

Eötvös Loránd Tudományegyetem Pedagógiai és Pszichológiai Kar

DOKTORI DISSZERTÁCIÓ TÉZISEI

## **A kiegészítő vizsgálata tanárok körében**

SZIGETI RÉKA

PSZICHOLÓGIAI DOKTORI ISKOLA

A Doktori Iskola vezetője: Urbán Róbert, PhD, egyetemi tanár, Eötvös Loránd  
Tudományegyetem

SZEMÉLYISÉG- ÉS EGÉSZSÉGPSZICHOLÓGIAI PROGRAM

A Program vezetője: Oláh Attila, PhD, professor emeritus, Eötvös Loránd  
Tudományegyetem

TÉMAVEZETŐ: Urbán Róbert, PhD, egyetemi tanár, Eötvös Loránd  
Tudományegyetem

Budapest, 2023

# I. Elméleti bevezető

## 1. A kiégés jelentősége

A kiégés „a munkahelyi krónikus, érzelmi és interperszonális stresszhatásokra adott elhúzódó válaszreakció” (Maslach és mtsai., 2001, 397. o.). A népesség körülbelül 3-7%-a szenved súlyos kiégésben (Toppinen-Tanner, 2011). A kiégés a mentális egészség terén együtt jár a depresszióval, szorongással (Capone és mtsai., 2019; Harvey és mtsai., 2017), szubjektív és objektív kognitív károsodással (Tavella és mtsai., 2020). A fizikai egészség terén pedig számos negatív fiziológiai változással jár együtt (Bayes és mtsai., 2021).

## 2. Tanárok helyzete a kiégés szempontjából nemzetközi és hazai viszonylatban

A kiégés gyakorisága a tanárok körében 5% és 30% között mozog, (Blazer, 2010; Gil-Monte és mtsai., 2011). Hazánkban a tanárok 5-8%-a tekinthető kiégettnek (Paksi és mtsai., 2015). A szakmai presztízzsel való elégedetlenség (Pikó és Mihálka, 2017), a munkahelyi követelmények szerepe és a szociális támogatás védő szerepe is (Jagodics és Szabó, 2014; Szabó és Jagodics, 2019) jelentős befolyásoló tényező. A kiégés tovább terjed a tanári karon belül (Bakker és Schaufeli 2000), és a gyerekekre is hatással van (Oberle és Schonert-Reichl, 2016).

## 3. Kiégés mint állapot mérése

A kiégés mérésére használt legelterjedtebb mérőeszköz a Maslach Kiégés Kérdőív (Maslach Burnout Inventory, MBI, Maslach és mtsai., 1997), amely háromdimenziós modellt feltételez. Ennek elemei: az érzelmi kimerülés, deperszonalizáció és az egyéni teljesítménycsökkenés. Bár ez a legmeghatározóbb modell a tanári célcsoport esetében is (Paksi és mtsai., 2015; Pikó és Mihálka, 2017), népszerűsége ellenére rengeteg kritika érte tartalmi, strukturális és elérhetőségi szempontból is (Kiss és mtsai., 2018; Kristensen és mtsai., 2005). A legtöbb vizsgálat az eredeti háromfaktoros modellt támogatta tanári célcsoportban is (Kokkinos, 2006; Silva és mtsai., 2013), de kevesebb (Brookings és munkatársai, 1985; Kalliath és munkatársai, 2000), vagy éppen további faktorok bevezetését is javasolták (Iwanicki és Schwab 1981; Densten 2001). Felmerült a bifaktoros mérési modell alkalmazása is (Mészáros és mtsai., 2013).

## 4. Kiegészés mint folyamat mérése

Számos tanulmányban a kutatók a burnout szindrómát már megszerzett állapotként kezelték, és arányaiban kevesebb kutatás foglalkozik a kialakulásának a folyamatával. A kiegészés folyamatszemplétű vizsgálatát három fő megközelítésben lehet összefoglalni:

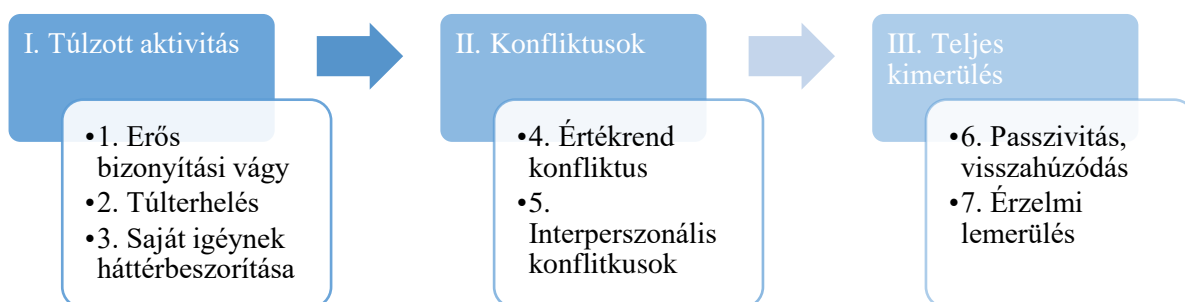
(1) A személyen kívüli külső tényezőkkel mint előzményekkel (munkahelyi stressz) vagy kimenetekkel (pl.: depresszió) ragadják meg a folyamatot (Büssing és Glaser, 2000; Leiter, 2008). (2) A MBI három elemének időbeli sorrendjét elemzik (Dierendonck és mtsai., 2001; Golembiewski, 1986; Houkes és mtsai., 2011). (3) A harmadik megközelítés a kiegészés intraperszonális folyamatának pontosabb megragadását jelenti. A szélesebb körű intraperszonális konstruktumok figyelembevétele olyan megközelítés, amely lehetővé teszi a kiegészési folyamat természetének árnyaltabb megragadását. Ezekben a leírásokban sokszor olyan tényezők is megjelennek, amelyek ellentétesek a kiegészés állapotának jellemzőivel, mint például a túlvállalás (Freudenberger és North, 1985; Gustavson és Hallsten, 2010) vagy a túlzott lelkesedés (Vallerand és mtsai., 2010). Ez a hozzáállás összhangban van a kiegészés kiindulási metaforájával is, miszerint túlzott „égés” vezet a gyors lemerüléshez. Ez az a megközelítés, amelybe a saját modellem és mérőeszközöm is illeszkedik.

## 5. A kiegészés folyamatának hipotetikus modellje

Feltételezem, hogy a kiegészési folyamat kezdetén a személyek erőforrásaikhoz képest több erőfeszítést fektetnek a munkába. Ennek eredményeként a személyes erőforrások és kapacitások kimerülése belső és interperszonális konfliktusokat okoz, és még nagyobb kimerüléshez vezet, összhangban az erőforrások megőrzésének elméletével (Hobfoll, 1989; Shirom, 2003). A folyamat három fázisból mint másodrendű faktorból áll: túlzott erőfeszítés, konfliktusok és teljes kimerülés – ezeken belül pedig hét alfázisból mint elsőrendű faktorból (lásd az 1. ábrát).

1. ábra

Kiegészés Előzményei és Komponensei kérdőív hipotetikus folyamatábrája



### **I. szakasz: Túlzott aktivitás**

A folyamat elején az erőforrásokhoz képesti túlzott mértékű munka áll, ami más modellekben energia-egyensúly felborulásaként (Leiter, 2008) vagy munkateherként (Ashil és Rod, 2011) szerepel. Ezt a szakaszt három dolog jellemzi: (1) az erős bizonyítási vágy, (2) a túlterhelés és (3) a saját igények háttérbeszorítása.

### **II. szakasz: Konfliktusok**

Több helyen előfordul a konfliktus a szakirodalomban mint köztes láncszem a túlterheléstől a kiégés felé vezető úton (Freudenberger és North, 1985, Gustavson és mtsai, 2010). Ez a fázis (4) az értékrend konfliktusát és (5) az interperszonális konfliktusokat is magában foglalja.

### **III. szakasz: Teljes kimerülés**

A modellemben ez a szakasz felel meg leginkább Maslach és Jackson (1981) burnout szindróma modelljének. Két jellemzője van, (6) a passzivitás és (7) az érzelmi lemerülés.

A 2. ábra mutatja be a szakirodalomban releváns modelleket, amelyekre a saját modellem is épül, illetve a modellek és a saját modellem közti hasonlóságokat.

