcsolatban áll. Így a munkájuk felett kevesebb kontrollt érző orvosok emocionálisan kimerültebbek és deperszonalizáltabbak lesznek, valamint személyes teljesítményérzésük is kisebb lesz elvégzett munkájuk kapcsán. A társas támogatás nem kapcsolódik szignifikánsan egyik kiegészi dimenzióhoz sem. Elmondható tehát, hogy a kiegész különböző dimenziói a munkahelyi stressz más-más aspektusaival vannak kapcsolatban. Emellett megállapítható, hogy az orvosok több deperszonalizációs tünetet mutatnak, mint az orvosnők, a kornak pedig nincs hatása a kiegész három dimenziójára.

3.3. A kiegész kapcsolata szomatikus és pszichés megbetegedésekkel

Vizsgálatunkban hatféle megbetegedés tükrében vizsgáltuk meg a kiegész három dimenzióját. Mivel a három skála a három tétel eltávolítása után sem volt normális eloszlású a mintában (Emocionális kimerülés: $Z = 1,804$; $p = 0,003$; Deperszonalizáció: $Z = 3,812$; $p < 0,000$; Személyes teljesítmény: $Z = 1,956$; $p < 0,000$), ezért Mann-Whitney-féle U-próbát alkalmaztunk. A 2. táblázatban látható, hogy a gyomor- és bélrendszeri megbetegedésen, valamint a szív- és érrendszeri megbetegedésen átesettek vagy ezzel küzdők a kiegész mindhárom aspektusában kiégettebbek, az ezen betegségekkel nem küzdőkhöz viszonyítva. Emellett megállapítható az is, hogy a depresszióval, pánikzavarral, daganatos megbetegedéssel, valamint magasvérnyomás-betegségben szenvedők emocionálisan kimerültebbek és az elidegenedettséget is kifejezettebben élik meg azokhoz viszonyítva, akik nem szenvednek e betegségektől. A gyomor- és bélrendszeri megbetegedésekben a személyes teljesítmény, illetve a pánikzavar esetében az emocionális kimerülés csak tendencia jellegű prediktív szerepet mutat.

2. táblázat. A kiégés, valamint a szomatikus és pszichés betegségek összefüggései

Betegség		Emocionális kimerülés	Deperszonalizáció	Személyes teljesítmény
Daganatos megbetegedések	Érintettek (N = 64) átlaga	20,44	5,45	30,34
	Nem érintettek (N = 356) átlaga	14,37	3,72	31,61
	A két csoport közti különbség	U = 7439,5 (p<0,001)	U = 9301,0 (p = 0,02)	U = 10382,5 (p = 0,26)
Depresszió	Érintettek (N = 32) átlaga	22,66	5,84	30,59
	Nem érintettek (N = 388) átlaga	14,69	3,84	31,49
	A két csoport közti különbség	U = 3565,5 (p<0,001)	U = 4780,5 (p = 0,03)	U = 5726,0 (p = 0,47)
Pánikzavar	Érintettek (N = 17) átlaga	19,24	6,53	30,59
	Nem érintettek (N = 403) átlaga	15,13	3,88	31,46
	A két csoport közti különbség	U = 2584,0 (p = 0,09)	U = 2348,5 (p = 0,02)	U = 2998,0 (p = 0,38)
Magas vérnyomás	Érintettek (N = 129) átlaga	18,6	4,81	31,25
	Nem érintettek (N = 291) átlaga	13,83	3,62	31,5
	A két csoport közti különbség	U = 13482,0 (p<0,001)	U = 15476,0 (p = 0,004)	U = 18239,5 (p = 0,64)
Egyéb szív- és érrendszeri megbetegedések	Érintettek (N = 81) átlaga	20,18	5,16	29,62
	Nem érintettek (N = 339) átlaga	14,12	3,71	31,86
	A két csoport közti különbség	U = 8670,5 (p<0,001)	U = 10712,5 (p = 0,002)	U = 11214,5 (p = 0,01)
Gyomor- és bélrendszeri megbetegedések	Érintettek (N = 86) átlaga	19,49	5,17	30,38
	Nem érintettek (N = 334) átlaga	14,21	3,68	31,39
	A két csoport közti különbség	U = 9611,0 (p<0,001)	U = 11173,0 (p = 0,001)	U = 12693,5 (p = 0,10)