## **6. A vizsgálat célja**

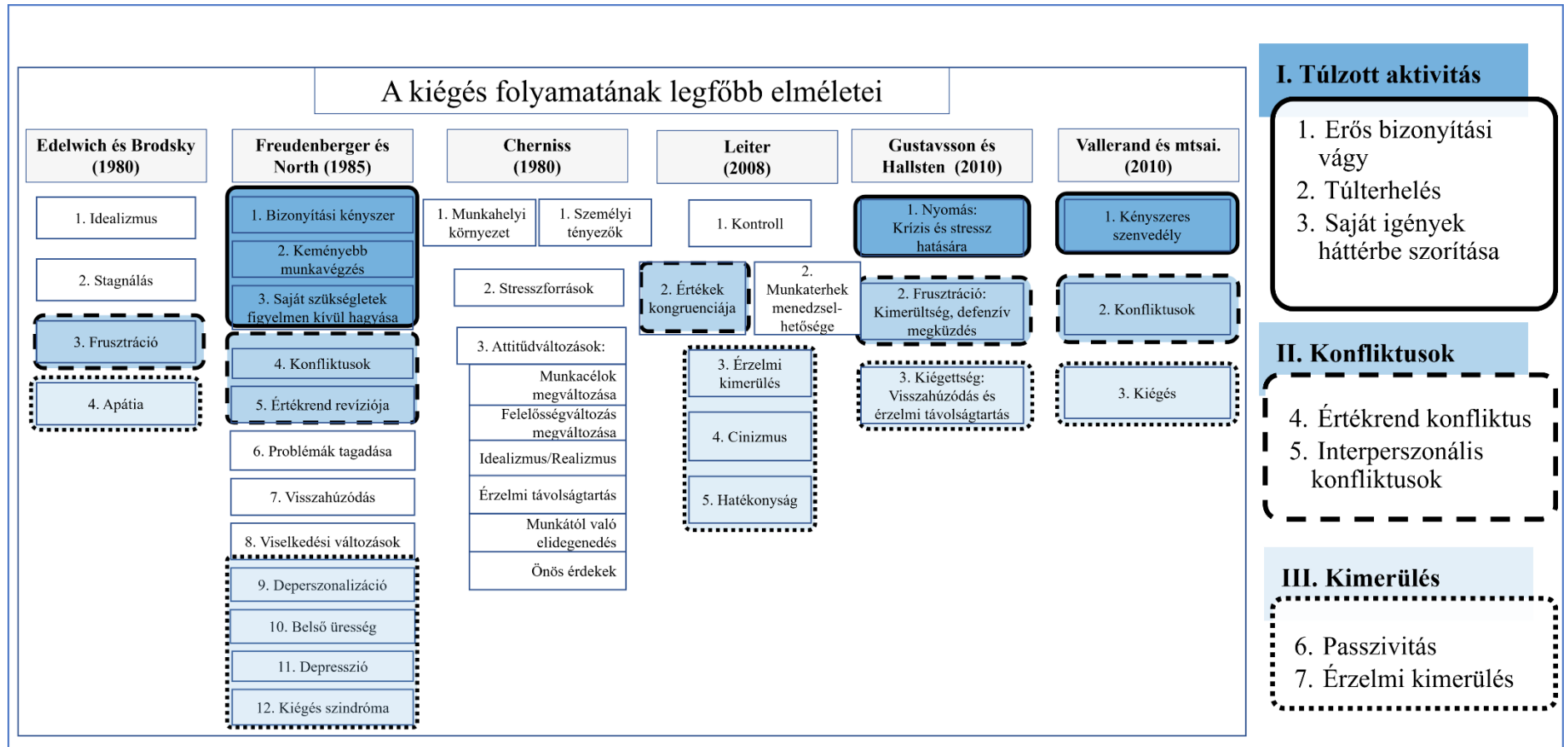
A disszertációmban a tanárok kiégését vizsgálom és céloom egy új, tanárok kiégésének mérésére alkalmas kérdőív validálása, amely a fent bemutatott folyamatmodellre épül.

*Az első vizsgálatban* a kiégés mérésére használt legelterjedtebb kérdőív, az MBI-Educators Survey (MBI-ES) (Maslach és mtsai., 1996) adaptálása a cél magyar nyelvű tanári mintán: faktorszerkezetének elemzése és annak vizsgálata, hogy a kiégés tanárok körében hogyan jár együtt a depresszióval és túlvállalással.

*A második vizsgálatban* a saját modellem és mérőeszközöm, a Kiégés Előzményei és Komponensei kérdőív (KEK) validálása a cél, annak reliabilitását és validitását vizsgálom meg. Mind a kérdőív létrehozásakor, mind annak validálásakor Hinkin (1998) iránymutatásainak megfelelően jártam el. A kérdőív fejlesztése során egy nagyobb tételsort hoztam létre, majd szakértői konszenzusos döntéssel szűkítettem azt. A vizsgálat során ellenőrzöm a mérési modellt faktorelemzésekkel, majd konvergens validitását vizsgálom a MBI-ES-el és a kiégéssel összefüggő tényezőkkel, mint a depresszió, túlvállalás, releváns demográfiai és munkával kapcsolatos tényezők. Végül látens profilelemzéssel az egyéni mintázatok vizsgálatát elemzem, amely rámutathat a különböző csoportok más-más csomópontokon való elhelyezkedésére, a folyamat alakulásának megfelelően.

2. ábra

A saját modell és a kiegészítő előző modelljeinek egybevágo részeinek szemléltetése



Megjegyzés: saját összefoglaló

## II. Empirikus rész

### 1. Első vizsgálat: A Maslach Kiegészítő Kérdőív tanári változatának (Maslach Burnout Inventory - Educators Survey, MBI-ES) hazai adaptálása<sup>1</sup>

#### 1.1. Minta és design

A keresztmetszeti kutatásban a Lélekkel az Egészségért Alapítvány önkénteseként hozzáférhetőségi mintavétellel értem el a tanárokat önkitöltős, papíralapú kérdőívvel. A 235 elért tanárból 211 fő válaszolt a kérdőívre, a válaszadási arány így 90% volt. A kitöltők 87,6%-a nő, az átlagéletkor 42,8 év (SD=10,5).

#### 1.2. Mérészközök

##### **1.2.1. Maslach Bournout Inventory - Educators Survey (MBI-ES) (Maslach és mtsai, 1996).**

A 22 tételes kérdőív három alszálaja: 1) az érzelmi kimerültség, 2) a deperszonalizáció és 3) a személyes teljesítmény csökkenése. Az állítások a személy attribúcióira, érzelmeire vonatkoznak. A válaszadás egy hétfokú Likert-típusú skálán történik 0 és 6 pont között. Az átlagos Cronbach-alfa értékek skálánként a következők: 0,88 az érzelmi kimerülés, 0,71 deperszonalizáció, 0,78 a személyes teljesítmény csökkenése esetén. A kérdőívet két magyar nyelvű pszichológus szakértő (egyikük a szerző, másikuk a szerzővel közösen kutató kolléga) fordította le egymástól függetlenül magyar nyelvre, majd konszenzus alapján választották ki a kérdőív végleges formáját, hogy az magyarul minél közérthetőbb legyen. A magyar kérdőívet egy kétnyelvű, nem pszichológus fordította vissza angol nyelvre, majd ugyanaz a két fordító ellenőrizte azt az eredeti angol tételekkel. A kérdőív használatára az engedélyt a jogdíj megfizetésével a Mind Gardentől kérve nyújtottam.

---

<sup>1</sup> Eredeti közlemény: Szigeti R., Balázs N., Bikfalvi R. and Urbán R. (2017) Burnout and depressive symptoms in teachers: Factor structure and construct validity of the Maslach Burnout inventory-educators survey among elementary and secondary school teachers in Hungary, *Stress and Helath* , DOI: 10.1002/smi.2737

### **1.2.2. Túlállalás - Erőfeszítés-jutalom Egyensúlytalansága kérdőív (ERI)**

#### **Túlállalás faktora (Siegrist, 1996)**

A kérdőív a munkahelyi erőfeszítések, jutalmak és a túlállalás három fő dimenzióját méri, az Erőfeszítés-Jutalom Egyensúlytalansága stressz modell operacionalizálásaként. A kérdőív harmadik skáláját, a túlállalást használtam, amely a személy egyéni jellemzőit mutatja munkahelyi szituációkban. A túlállalás skála a munkából való kivonódás képességét, a túlterheltséget méri fel hat tétel segítségével, olyan állításokkal, mint pl.: „Amint hazaér, könnyen ellazul, és félreteszi a munkahelyi gondokat”. A válaszadás négyfokú Likert-skálán történik 0 és 3 pont között, nagyobb pontszám magasabb túlállalást jelent. A skálát magyar nyelvre Salavecz és munkatársai (2006) validálták.

### **1.2.3. CES-D Depresszió Szűrő Kérdőív (Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, Radloff, 1977)**

A CES-D egy olyan 20 tételes, önjellemzéses kérdőív, amely normál népességen hivatott mérni a depresszió általános tüneteit. Az egyes tételekre egy négyfokú skálán – „ritkán vagy soha” (0) és a „nagyon gyakran vagy mindig” (3) végpontok között – lehet választ adni. A tételek belső konzisztenciáját mérő Cronbach-alfa érték jónak tekintett 0,85-ös értékű, a jelenlegi mintán is hasonló érték mutatkozott: 0,86. Hazánkban a mérőeszközt normatív és klinikai betegcsoportok körében is alkalmazták (Torzsa és mtsai., 2009).

## 1.3. Statisztikai elemzések

Az MBI-ES magyar változatának konfirmátoros faktorelemzést alkalmaztam (továbbiakban CFA), nyolc alternatív mérési modell illeszkedését becsültem meg. A legjobb modell kiválasztásához a következő illeszkedési mutatókat vizsgáltam: RMSEA, CFI of RMSEA, CFI, TLI, SRMR, BIC (Hu és Bentler, 1999). A konvergencia validitásának tesztelésére CFA kovariánsokkal modellt teszteltem. Az előző konfirmátoros faktorelemzés által legjobban illeszkedő modellt futtattam le kovariánsokkal, amelyek megfigyelt változóként voltak bevezetve a modellbe: a nem, az életkor, a depressziós tünetek és a túlállalás.

## 1.4. Eredmények

Minden modell 0,08 alatti SRMR-értéket mutatott, azonban csak a bifaktoros modell érte el az alacsony RMSEA szintet, amely nem különbözik jelentősen az előre meghatározott 0,05 értéktől. Ezért a kettős indexvizsgálat megközelítése alapján csak a bifaktoros modell egy általános kiegészítő faktorral és három területspecifikus faktorral mutat elfogadható illeszkedést (df=189, RMSEA= 0,053, CFI=0,90; TLI=0,86; SRMR=0,058; BIC=15515)

A faktortöltések egy kivételével mind szignifikánsan töltődtek az általános kiégés faktorra. A személyes teljesítés esetében az összes, az érzelmi kimerültség esetén a tételek nagy része, míg a deperszonalizáció esetén csak egy része töltődött szignifikánsan a megfelelő specifikus faktorra.

Az omega együtthatók megfelelőek voltak (mind 0,7 fölöttiek), a hierarchikus omega együttható legmagasabb értéket a személyes teljesítmény esetében mutatott (0,50), pontszáma részben a konkrét mögöttes dimenzióknak, részben pedig az általános kiégési faktornak tulajdonítható. Az érzelmi kimerültség (0,15) és a deperszonalizáció (0,23) esetében az alacsonyabb értékek azt jelzik, hogy a megfigyelt varianciának csak egy kis része tulajdonítható az adott specifikus komponensnek, és az általános kiégési faktor az említett pontszámok varianciájának sokkal nagyobb részét magyarázza.

A bifaktoros modell kovariációkkal való elemzését az 1. táblázat mutatja be. Sem a specifikus faktorok, sem a globális kiégés nem áll szignifikáns kapcsolatban sem a nemmel, sem az életkorral. A depressziós tünetek szignifikáns és erős kapcsolatban állnak az általános kiégési faktoral, de nem állnak szignifikáns kapcsolatban a specifikus alskálákkal. A túlvállalás szignifikáns kapcsolatban áll az érzelmi kimerültség faktoral és az általános kiégés faktoral is.

1. táblázat

A CFA kovariációkkal modell standardizált együtthatói

	NEM	Kor	Depresszió	Túlvállalás	<b>R<sup>2</sup></b>
Érzelmi kimerülés	-0.06	-0.01	0.18	<b>0.31</b>	19%
Deperszonalizáció	0.03	0.04	-0.02	-0.11	2%
Személyes teljesítmény csökkenése	0.02	0.03	-0.03	0.16	9%
Globális kiégés	-0.10	-0.02	<b>0.60</b>	<b>0.21</b>	54%

Megjegyzés: A vastag betűvel szedett együtthatók esetében a szignifikancia érték  $p < 0,05$ .



## 2. Második vizsgálat: A kiégés előzményeinek és komponenseinek mérésére kifejlesztett kérdőív validálása<sup>2</sup>

### 2.1 Minta és design

Kutatásom elrendezését tekintve az előző vizsgálat továbbvitele volt, és az előző kutatásban elért személyek adatait ebben a vizsgálatban is felhasználtam.

A teljes vizsgálat során 779 tanárt értem el, akik közül 649-en válaszoltak (a válaszadási arány 83,3% volt), 31 személyt kizártam (akik más típusú munkakörben dolgoztak), így 618 tanár alkotta a mintát. Ebből 473 volt nő (76,5%), 91 férfi (15%), 54-en nem nyilatkoztak a nemükről, az átlagéletkor 44,52 volt (szórás 9,7). A teljes minta egy al csoportját alkották azok, akik az MBI-kérdőívet is kitöltötték, összesen 231 tanár. A teljes minta és az al minta nem tért el egymástól szignifikánsan a mért változók mentén.

### 2.2 Méréseszközök

**3.2.1. CES-D Depresszió Szűrő Kérdőív (Center for Epidemiologic Studies Depression Scale,)** (lásd részletesen 1. vizsgálat)

**3.2.2. Erőfeszítés-jutalom Egyensúlytalansága kérdőív (ERI) Túlzállás faktora** (lásd részletesen 1. vizsgálat)

**3.2.3. Maslach Burnout Inventory - Educators Survey (MBI-ES) kérdőív** (lásd részletesen 1. vizsgálat)

**3.2.4. Kiégés Előzményei és Komponensei kérdőív – (KEK)**

A KEK 25 tételből áll (lásd 2. táblázat). A válaszadók egy 5 pontos skálán 0-tól (egyáltalán nem) 4-ig (nagyon jellemző) jelzik, hogy az állítások mennyire tükrözik az elmúlt 30 napjukat.

### 2.3 Statisztikai elemzés

**2.3.2. KEK kérdőívünk faktorstruktúrájának megerősítése faktorelemzésekkel**

A faktorstruktúra mérési modelljének megállapítása két fő lépésből állt: először az adathalmazt két, egymást nem átfedő mintára osztottam, az első mintán feltáró strukturális elemzést (Exploratory Structural Equation Modeling, ESEM) végeztem. Az ESEM nagyobb

---

<sup>2</sup> Eredeti közlemény: Szigeti R., Balázs N. and Urbán R. (2023) Antecedents and components of burnout among Hungarian teachers in a cross-sectional study: Development of the Burnout Antecedents and Components Questionnaire, *Acta Psychologica*, Volume 241., <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2023.104080>

rugalmasságot biztosít a modellspecifikációban, lehetővé téve mind a saját faktoron való töltéseken túl a keresztöltéseket is, ami az adatok többdimenziós valós jellegének jobban meg tud felelni (Marsh és mtsai, 2014). Ezek után a második mintán az ESEM által meghatározott faktorstruktúrát konfirmátoros faktorelemzéssel (CFA) is teszteltem.

Második lépésben, miután az almintákban véglegesítettem a mérési modellt, a teljes mintán két modell illeszkedését teszteltem: (1) az elsőrendű modellt hét faktossal és (2) a hierarchikus faktormodellt három másodrendű faktossal és hét elsőrendű faktossal. A modell illeszkedését mind a robusztusabb maximum likelihood estimation with robust standard error (MLR) becsléssel, mind weighted least squares mean and variance adjusted method (WLSMV) becsléssel kiszámoltam. Az előbbi megközelítés az indikátorváltozókat folytonosként, míg az utóbbi ordinálisként kezeli. Mindkét módszer közel azonos eredményeket hozott. Mindkét módszert azért alkalmaztam, mert a módszertani vélemények eltérőek. Míg egyesek a Likert-típusú indikátorokat ordinális skálának tekintik, mások szerint, ha öt vagy több kategória van, akkor statisztikai problémák bevezetése nélkül kezelhetők folytonos változóként (Norman, 2010). Ezért a WLSMV módszerrel kapott eredményeket mutatom be. Az MLR-módszert csak akkor választottam, amikor az almintákban a mintanagyság nem volt elegendő a WLSMV becsléshez. Ennél az elemzésnél is az MPLUS 8-at használtam, és ugyanolyan szempontok és illeszkedési mutatók mentén végeztem el a vizsgálatokat, mint ahogy az 1. vizsgálatban az MBI faktorszerkezetének vizsgálata esetén, ezért ezt nem ismertetem újra.

### **2.3.2. KEK kérdőív konstruktum validitása a MBI-vel**

Második lépésben a CFA kovariánsokkal futtattam le az almintánkon a KEK elsőrendű és másodrendű faktorait – külön-külön elemezve az MBI faktoraival, ahol az MBI faktorait mint mért változókat vezettem be.

### **2.3.2. KEK kérdőív konvergencia validitása demográfiai, munkával összefüggő tényezőkkel, valamint a depresszióval és túlvállalással**

Harmadik lépésben ugyanúgy CFA kovariánsokkal futtattam le a teljes mintán a KEK elsőrendű és másodrendű faktoraival. Külön-külön elemeztem és vezettem be a modellbe a főbb demográfiai és munkával kapcsolatos tényezőket, illetve a depresszió és a túlvállalás konstruktumait, amiket mint mért változókat vezettem be a modellbe.