4. Megbeszélés

Munkánk során az MBI-HSS magyar verziójának reliabilitás- és validitásvizsgálatát végeztük el. A Maslach Kiegészítő Leltár magyarországi adaptációja kulcsfontosságú a kiegészítő foglalkozó hazai kutatások metodológiai megerősítésében. Ahogyan ezt Kovács Mariann összegző tanulmányában ismerteti, a hazai vizsgálatok a kiegészítő mérésére vonatkozóan többfajta kérdőívet sorakoztatnak fel (Tandari-Kovács, 2010, 34. o.): „Az alkalmazott mérőeszközök között fellelhetők a Freudenberger (Pálfi, 2003), Appelbaum (Pálfi, 2003), Pines (Pines, 1993) és Maslach (Maslach & Jackson, 1993) féle kérdőívek.” A metodológiai különbségek a kapott eredmények összehasonlítását jelentősen megnehezítik. Emellett napjainkig komoly probléma volt, hogy Magyarországon hiányzott az egységes, standardizált mérőeszköz a kiegészítő tünetcsoport mérésére. „Még azok a kutatók sem biztos, hogy ugyanazt a fordítást használták, akik egy mérőeszközzel (pl.: MBI) dolgoztak” (Tandari-Kovács, 2010, 34. o.). A metodológiai problémák óvatosságra intenek a kapott eredmények összehasonlíthatóságának és megbízhatóságának tekintetében.

E módszertani hiányosságok pótlására vállalkoztunk fenti írásunkban. Az MBI-HSS 22 itemének megerősítő faktorelemzésével alátámasztottuk az érzelmi kimerülés, a deperszonalizáció és a személyes teljesítmény konstruktuma által kiadott hármassztruktúrát. Azonban a nem megfelelő illeszkedés miatt a struktúrából kikerült a 14-es, 21-es és 22-es tétel, emellett több, egy skálához tartozó item között is egyedi korrelációt feltételeztünk. Vizsgálatunkhoz hasonlóan a nemzetközi kutatások döntő többsége is bizonyos tételek eltávolításával éri el a megfelelően illeszkedő háromfaktoros struktúrát (Kalliath és mtsai, 2000; Kanste és mtsai, 2006; Richardson & Martinhussen, 2004; Vanheule és mtsai, 2007), valamint a 14-es, 21-es és 22-es tétel elhagyására is van nemzetközi példa (Córdoba és mtsai, 2011; Densten, 2001; Kanste és mtsai, 2006).

Az MBI-HSS skáláinak kritériumvaliditását útelemzéssel végeztük. Mivel a kiegészítő legjelentősebb rizikófaktorai a munkahelyi körülményekben figyelhetők meg, a jelenség munkahelyi stresszrel való kapcsolatát elemeztük. A kapott eredmények alapján, a nemzetközi szakirodalommal összhangban megállapítottuk, hogy a munkahelyi követelmények megnövekedett mennyisége magasabb emocionális kimerüléssel és több deperszonalizációs tünett jár (Bakker és mtsai, 2004; McManus, Winder, & Gordon, 2002; Pinikahana & Happel, 2004). Az események feletti kontroll érzése pedig csökkent emocionális kimerüléssel és deperszonalizációval jár együtt, illetve a megnövekedett személyes teljesítmény érzésével. A kiegészítő különböző dimenziói tehát a munkahelyi stressz más-más aspektusaival állnak kapcsolatban, mely kapcsolat nemi és életkori különbségektől független.

Összhangban a nemzetközi szakirodalommal, megállapítottuk, hogy a gyomor- és bélrendszeri megbetegedésen, valamint a szív- és érrendszeri megbetegedésen átesettek, vagy ezzel küzdők a kiégés mindhárom aspektusában magasabb pontszámot érnek el az ezen betegségben nem szenvedőkhöz viszonyítva. Emellett megállapítottuk, hogy a depresszióval, pánikzavarral, daganatos megbetegedéssel, valamint magasvérnyomás-betegséggel küzdők emocionálisan kimerültebbek és deperszonalizáltabbak ezen betegségekben nem érintett kollégáikhoz képest. A kiégés depresszióval, illetve általánosságban a szorongásos megbetegedésekkel mutatott összefüggéseire szintén találhatók nemzetközi példák is (Aholá és mtsai, 2006a,b; Honkonen és mtsai, 2006).