### **2.3.3. KEK kérdőív látens profilelemzése: mintázatok azonosítása személyközpontú megközelítésben**

A negyedik lépésben látens profilelemzéseket alkalmaztam, egy személyközpontú megközelítést, annak érdekében, hogy rálássak a mintázatok alakulására (Lanza és mtsai.,

2012). A látens osztályok számának meghatározásakor az információs kritériumokat, a parsimónia indexeket, az entrópiát és a klaszterek értelmezhetőségét használtam. Az osztályok számának végső meghatározásakor a Lo-Mendell-Rubin Adjusted (LRT) tesztet vettem figyelembe (Muthén és Muthén, 2007). Annak vizsgálatára, hogy a különböző csoportba tartozók hogyan különböznek a mért egyéb változók mentén, Lanza és munkatársai eljárását (2013) alkalmaztam, amely kategorikus és folytonos kimeneti változók esetén is használható.

2.táblázat

Kiegészítő Előzményei és Komponensei kérdőív (KEK) tételei, jelölve az elsőrendű és másodrendű faktorokat

<b>I. Túlzott aktivitás</b>	1.Erős bizonyítási vágy	1. Mostanában erősen törekszem arra, hogy minden nap bizonyítsak.
		2. Ahhoz, hogy sikeresnek érezzem magam, mindent el kell végezzek, amit akartam.
	2.Túlterhelés	3. A hozzám közel álló emberek szerint túl sok áldozatot hozok a munkámért.
		4. Nehezen hagy nyugodni a munkám, hazaérés után is az jár még a fejemben.
		5. Mostanában túl sok munka terhel.
	3.Saját igények háttérbe szorítása	6. Sokszor elfeledkezem időben enni vagy inni a munkám során.
		7. Olyan sok dolgom /teendőm van, hogy nincs időm kikapcsolódni.
		8. Olyan dolgokról mondok le gyakran a munkám miatt, amik egyébként boldoggá tesznek.
		9. Nehezemre esik egyensúlyt tartani a munka és a magánéletem között.
<b>II. Konfliktusok</b>	4.Értékrend konfliktusa	10. Azok az értékek, amik régen fontosak voltak számomra, mostanában a rangsoromban egyre hátrább kerülnek.
		11. Egyre inkább azt érzem, hogy manapság normális, ha az ember túlterheli magát.
		12. Ahhoz, hogy egyáltalán meg tudjam csinálni a feladatomat, minden más tényezőt kezdek háttérbe szorítani (pl.: kollégákkal való jó kapcsolatot).
	5.Interperszonális konfliktusok	13. A családom/barátaim/kollégáim szerint gondjaim vannak.
		14. Egyre többször kerülök konfliktusba a munkahelyemen.
		15. Egyre többször ér sérelem a munkahelyemen.
<b>III. Teljes kimerülés</b>	6.Passzivitás, visszahúzódás	17. Visszahúzódok a feladatkiosztásoknál.
		18. Igyekszem minél hamarabb letudni a dolgaimat a munkahelyen.
		19. Már csak ímmel-ámmal csinálom meg, a legszükségesebb feladataimat is.
	7.Érzelmi kimerülés	20. Érzelmileg kimerültem.
		21. Már nem igazán tudok örülni semminek, az örömöm inkább csak felszínes.
		22. Úgy érzem elfásultam.
		23. Néha robotként végzem a dolgom, mintha ott se lennék igazán.
		24. Egy idő óta egyre érzéketlenebb vagyok.
25. Sokszor reménytelennek látom a helyzetem.		

## 2.4. Eredmények

### 2.4.1. KEK kérdőívünk faktorstruktúrájának megerősítése faktorelemzésekkel

Az első lépésben a mintát véletlenszerűen két, egymást nem átfedő almintára osztottam. Az első almintát feltáró strukturális elemzésnek (ESEM) vettem alá, ahol az elméleti modell alapján horgony-tételeket határoztam meg. Az ESEM értelmezhető megoldást eredményezett, kiváló illeszkedési mutatókkal. A tételek a legmagasabb faktortöltés-értékeket azon a faktoron mutatták, amelyhez elméletileg kapcsolódtak. Ezek után CFA elemzést végeztem a másik almintán, és ez jó illeszkedési mutatókat eredményezett (lásd a 3. táblázatot), minden faktorterhelés 0.50 körül vagy fölött volt.

Ezen eredmények alapján tovább teszteltem a mérési modellt a teljes mintán: lefuttatva az egyfaktoros modellt és a hétfaktoros modellt is. Az egy faktoros modell mutatói gyenge illeszkedést mutattak, a hétfaktoros modell illeszkedési mutatói azonban elfogadható mértékű illeszkedést jeleztek a teljes mintán. Végül lefuttattam egy másodrendű faktorokat tartalmazó modellt is, amelyekkel magyarázni lehet az elsőrendű faktorok közötti kovarianciákat.

A másodrendű faktorokat tartalmazó modell némileg rosszabb illeszkedést mutat a  $\chi^2$  értékek összevetése során (Kline, 2011) ( $\Delta\chi^2 = 135$   $\Delta df = 12$ ,  $p < 0.001$ ) a hét faktoros megoldás az optimálisabb. A másodrendű faktorokkal arra teszünk kísérletet, hogy a parszimónia elvét jobban érvényesítve magyarázzák meg az elsőrendű faktorok közötti kovarianciákat. Még abban az esetben is, ha a másodrendű faktor hatékonyan magyarázza a faktorok közötti kovarianciákat, az illeszkedési mutatók sose tudnak jobbak lenni, mint az ennek megfelelő elsőrendű modell, ezért kiszámítottam a target-koefficiens-t is (Marsh & Hocevar, 1985), amelynek értéke 0,88; tehát a másodrendű faktorok az elsőrendű faktorok közötti kovariancia 88%-át magyarázzák. Az illeszkedési mutatók és a magas t-koefficiens-érték alátámasztották a hierarchikus elméleti modellt.

3.táblázat

## A Kiegészi Előzményei és Komponensei kérdőív alternatív mérési modelljeinek illeszkedési mutatói

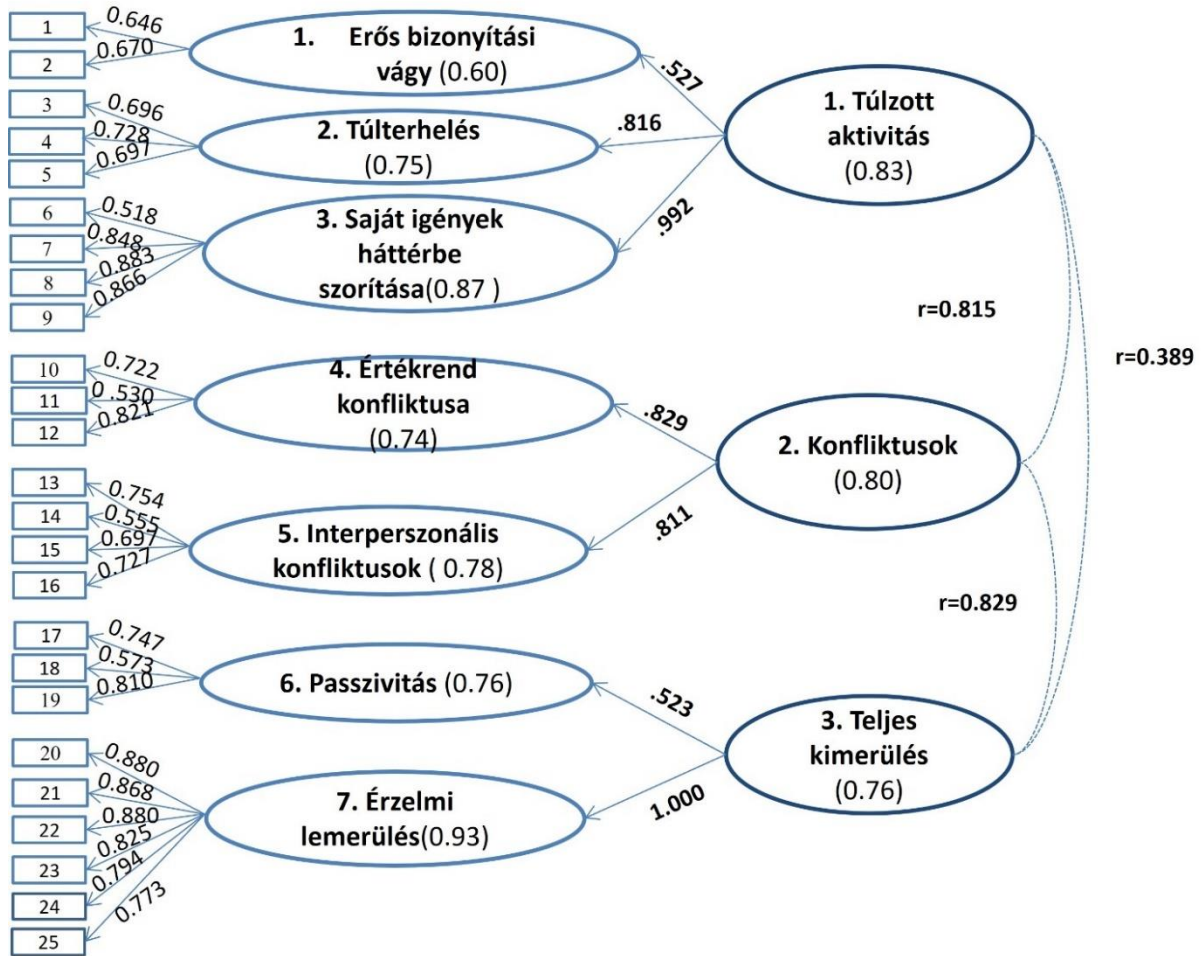
	$\chi^2$	df	RMSEA (90% C.I.)	C fit p	CFI	TLI	SRMR
<b>Modell alkotás két random almintában</b>							
Hét faktoros modell – ESEM (N=308)	251*	146	0.048 (0.038-0.058)	0.589	0.970	0.938	0.023
Hét faktoros modell – CFA (N=310)	468*	254	0.052 (0.045-0.059)	0.312	0.961	0.954	0.053
<b>Modell tesztelése a teljes mintán és a hierarchikus modell bevezetése (N=618)</b>							
Egy faktoros modell	3148*	275	0.130 (0.126-0.134)	<0.001	0.568	0.529	0.118
Hét faktoros modell <sup>#</sup>	816*	254	0.060 (0.055-0.064)	<0.001	0.915	0.900	0.052
Másodrendű faktoros hierarchikus modell <sup>#s</sup>	925*	266	0.063 (0.059 - 0.068)	<0.001	0.944	0.936	0.057

Megjegyzés: WLSMV elemzési mód alkalmazása.  $\chi^2$ = chí-négyzet teszt próba. df = degrees of freedom, szabadságfok \*:  $p < 0,001$ . CFI = comparative fit index. TLI = Tucker–Lewis Index. RMSEA = root mean square error of approximation. SRMR=standardized root mean square residual. C.I.= Konfidencia intervallum. # Az érzelmi lemerülés hibakovarianciája zéróban van rögzítve. \$: Három másodrendű faktor és hét elsőrendű faktor.

Mind a két modell alátámasztható, ezért a későbbi elemzések során az elsőrendű és a másodrendű faktoros modelleket is használom. A hierarchikus modellt a megfelelő mértékű omega értékekkel és faktorsúlyokkal a 3. ábra foglalja össze.

3.ábra

A kiegészi előzményei és komponensei kérdőív másodrendű faktor modellje a faktorsúlyok, az omega és korrelációs együtthatók feltüntetésével



Megjegyzés: A standardizált faktorterhelések a nyilakon láthatók. A McDonald's omega értékek a zárójelben szerepelnek. r a faktorok közötti korrelációkat jelöli.

#### 2.4.2. KEK kérdőív konstruktum validitása a MBI-vel

Mind a hét elsőrendű faktoros modellt, mind a három másodrendű faktoros modellt is megvizsgáltam az MBI három faktorával, amiket mint megfigyelt változókat vittem be a modellbe. A 4. táblázat a korrelációs együtthatókat és a standardizált regressziós együtthatókat mutatja be. A KEK kérdőív elsőrendű és másodrendű faktorai is mind szignifikánsan összefüggenek az MBI érzelmi kimerültség faktorával, több faktor esetén a személyes teljesítmény csökkenésével is, legkevésbé pedig a deperszonalizációval.

4.táblázat

Korrelációs együtthatók és a CFA MBI-vel való kovariációjának standardizált regressziós együtthatói

Látens faktorok	MBI-EE	MBI-DP	MBI-PA	MBI-EE	MBI-DP	MBI-PA	R <sup>2</sup>
	Korrelációs együtthatók			CFA kovariánsokkal: regressziós együtthatók			
<b>Elsőrendű faktorok</b>							
1. Erős bizonyítási vágy	0,112	-0,001	-0,185	<b>0,255*</b>	-0,009	<b>-0,299**</b>	8%
2. Túlterhelés	<b>0,443**</b>	<b>0,264**</b>	0,107	<b>0,480**</b>	0,045	-0,136	21%
3. Saját igények háttérbe szorítása	<b>0,487**</b>	<b>0,318**</b>	<b>0,217*</b>	<b>0,468**</b>	0,052	-0,024	24%
4. Értékrend konfliktusa	<b>0,537**</b>	<b>0,385**</b>	<b>0,343**</b>	<b>0,447**</b>	0,071	0,102	30%
5. Interperszonális konfliktusok	<b>0,706**</b>	<b>0,518**</b>	<b>0,407**</b>	<b>0,597**</b>	0,131	0,069	52%
6. Passzivitás	<b>0,406**</b>	<b>0,332**</b>	<b>0,463**</b>	<b>0,228**</b>	0,033	<b>0,341**</b>	26%
7. Érzelmi lemerülés	<b>0,675**</b>	<b>0,534**</b>	<b>0,470**</b>	<b>0,508**</b>	0,156	<b>0,161*</b>	50%
<b>Másodrendű faktorok</b>							
I. Túlzott aktivitás	<b>0,542**</b>	<b>0,338**</b>	<b>0,183**</b>	<b>0,555**</b>	0,058	-0,101	30%
II. Konfliktusok	<b>0,724**</b>	<b>0,522**</b>	<b>0,431**</b>	<b>0,613**</b>	0,113	0,094	54%
III. Teljes kimerülés	<b>0,737*</b>	<b>0,586**</b>	<b>0,542**</b>	<b>0,542**</b>	0,162	<b>0,214*</b>	61%

Megjegyzés: N = 231. A becslési eljárásaként az MLR módszert használtam, mivel a WLSMV módszer nem volt alkalmazható a kis mintaméret miatt, ami néhány válaszkategóriában nulla gyakoriságot eredményezett. A vastag betűvel szedett regressziós együtthatók szignifikánsak \*p < 0,05. \*\*p < 0,001. R<sup>2</sup> megmagyarázott variancia. MBI-EE = Maslach Burnout Inventory- Emotional Exhaustion (Érzelmi kimerülés), MBI-DP = Maslach Burnout Inventory-Deperszonalizáció és MBI-PA = Maslach Burnout Inventory-Personal Accomplishment (Személyes Teljesítmény csökkenése).

### 2.4.3. KEK kérdőív konstuktum validitása demográfiai, munkával összefüggő tényezőkkel, valamint a depresszióval és túlvállalással

CFA-kat kovariánsokkal futtattam a fő demográfiai, munkával kapcsolatos tényezőkkel, valamint a túlvállalással és a depresszióval (5. táblázat). Míg a depresszió az érzelmi lemerüléssel mutatta a legerősebb összefüggést, addig a túlvállalás a túlterheltség elsőrendű faktorról állt a legerősebb kapcsolatban. Az életkor gyenge, de szignifikáns kapcsolatot mutatott az erős bizonyítási vágygal, a munkaidő összefüggött a túlterheltséggel és az értékrendkonfliktussal. A vártak megfelelően a depresszió regressziós együtthatóinak értékei a kiegészítő előzményei és komponensei kérdőív faktoraival sorrendben egyre nagyobb erősségű összefüggést mutattak, a túlvállalás esetén pedig ezzel ellentétesen egyre csökkenő mértékű erősséget.



5.táblázat  
A CFA kovariánsokkal modell demográfiai, munkával kapcsolatos tényezőkkel, depresszióval és túlvállalással