Fontos felhívunk a figyelmet azonban arra, hogy vizsgálatunk keresztmetszeti jellege nem teszi lehetővé az oksági viszonyok meghatározását. Nagyon fontos hangsúlyozni, hogy a kiégés és korrelátumainak vizsgálata esetében az ok-okozati összefüggések iránya nehezen kimutatható; feltételezhető, hogy a kiégés különböző dimenziói és számos, nagy közegészségügyi problémát jelentő testi betegség között cirkuláris oksági kapcsolat van. A kiégés állapota a testi tünetek fontos kockázati tényezője, negatívan befolyásolja a testi betegségek lefolyását, ugyanakkor a testi betegségek előfordulása fokozza a kiégéses tünetek előfordulási valószínűségét. Fontos továbbá azt is megállapítanunk, hogy a kiégés különböző dimenziói közvetlenül is prediktorai lehetnek a megbetegedéseknek, de azáltal is hathatnak, hogy szignifikánsan több egészségkárosító szokással függnek össze (Shirom és mtsai, 2005; Sveinsdóttir, & Gunnarsdóttir, 2008). Lényeges kitétel az is, hogy bizonyos betegségek mentén az egy csoportba sorolt résztvevők száma esetenként viszonylag alacsony, így a kapott eredmények inkább csak iránymutatást adhatnak.

Eredményeink alapján azonban mindenképp elmondható, hogy az MBI-HSS pszichometriai mutatói megfelelőek. Kijelenthető, hogy az MBI-HSS 19-tételes változata alkalmas arra, hogy szűrje az orvosok és más humán segítő szakmákban dolgozók kiégettségét, amely későbbiekben pszichiátriai zavarokra, testi betegségekre egyaránt hajlamosíthat.

Irodalom

- Ádám, Sz., Győrffy, Zs., & Csoboth, Cs. (2006). Kiegészítés (burnout) szindróma az orvosi hivatásban. *Hippocrates*, (8)2, 113–117.
- Ahola, K., Honkonen, T., Isometsä, E., Kalimo, R., Nykyri, E., Koskinen, S., et al. (2006a). Burnout in general population. Results from the Finnish Health 2000 Study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 41(1), 11–17.
- Ahola, K., Honkonen, T., Kivimäki, M., Virtanen, M., Isometsä, E., Aromaa, A., et al. (2006b). Contribution of burnout to the association between job strain and depression: the Health 2000 Study. *Journal of Occupational & Environmental Medicine*, 48(10), 1023–1030.
- Appels, A. (2004). Exhaustion and coronary heart disease: the history of a scientific quest. *Patient Education and Counselling*, 55, 223–229.
- Bakker, A.B., Demerouti, E., & Verbeke, W. (2004). Using the job demands resources model to predict burnout and performance. *Human Resources Management*, 43(1), 83–104.
- Bakker, A.B., Killmer, C.H., Siegrist, J., & Schaufeli, W.B. (2000). Effort-reward imbalance and burnout among nurses. *Journal of Advanced Nursing*, 31(4), 884–891.
- Córdoba, L., Tamayo, J.A., González, M.A., Martínez, M.I., Rosales, A., & Barbato, G. (2011). Adaptation and validation of the Maslach Burnout Inventory – Human Services Survey in Cali, Colombia. *Colombia Médica*, 42(3), 286–293.
- Demerouti, E., Bakker, A.B., de Jonge, J., Jansen, P.P.M., & Schaufeli, W.B. (2001). Burnout and engagement at work as a function of demands and control. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 27(4), 279–286.
- Demerouti, E., Bakker, A.B., Nachreimer, F., & Schaufeli, W.B. (2000). A model of burnout and life satisfaction amongst nurses. *Journal of Advanced Nursing*, 32(2), 454–464.
- Densten, I.L. (2001). Re-thinking burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 22, 833–847.
- Edelwich, J. & Brodsky, A. (1997). A kiegészítés fogalma. In K. Szilágyi & A. Váry (szerk.), *A pszichés terhelés és a munkaközvetítés. A burn-out jelenség* (9–25). Gödöllő: Gödöllői Agrártudományi Egyetem
- Fekete, S. (1991). Segítő foglalkozások kockázatai. Helfer szindróma és burnout jelenség. *Psychiatria Hungarica*, 1, 17–29.
- Freudenberger, H.J. (1974). Staff burnout. *Journal of Social Issues*, 30, 159–165.
- Gil-Monte, P.R. (2005). Factorial validity of the Maslach Burnout Inventory (MBI-HSS) among Spanish professionals. *Revista de Saúde Pública*, 39(1), 1–8.
- Győrffy, Zs. & Ádám, Sz. (2004). Az egészségi állapot, a munka-stressz és a kiegészítés alakulása az orvosi hivatásban. *Szociológiai Szemle*, 3(11), 107–128.
- Honkonen, T., Ahola, K., Pertovaara, M., Isometsä, E., Kalimo, R., Nykyri, E., et al. (2006). The association between burnout and physical illness in the general population: Results from Finnish Health 2000 study. *Journal of Psychosomatic Research*, 61, 59–66.
- Kalliath, T.J., O’Driscoll, M.P., Gillespie, D.F., & Bluedorn, A.C. (2000). A test of Maslach Burnout Inventory in three samples of healthcare professionals. *Work and Stress*, 14(1), 35–60.
- Kanste, O., Miettunen, J., & Kyngäs, H. (2006). Factor structure of the MBI among Finnish nursing staff. *Nursing and Health Science*, 8, 201–207.
- Kitaoka-Higashiguchi, K., Nakagawa, H., Morikawa, Y., Ishizaki, M., Miura, K., Naruse, Y., et al. (2004). Construct validity of the Maslach Burnout Inventory-General Survey. *Stress and Health*, 20(5), 255–260.
- Kittel, F. & Leynen, F. (2003). A study of work stressors and wellness/health outcomes among Belgian school teachers. *Psychology & Health*, 18(4), 501–510.