	Nem	KOR	SNI	Heti munkaórák	Depresszió	Túlvállalás	Nem	KOR	SNI	Heti munkaórák	Depresszió	Túlvállalás	R <sup>2</sup>
Korrelációs együtthatók							CFA kovariánsokkal: regressziós együtthatók						
Elsőrendű faktorok modell													
1. Erős bizonyítási vágy	0.113	<b>-0.176*</b>	-0.023	-0.097	<b>0.228**</b>	<b>0.485**</b>	0.020	<b>-0.215**</b>	-0.073	<b>-0.192*</b>	-0.025	<b>0.531**</b>	30%
2. Túlterhelés	0.097	0.031	-0.024	<b>0.249**</b>	<b>0.382**</b>	<b>0.751**</b>	0.037	-0.008	-0.060	<b>0.155**</b>	0.063	<b>0.706**</b>	61%
3. Saját igények háttérbe szorítása	0.082	-0.080	-0.024	<b>0.110*</b>	<b>0.454**</b>	<b>0.530**</b>	0.040	<b>-0.090*</b>	-0.034	0.033	<b>0.267**</b>	<b>0.408**</b>	35%
4. Értékrend konfliktusa	0.003	0.027	0.030	<b>0.074*</b>	<b>0.502**</b>	<b>0.466**</b>	-0.025	0.033	0.005	0.039	<b>0.376**</b>	<b>0.301**</b>	35%
5. Interperszonális konfliktusok	-0.045	0.023	0.062	0.064	<b>0.626**</b>	<b>0.463**</b>	<b>-0.107*</b>	0.060	0.068	0.032	<b>0.530**</b>	<b>0.200**</b>	43%
6. Passzivitás	<b>-0.121*</b>	<b>-0.144*</b>	0.032	<b>-0.107*</b>	<b>0.371**</b>	<b>0.084*</b>	<b>-0.160**</b>	<b>-0.149**</b>	0.050	-0.112	<b>0.379**</b>	-0.056	19%
7. Érzelmi lemerülés	-0.074	0.030	0.075	0.024	<b>0.715**</b>	<b>0.414**</b>	<b>-0.142**</b>	0.026	0.079	0.003	<b>0.653**</b>	<b>0.139**</b>	54%
Másodrendű faktorok modell													
I. Túlzott aktivitás	<b>0.104*</b>	-0.064	0.004	<b>0.153*</b>	<b>0.471**</b>	<b>0.686**</b>	0.045	-0.081	-0.056	0.058	<b>0.202**</b>	<b>0.610**</b>	54%
II. Konfliktusok	-0.033	0.031	0.061	<b>0.086</b>	<b>0.725**</b>	<b>0.584**</b>	<b>-0.088*</b>	0.058	0.048	0.043	<b>0.569**</b>	<b>0.307**</b>	59%
III. Teljes kimerülés	<b>-0.090*</b>	0.004	0.074	0.000	<b>0.709**</b>	<b>0.384**</b>	<b>-0.161**</b>	-0.012	0.081	-0.020	<b>0.665**</b>	<b>0.113*</b>	54%

Megjegyzés: N=618; A becslési módszer a WLSMV volt. a vastag betűvel szedett korrelációk és regressziós együtthatók szignifikancia szintjei: \*: p<,05-nél szignifikánsak.

p<.05. \*\*: p<.001. R<sup>2</sup> :meggmagyarázott variancia; SNI= sajátos nevelési igényű gyermekek

#### 2.4.4. KEK kérdőív látens profilelemzése: mintázatok azonosítása személyközpontú megközelítésben

Az osztályelemzéseket egy, kettő és három osztállyal futtattam, amelyek között Az AIC, a BIC és az LMRT értékek alapján a 3 osztályos modellt fogadtuk el (6. táblázat).

6. táblázat

A KEK három másodrendű faktorával végzett látens osztályelemzés illeszkedési mutatói

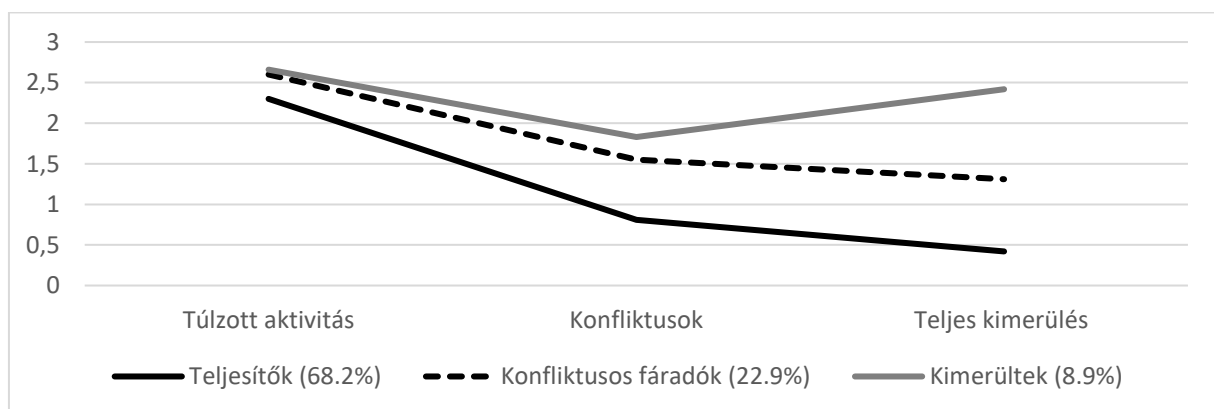
Látens faktorelemzés a 3 másodrendű faktoron	AIC	BIC	SABIC	Entrópia	L-M-R teszt	p
2 osztály	3452	3510	3469	0,885	144	0,0000
3 osztály	<b>3409</b>	<b>3485</b>	<b>3431</b>	<b>0,810</b>	<b>49</b>	<b>0,0248</b>
4 osztály	3395	3488	3421	0,793	22	0,1476

Megjegyzés: BIC = Bayesian information criteria; SABIC = sample size-adjusted Bayesian information criteria. L-M-R test = Lo-Mendell-Rubin adjusted likelihood-ratio test value; p = az L-M-R test szignifikancia értéke.

Mindhárom csoport a Túlzott aktivitás faktor esetében mutatta a legmagasabb értékeket. A 4. ábra a három elkülöníthető látens osztály pontszámát szemlélteti. A minta nagy része az első, úgynevezett „kiegyensúlyozottan teljesítők” csoportba tartozott (68,2%). Ők voltak a legkevésbé érintettek a kiegészítés későbbi szakaszaiban. A második, úgynevezett „konfliktusos fáradó” csoport (22,9%), rájuk a konfliktusok és a teljes kimerülés közepes szintje jellemző, ami azt tükrözi, hogy a magasabb túlterheltség mellett több konfliktust élnek át. A harmadik, úgynevezett „kimerültek” (9,1%) volt az a csoport, amelyik mindhárom tényezőre vonatkozóan a legmagasabb értékeket kapta.

4. ábra

A KEK másodrendű faktorainak pontszámai alapján megjelenő három látens osztály



Megjegyzés: Az arány azon alapul, hogy melyik csoportba tartozik egy személy legnagyobb valószínűséggel

Megvizsgáltam, hogy a különböző látens csoportba tartozók hogyan különböznek a mért változók mentén Lanza és munkatársai eljárását (2013) követve (7. táblázat). Szignifikáns különbségek a látens osztályok mentén csupán a túlvállalás és a depresszió esetében láthatóak, mindkét esetben a teljesítőkhöz képest magasabb átlagértékek becsülhetőek a konfliktusos fáradók és még magasabbak a kimerültek esetében. A depresszió pontszám esetében kimagaslóak az eltérések.

7. táblázat

A KEK kérdőív másodlagos faktorai által meghatározott három látens csoport jellemzői a főbb változók mentén

	Teljesítők	Konfliktusos fáradók	Kimerültek	Omnibus test $\chi^2(df)$	p
<b>N</b> (százalék)	421 (68,2%)	141 (22,9%)	55 (8,9%)		
<b>Nem – % nő</b>	83,6% <b>a</b>	81,5% <b>ab</b>	72,8% <b>b</b>	4,81 (2)	0,090
<b>Családi állapot – % párban él</b>	78,0%	68,3%	77,7%	3,31 (2)	0,192
<b>Van gyermeke – % igen</b>	73,0%	67,6%	65,6%	1,48 (2)	0,411
<b>Életkor – átlag (SE)</b>	44,6 (0,50)	45,0 (0,82)	42,8 (1,33)	2,11 (2)	0,349
<b>Évek – átlag (SE)</b>	20,4 (0,53)	20,7 (0,90)	18,7 (1,45)	1,51 (2)	0,470
<b>Túlvállalás – átlag (SE)</b>	<b>6,7 (0,15)<b>a</b></b>	<b>10,9 (0,14)<b>b</b></b>	<b>11,5 (0,28)<b>b</b></b>	<b>509,9 (2)</b>	<b>&lt;0,001</b>
<b>Depresszió – átlag (SE)</b>	<b>18,6 (0,37)<b>a</b></b>	<b>30,7 (0,59)<b>b</b></b>	<b>35,3 (1,09)<b>c</b></b>	<b>439,5 (2)</b>	<b>&lt;0,001</b>

Megjegyzés: a vastag betűvel szedett értékek esetében a különbség szignifikáns:  $p < 0,01$ -nél. Az a, b és c betűk a változón belül a szignifikáns különbséget jelzik, az ugyanolyan betű a szignifikáns különbség hiányát, míg más betű a szignifikáns különbséget jelzi. SE=sztenderd hiba.

## IV. Diskusszió

### 1. Eredmények értelmezése

Az első kutatás során az MBI-ES magyar változatának adaptációja zajlott. A bifaktoros modell értékei jelezték a legjobb illeszkedést – egybevágóan az egészségügyi változattal (Mészáros és mtsai, 2014), azt jelezve, hogy az általános kiégés pontszám figyelembevételének ugyanolyan jelentősége van, mint a specifikus faktorok pontszámainak. Az eredmények alapján az érzelmi kimerültség és valószínűleg a deperszonalizáció pontszámait óvatosan kell használni, mert ezek inkább az általános kiégési dimenziót tükrözhetik, és a varianciának csak kis része tulajdonítható a specifikus jelentésüknek.