- Kovács, M. (2006). A kiégés jelensége a kutatási eredmények tükrében. *Legis Artis Medicinae*, 16(11), 981–987.
- Kristensen, T.S., Borritz, M., Villadsen, E., & Christensen, K.B. (2005). The Copenhagen Burnout Inventory. A new tool for the assessment of burnout. *Work & Stress*, 19(3), 192–207.
- Leiter, M.P. & Maslach, C. (2009). Nurse turnover: The mediating role of burnout. *Journal of Nursing Management*, 17, 331–339.
- Maslach, C. (1982). *Burnout: The cost of caring*. New Jersey: Prentice Hall Inc.
- Maslach, C., & Jackson, S.E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 2(2), 99–113.
- Maslach, C., Jackson, S.E., & Leiter, M.P. (1996). *Maslach Burnout Inventory Manual* (3rd ed.). Palo Alto: Consulting Psychologists Press
- Maslach, C., Schaufeli, W.B., & Leiter, M.P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397–422.
- Mäkikangas, A., Hätinen, M., Kinnunen, U., & Pekkonen, M. (2011). **Longitudinal factorial invariance of the Maslach Burnout Inventory-General Survey among employees with job-related psychological health problems.** *Stress and Health*, 27(4), 347–352.
- McKnight, J.D., & Glass, D.C. (1995). Perceptions of control, burnout and depressive symptomatology: A Replication and extension. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 63(3), 490–494.
- McManus, I.C, Winder, B.C., & Gordon, D. (2002). The causal links between stress and burnout in a longitudinal study of UK doctors. *Lancet*, 359, 2089–2090.
- Melamed, S., Shirom, A., Toker, S., Berliner, S., & Shapira, I. (2006). Burnout and risk of cardiovascular disease, evidence, possible casual paths and promising research directions. *Psychological Bulletin*, 132(3), 327–353.
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (2007). *Mplus User's Guide*. Fifth Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén
- Pálfi, F. (2003). Szolgálat, önfeláldozás, hivatás? – A kiégés veszélyei ápolók körében. *Nővér*, 16(6), 3–9.
- Pelfrene, E., Vlerick, P., Mak, R.P., De Smet, P., Kornitzer, M., & De Backer, G. (2001). Scale reliability and validity of the Karasek 'Job Demand-Control-Support' model in the Belstress Study. *Work & Stress*, 15(4), 297–313.
- Pines, A.M. (1993). Burnout: An existential perspective. In W. Schaufeli, C. Maslach, & T. Marek (Eds.), *Professional Burnout* (33–51). Philadelphia, PA: Taylor & Francis
- Pinikahana, J., & Happel, B. (2004). Stress, burnout and job satisfaction in rural psychiatric nurses: A Victorian study. *Australian Journal of Rural Health*, 12, 120–125.
- Richardson, A.M., & Martinussen, M. (2004). The Maslach Burnout Inventory: Factorial validity and consistency across occupational groups in Norway. *Journal of Occupational and Organisational Psychology*, 77, 377–384.
- Schulz, M., Damkröger, A., Heins, C., Wehlitz, L., Löhr, M., Driessen, M., et al. (2009). Effort-reward imbalance and burnout among German nurses in medical compared with psychiatric hospital settings. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 16(3), 225–233.
- Shirom, A. (2009). Burnout and health: Expanding our knowledge. *Stress & Health*, 25, 281–285.
- Shirom, A., & Melamed, S. (2006). A comparison of the construct validity of two burnout measures in two groups of professionals. *International Journal of Stress Management*, 13(2), 176–200.