A depresszív tünetek erős összefüggést mutattak a kiégéssel, megerősítve más eredményeket (Ahola és mtsai., 2014; Bianchi és mtsai., 2015;). A kiégés általános aspektusával álltak összefüggésben, a specifikus faktorokkal nem, ami azt jelzi, hogy ez az összefüggés nem korlátozódik egyetlen konkrét dimenzióra.

A második vizsgálatban megtettem a Kiégés előzményei és komponensei kérdőív validálásának első lépéseit. Faktorelemzésekkel megerősítettem a kérdőív teoretikusan megállapított faktorszerkezetét. A tartalmi validitás megvizsgálásakor az MBI-ES faktorok közül az érzelmi kimerültség volt az egyetlen, amely a hét elsődleges faktor és a magasabb rendű faktorok szignifikáns előrejelzője maradt, még a többváltozós elemzésben is. Ez azt is jelenti, hogy az általam javasolt faktorok képesek reprezentálni az érzelmi kimerültség különböző aspektusait, a kiégés fogalmának legközpontibb elemét (Maslach és mtsai., 2008).

A depresszió regressziós együtthatóinak az értéke mind az elsődleges, mind a másodlagos faktorokon fokozatosan nőtt, ami el is várt, hiszen minél tovább jut valaki a kiégési folyamatban, annál jellemzőbb rá a kiégés állapotával szoros együttjárást mutató depresszió is (Koutsimani és mtsai., 2019). A túlvállalás esetében ellentétes kapcsolat figyelhető meg: ahogy haladunk a tényezők sorában, a túlvállalás előrejelző ereje folyamatosan csökken az erőforrások megőrzésének elméletével összhangban (Shirom, 2003).

A látens osztályelemzést futtatva a három másodrendű faktoron, három osztályba sorolhatóak a kitöltők. Kiemelendő, hogy mind a három külön csoport nagyon magas szintű túlzott aktivitásról számolt be. A harmadik „kimerültek” csoportba kevesebb, mint 10% tartozik. Ez egybevág más eredményekkel, mely szerint a magyar tanárok 5-8%-a tekinthető kiégettnek (Paksi és mtsai., 2015). A „kimerültek” csoportja magasabb túlvállalás és depresszió pontszámmal rendelkezik a „konfliktusos fáradók” csoportjához képest és mindkét csoport

magasabb pontszámokat mutat a teljesítőkhöz képest is. A többi különbség nem volt szignifikáns, de tendenciaszinten elmondható, hogy a „kimerültek” között arányosan több volt a férfi és valamivel fiatalabbak voltak. Ez az eredmény egybeváág a fiatal, férfi tanárok nagyobb sérülékenységével (Mihálka és Pikó, 2018).

## 2. A kutatás korlátai, jövőbeli javaslatok és gyakorlati implikációk

A kutatásomnak több jelentős korlátja is van. A keresztmetszeti tervezés nem teszi lehetővé, hogy feltételezéseket tegyünk az ok-okozati összefüggésre vonatkozóan, és nem alkalmas a kiegészés folyamatának megragadására. A kényelmi mintavétel miatt az eredmények nem tekinthetők reprezentatívnak. Mivel önbevallásos vizsgálatról van szó papíralapú kérdőívekkel, az adatfelvétel nem mentes számos torzítástól. Ezért javasolt több tanéven átívelő módon, longitudinális elrendezésben, reprezentatív tanári mintán vizsgálni a tanárokat, az önbeszámolón túl pedig objektív mutatókat (pl.: betegnapok száma), illetve kvalitatív eszközöket is be kell vetni (pl. interjúk). A teljes kép jobb megértése érdekében fontos kitérni a külső tényezők hatására, így a munkahelyi stressztényezőkre és a szervezeti klíma vizsgálatára. A további kutatásokban is javasolt a személyközpontú megközelítéseknek, mint például az egyének közötti különböző változási utaknak az elemzése vagy a látens osztályelemzés alkalmazása. A kiegészés minőségileg különböző szakaszainak azonosítására hasznos lehet, és segíthet személyre szabottabb megelőzési programok kidolgozásában.

A tanulmány erőssége azonban, hogy a kiegészés folyamatszempléletén alapuló, koherens és differenciált modell és mérőeszköz kidolgozását mutatja be, amelyek összhangban vannak a korábbi elméleti megfontolásokkal (Cherniss, 1980; Freudenberger és North, 1985) és empirikus eredményekkel (Fernet és mtsai., 2014; Gustavson & Hallsten, 2010; Vallerand és mtsai., 2010).

A megfelelő méretű, homogén tanári mintán végzett vizsgálat eredményei alapján a kérdőív megfelelő alternatíva a kiegészés mérésére tanárok körében. A hierarchikus struktúrával rendelkező modell és kérdőív egyszerűbb és interpretálhatóbb betekintést nyújthat a kiegészésbe, amely segítségével személyre szabottabb megelőzési és beavatkozási programok tervezhetőek.

A folyamat elején jellemző a nagyfokú külső megterhelés és belső bizonyítási vágy, amely mellett a személyeknek felborulnak a coping stratégiái, a saját igények háttérbe szorulnak. Komplexen segítve az iskola világát az egyéni fókuszú kiegészésmegelőzésben ezeknek a készségeknek a fejlesztése javasolt, összhangban a szervezeti szintű szabályzások (pl. védő protokollok) bevezetésével, külön kiemelve a fiatal tanárokat és bevonva az iskola minden szereplőjét.

## Irodalomjegyzék

Apple, M. W. (1986). *Teachers and Texts: A Political Economy of Class and Gender Relations in Education*. Routledge.

Ashill, N. J., & Rod, M. (2011). Burnout processes in non-clinical health service encounters. *Journal of Business Research*, 64(10), 1116–1127. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2010.11.004>

Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22, 309–328. <https://doi.org/10.1080/10615806.2020.1797695>

Bakker, A. B., & Schaufeli, W. B. (2000). Burnout Contagion Processes Among Teachers. *Journal of Applied Social Psychology*, 30(11), 2289–2308. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2000.tb02437.x>

Bayes, A., Tavella, G., & Parker, G. (2021). The biology of burnout: Causes and consequences. *The World Journal of Biological Psychiatry*, 1–13. <https://doi.org/10.1080/15622975.2021.1907713>

Blazer, C. (2010). *Teacher Burnout*. Information Capsule.

Brookings, J. B., Bolton, B., Brown, C. E., & McEvoy, A. (1985). Self-reported job burnout among female human service professionals. *Journal of Organizational Behavior*, 6(2), 143–150. <https://doi.org/10.1002/job.4030060205>

Büssing A. & Glaser J. (2000). Four-stage process model of the core factors of burnout: The role of work stressors and work-related resources. *Work & Stress*, 14(4), 329–346,. <https://doi.org/10.1080/02678370110041884>

Capone, V., Joshanloo, M., & Park, M. S.-A. (2019). Burnout, depression, efficacy beliefs, and work-related variables among school teachers. *International Journal of Educational Research*. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2019.02.001>

Cherniss, C. (1980). *Staff Burnout*. *Job Stress in the Human Services*. Sage Publications.

Densten, I. L. (2001). Re-thinking burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 22(8), 833–847. <https://doi.org/10.1002/job.115>

Dierendonck, D., Schaufeli, W. B., & Buunk, B. P. (2001). Burnout and inequity among human service professionals: A longitudinal study. *Journal of Occupational Health Psychology*, 6(1), 43.

Freudenberger, H. J., & North, G. (1985). *Women's Burnout: How to Spot It, How to Reverse It, and How to Prevent It* (1st edition). Doubleday.

Gil-Monte, P. R., Carlotto, M. S., & Gonçalves Câmara, S. (2011). Prevalence of burnout in a sample of Brazilian teachers. *The European Journal of Psychiatry*, 25(4), 205–212. <https://doi.org/10.1590/s0034-89102005000100001>

Golembiewski, R. T. (1986). The epidemiology of progressive burnout: A primer. *Journal of Health and Human Resources Administration*, 16–37.

Guseva Canu, I., Marca, S. C., Dell’Oro, F., Balázs, Á., Bergamaschi, E., Besse, C., Bianchi, R., Bislimovska, J., Koscec Bjelajac, A., Bugge, M., Busneag, C. I., Çağlayan, Ç., Cernițanu, M., Costa Pereira, C., Dernovšček Hafner, N., Droz, N., Eglite, M., Godderis, L., Gündel, H., ... Wahlen, A. (2021). Harmonized definition of occupational burnout: A systematic review, semantic analysis, and Delphi consensus in 29 countries. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 47(2), 95–107. <https://doi.org/10.5271/sjweh.3935>

Gustavson, J. P., & Hallsten, L. R. A. (2010). Early career burnout among nurses: Modelling a hypothesized process using an item response approach. *International Journal of Nursing Studies*, 47, 864–875. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2009.12.007>

Harvey, S. B., Modini, M., Joyce, S., Milligan-Saville, J. S., Tan, L., Mykletun, A., Bryant, R. A., Christensen, H., & Mitchell, P. B. (2017). Can work make you mentally ill? A systematic meta-review of work-related risk factors for common mental health problems. *Occupational and Environmental Medicine*, 74(4), 301–310. <https://doi.org/10.1136/oemed-2016-104015>

Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist*, 44, 513–524. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513>

Houkes, I., Winants, Y., Twellaar, M., & Verdonk, P. (2011). Development of burnout over time and the causal order of the three dimensions of burnout among male and female GPs. A three-wave panel study. *BMC Public Health*, 11(1). <https://doi.org/10.1186/1471-2458-11-240>

Iwanicki, E. F., & Schwab, R. L. (1981). A Cross Validation Study of the Maslach Burnout Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 41(4), 1167–1174. <https://doi.org/10.1177/001316448104100425>

Jagodics, B., & Szabó, É. (2014). JOB DEMANDS VERSUS RESOURCES: WORKPLACE FACTORS RELATED TO TEACHER’S BURNOUT. *Practice and Theory in Systems of Education*, 9(4), 14.

Kalliath, T. J., O’Driscoll, M. P., Gillespie, D. F., & Bluedorn, A. C. (2000). A test of the Maslach Burnout Inventory in three samples of healthcare professionals. *Work & Stress*, 14(1), 35–50. <https://doi.org/10.1080/026783700417212>

- Kiss, T., Polonyi, T. É., & Imrek, M. (2018). Munkahelyi stressz és egészség. A Burnout-szindróma a 21. Században – Kutatás, mérés, elmélet és terápia. *Alkalmazott Pszichológia*, 18(2), 75–103. DOI: 10.17627/ALKPSZICH.2018.2.75
- Kokkinos, C. M. (2006). Factor structure and psychometric properties of the Maslach Burnout Inventory-Educators Survey among elementary and secondary school teachers in Cyprus. *Stress and Health*, 22(1), 25–33. <https://doi.org/10.1002/smi.1079>
- Kristensen, T. S., Borritz, M., Villadsen, E., & Christensen, K. B. (2005). The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work and Stress*, 19(3), 192–207. <https://doi.org/10.1080/02678370500297720>
- Langelan, S., Bakker, A. B., van Doornen, L. J. P., & Schaufeli, W. B. (2006). Burnout and work engagement: Do individual differences make a difference? *Personality and Individual Differences*, 40(3), 521–532. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.07.009>
- Leiter, M. P. (2008). A two-process model of burnout and work engagement: Distinct implications of demands and values. In *Giornale Italiano di Medicina del Lavoro ed Ergonomia: Köt. Jan-Mar;30(1 Suppl A):A52-8*.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First-and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), 562. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.97.3.562>
- Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review Psychology*, 52, 397–422. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>
- Mészáros, V., Ádám, S., Szabó, M., Szigeti, R., & Urbán, R. (2013). The Bifactor Model of the Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey (MBI-HSS)-An Alternative Measurement Model of Burnout. *Stress and Health*, 30(1), 82–88. <https://doi.org/10.1002/smi.2481>
- Michaels, C., Blake, L., Lynn, A., Greylord, T., & Benning, S. (2022). *Mental health and well-being ecological model*. Center for Leadership Education in Maternal & Child Public Health, University of Minnesota–Twin Cities. <https://mch.umn.edu/resources/mhecomodel/>.
- Oberle, E., & Schonert-Reichl, K. A. (2016). Stress contagion in the classroom? The link between classroom teacher burnout and morning cortisol in elementary school students. *Social Science & Medicine*, 159, 30–37. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.04.031>
- Paksi, B., Veroszta Zs., Schmidt A., Magi A., Vörös A., Endrődi-Kovács, V., Felvinczi K. (2015) *Pedagógus – Pálya – Motiváció – Egy kutatás eredményei*. Oktatási Hivatal.



Pikó, B. F., & Mihálka, M. (2017). A Study of Work Satisfaction, Burnout and other Work-Related Variables Among Hungarian Educators. *European Journal of Mental Health*, 12(2), 152–164. <https://doi.org/10.5708/EJMH.12.2017.2.2>

Selye J. (1976). *Stressz distressz nélkül*. Akadémiai Kiadó. [http://opac.mtak.hu/F?func=direct&local\\_base=MTA01&doc\\_number=000152963](http://opac.mtak.hu/F?func=direct&local_base=MTA01&doc_number=000152963)

Shirom, A. (2003). Job related burnout. In J. C. Quick & T. E. Tetrick (Szerk.), *Handbook of occupational psychology*. APA.

Silva, P. D., Hewage, C. G., & Fonseka, P. (2013). Measurement of burnout: Validation of the Sinhala translation of Maslach Burnout Inventory - Educators Survey among female primary school teachers in Sri Lanka. *Galle Medical Journal*, 18(1), Art. 1. <https://doi.org/10.4038/gmj.v18i1.5512>

Szabó, E., & Jagodics, B. (2019). Teacher burnout in the light of workplace, organizational, and social factors. *Hungarian Educational Research Journal*, 9(3), 539–559. <https://doi.org/10.1556/063.9.2019.3.44>

Tavella, G., Hadzi-Pavlovic, D., & Parker, G. (2020). Burnout: Re-examining its key constructs. *Psychiatry Research*, 112917. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112917>

Toppinen-Tanner, S. (2011). *Process of burnout: Structure, antecedents and consequences*. *People and Work Research Reports 93*. Finnish Institute of Occupational Health.

Travers, C. J., & Cooper, C. L. (1993). Mental health, job satisfaction and occupational stress among UK teachers. *Work & Stress*, 7(3), 203–219. <https://doi.org/10.1080/02678379308257062>

Vallerand, R. J., Paquet, Y., Philippe, F. L., & Charest, J. (2010). On the role of passion for work in burnout: A process model. *Journal of Personality*, 78(1), 10 1111 1467-6494 2009 00616.

## A disszertáció témájában megjelent publikációk<sup>3</sup>

Balázs N., Szigeti R., Bikfalvi R., Urbán R. (2018). *A Serdülő Stressz Kérdőív és összefüggéseinek vizsgálata 5-8. osztályos budapesti tanulók mintáján*. In: Lippai, Edit (szerk.) *Változás az állandóságban: A Magyar Pszichológiai Társaság XXVII. Országos Tudományos Nagygyűlése: Kivonatkötet*. Budapest, Magyarország: Magyar Pszichológiai Társaság, pp. 258-259.

Juhász Á., Balázs N., Szigeti R., Bikfalvi R. (2018). Ups and Downs of an Organisational-level Stress Management and Burnout Prevention Program: First Results of a Longitudinal Study. In: Kevin, Teoh; Nathalie, Saade; Vlad, Dediu; Juliet, Hassard; Luis, Torres (szerk.) *Book of Proceedings: 13th Conference of the European Academy of Occupational Health Psychology: Adapting to rapid changes in today's workplace*. Lisbon, Portugália: European Academy of Occupational Health Psychology, pp.293-294.

**Mészáros V, Adam Sz, Szabó M, Szigeti R, Urban R (2014) The Bifactor Model of the Maslach Burnout Inventory – Human Services Survey (MBI-HSS): An Alternative Measurement Model of Burnout, *Stress and Helath* 30:(1) pp. 82-88.**  
<https://doi.org/10.1002/smi.2481>

Szigeti Réka, Balázs Noémi, Bikfalvi Réka, Urbán Róbert (2015) Kiegész Folyamat Kérdőív validálása In: Vargha A (szerk.) *Lélek-net a léleknek: Az ember a változó technikai közegek világában: A Magyar Pszichológiai Társaság XXIV. Országos Tudományos Nagygyűlése: Kivonatkötet*. p. 211.

**Szigeti R., Balázs N., Bikfalvi R. and Urbán R. (2017) Burnout and depressive symptoms in teachers: Factor structure and construct validity of the Maslach Burnout inventory-educators survey among elementary and secondary school teachers in Hungary, *Stress and Helath* , DOI: 10.1002/smi.2737**

Szigeti, R.; Balázs, N.; Bikfalvi, R.; Juhász, Á.; Urbán, R. (2021). A tanári kiegész alakulásának vizsgálata a tanév során kiegészmegelőző csoportos foglalkozások tükrében budapesti általános iskolákban. In: Sass, Judit (szerk.) *Út a reziliens jövő felé. A Magyar Pszichológiai Társaság XXIX. Országos Tudományos Nagygyűlése: Kivonatkötet*.

**Szigeti R., Balázs N. and Urbán R. (2023) Antecedents and components of burnout among Hungarian teachers in a cross-sectional study: Development of the Burnout Antecedents and Components Questionnaire, *Acta Psychologica*, Volume 241., <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2023.104080>**

---

<sup>3</sup> A disszertációban bemutatott tanulmányok félkövérrel kerültek kiemelésre.

Szigeti R., Balázs N. and Urbán R. (2024) „Én már hamu vagyok?” Kiegészítő –  
fókuszban a tanárok helyzetével, *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 1. szám