- Shirom, A., Melamed, S., Toker, S., Berliner, S., & Shapira, I. (2005). Burnout, mental and physical health: A review of the evidence and proposed explanatory model. *International Review of Industrial and Organisational Psychology*, 20, 269–309.
- Sveinsdóttir, H., & Gunnarsdóttir, H.K. (2008). Predictors of self-assessed physical and mental health of Icelandic nurses: Result from a national survey. *International Journal of Nursing Studies*, 45, 1479–1489.
- Tandari-Kovács, M. (2010). *Érzelmi megterhelődés, lelki kiégés az egészségügyi dolgozók körében. Doktori értekezés.* Budapest: Semmelweis Egyetem
- Taris, T.W., Schreurs, P.J.G., & Schaufeli, W.B. (1999). Construct validity of the MBI-General Survey: Two-sample examination of it's factor structure and correlates. *Work & Stress*, 13(3), 223–237.
- Theorell, T. (2000). Working conditions and health. In L. Berkman, & I. Kawachi (Eds.), *Social Epidemiology* (95–118). New York: Oxford University Press
- Theorell, T., Perski, A., Akerstedt, T., Sigala, F., Ahlberg-Hultén, G., Svensson, J., et al. (1988). Changes in job strain in relation to changes in physiological state. A longitudinal study. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 14, 189–196.
- van Horn, J.E., Schaufeli, W.B., & Enzmann, D. (1999). Teacher burnout and lack of reciprocity. *Journal of Applied Social Psychology*, 29, 91–108.
- Vanheule, S., Rossel, Y., & Vlerick, P. (2007). The factorial validity and measurement invariance of the MBI for Human Services. *Stress and Health*, 23, 87–91.
- Worley, J., Vassar, M., Wheeler, D., & Barnes, L. (2008). Factor structure of scores from the Maslach Burnout Inventory. A review and meta-analysis of 45 exploratory and confirmatory factor-analytic studies. *Educational and Psychological Measurement*, 68, 797–823.

Psychometric properties and health correlates of the Hungarian Version of the Maslach Burnout Inventory – Human Services Survey (MBI-HSS) among physicians

ÁDÁM, SZILVIA – MÉSZÁROS, VERONIKA

Background: The prevalence of burnout among employees in the human services sector including physicians is high. The validity and reliability of the MBI-HSS, the instrument used for the assessment of burnout in this population, have been established in many countries; however, there are limited data regarding the psychometric properties of this instrument in Hungary. *Objectives:* To assess the psychometric properties including reliability and validity of the Hungarian version of the MBI-HSS and to explore its relations to somatic and psychiatric diseases. *Methods:* Cross-sectional survey among 420 physicians. Internal consistency of the Hungarian version of the MBI-HSS was assessed by confirmatory factor and item analysis, discriminant validity was assessed by path analyses using Karasek's Demand-Control-Support Questionnaire. Associations with somatic and psychiatric diseases were explored with the Mann-Whitney test. *Results:* Factor analysis of the Hungarian version of the MBI-HSS confirmed its 3-factor structure, which has also been described for similar to that of the original English version. Appropriate fit was found using a 19-item questionnaire, which did not contain items 14, 21, and 22. Internal consistency for all three dimensions was adequate. Analyses of discriminant validity revealed

expected associations with work stress. We identified significant associations between burnout and neoplastic, psychiatric as well as cardiovascular diseases. *Conclusions:* The 19-item Hungarian version of the MBI-HSS is a reliable and valid measure of burnout among physicians. This measure can be utilized to assess burnout among employees in the human services sector.

Keywords: burnout, reliability, validity, MBI, human services, physicians, psychometric properties