

**A mentősök pszichológiai állapotának és kiegészi szintjének mérése az  
Országos Mentőszolgálatnál**

**Ph.D. Értekezés**

**Ivánkovits László**

Kísérletes és Klinikai Idegtudományi Program,  
Klinikai Orvostudományi Doktori Iskola,  
Orvostudományi Kar, Szegedi Tudományegyetem

**Témavezető:**

Rudisch Tibor, PhD  
Pszichiátriai Klinika, Szent-Györgyi Albert Klinikai Központ  
Szegedi Tudományegyetem

**Szeged**

**2025**

## Bevezetés

Az elmúlt évtizedekben számos tanulmány foglalkozott a kiégés szindróma természetének megértésével és vizsgálatával. A kiégés szindróma egy komplex jelenség, amely akkor jelentkezik, amikor egy személy olyan munkahelyi stresszhatásoknak van kitéve, amelyek egyszerre befolyásolják mentális, pszichológiai és szomatikus állapotát, valamint általános teljesítményét (Aronsson et al., 2017). A kiégés szindróma sajnos viszonylag magas prevalenciát ért el a modern társadalomban, és így jelentős mértékben negatív hatással van a gazdaságra és a közegészségre. Jelenleg a kiégés szindróma nem minősül betegségnek, hanem a Világ Egészségügyi Szervezet (WHO) szerint inkább foglalkozási jelenségnek, de szerepel a Betegségek Nemzetközi Osztályozásának 11.kiadásában (ICD-11). Bár szinte minden szakma eltérő mértékben érintett, általánosan elfogadott, hogy az egészségügyi dolgozók nagyobb kockázatnak vannak kitéve a kiégés szindróma kialakulását illetően (Bria et al., n.d.). Az egészségügyi dolgozók körében előforduló kiégés prevalenciáját illetően különböző tanulmányok eltérő eredményeket közöltek. Reardon és munkatársai kimutatták, hogy a mentősök 16-56%-a szenvedett kiégés szindrómában (Reardon et al., 2020). Miller munkája hasonló, 37,1%-os prevalenciát talált az Egyesült Királyságban dolgozó mentősök körében (Miller, 2021). Thyer és munkatársai megállapították, hogy az ausztrál mentősök összesen 55,9%-a mutatott súlyos kiégés tüneteket (Thyer et al., 2018). Fontos kiemelni, hogy a kiégés pontos definíciója ma is vita tárgyát képezi. A kiégés jelei három fő tünet kombinációjával írhatók le: érzelmi kimerültség (EE), csökkent vagy alacsony személyes teljesítmény (PA) és deperszonalizáció (DP). Az érzelmi kimerültség esetén az emberek érzelmileg kimerültnak, képtelennek a megbirkózásra, fáradtnak és erőtlennek érzik magukat. Az érzelmi kimerültség tünetei a fáradtság, a kimerültség és a gyengeség. A deperszonalizáció a kiégés szindróma interperszonális dimenziója, amely a munkateljesítmény vagy a munkát végzők iránti elidegenedésre és közönyre adott reakciót jelenti. Negatív attitűdökkel vagy viselkedéssel, ingerlékenységgel és a munkától vagy az ügyféltől való elfordulással jár. A negatív önértékelés miatt csökken a személyes teljesítmény, ami a termelékenység és a képességek csökkenéséhez vezet. Ezenkívül csökken a morál és a problémamegoldó képesség is. A kiégés miatt az emberek elfordulnak a munkájuktól, mivel azt stresszesnek és frusztrálónak élik meg, miközben teljesítményük is csökken. Nehézséget okoz nekik a koncentráció, és csökken a kreativitásuk szintje. Egy másik fontos szempont, hogy hogyan lehet megkülönböztetni a kiégést a depressziótól. Bár sok tünet átfedésben van a két állapot között, mint például a fáradtság, a

lehangoltság és a teljesítmény csökkenése, a legtöbb esetben a kiégés tünetei munkával kapcsolatosak, és a tünetek enyhülnek, ha a munkahelyi stressztényezők megszűnnek, míg a depresszió esetében a tünetek nem kizárólag a munkával kapcsolatosak. A kiégés azonban depresszióba is átcsaphat, és számos tünetet okozhat, például alvászavarokat, memória-, figyelem- és koncentrációs problémákat, emelkedett kortizolszintet (Bianchi et al., 2017; Khammissa et al., 2022).

## **Célkitűzések**

Az első tanulmányban a mentősök körében előforduló kiégés mértékét vizsgáltuk, és azt, hogy ez mennyiben tér el a szűrőeszközökben közzétett eredeti normálértékektől. Ezenkívül célunk volt a Magyarországon a kiégés és a pszichoszomatikus tünetek mérésére használt kérdőívek hosszának csökkentése, miközben megőriztük azok magas hatékonyságát. Feltételezésünk szerint a felmérésekben vannak olyan elemek, amelyek rövidítésre alkalmasak, így optimalizálva a kiégés mérését. A második tanulmányban a kiégéshez és a pszichoszomatikus tünetek súlyosságához hozzájáruló demográfiai és munkával kapcsolatos tényezők kölcsönhatását vizsgáltuk. Bár számos tényezőről már kimutatták, hogy külön-külön összefüggésbe hozható a tünetek súlyosságával, hipotézisünk szerint ezeknek a tényezőknek a pontos mintázata azonosítható.

## **Módszerek**

### **Résztvevők**

Mindkét tanulmányban 815 mentős vett részt az Országos Mentőszolgálatról (átlagéletkor: 40,02 év, férfi/nő arány: 87,6% / 12,4%). Az adatokat egy 2016 és 2021 között Magyarországon végzett longitudinális tanulmány utolsó szakaszában gyűjtötték. Fontos megemlíteni, hogy a kutatók nem rendelkeztek pontos ellenőrzéssel a válaszadási folyamat felett. Mindkét tanulmányban az adatsorokat online, a Google Survey segítségével, valamint papír alapon is gyűjtötték. Bár a válaszadási folyamatot nem ellenőrizték, a kérdőívek kitöltésével és beküldésével a résztvevők a Helsinkai Nyilatkozatnak megfelelően hozzájárultak a tanulmányhoz. Mindkét tanulmányt a Szegedi Tudományegyetem Regionális Orvosi és Kutatási Etikai Bizottsága hagyta

jóvá (száma: 29640). Mindkét minta 18 éves vagy annál idősebb személyekből állt, és minden résztvevő az Országos Mentőszolgálat teljes munkaidős alkalmazottja volt.

## **Kérdőívek**

A szociodemográfiai kérdések mellett mindkét tanulmányban a Burnout Measure (BM) és a Pszichoszomatikus Tünettan Skála (PSS) kérdőíveket használták. A szociodemográfiai kérdések a következő tényezőket tartalmazták: életkor, nem, legmagasabb végzettség (alapfokú, középfokú vagy felsőfokú), státusz a mentőszolgálatban, munkaviszonyban töltött évek száma, családi állapot, műszakok, mellékállások. A kiégés mértékének értékeléséhez a Burnout Measure (Malakh-Pines, 1981) mérőeszközt használtuk, amelyet eredetileg Pines és Aronson fejlesztett ki 1981-ben. A kérdőív a kiégés szindrómával kapcsolatos korábbi kutatásokban azonosított tételekre összpontosít. Minden tételt egy hétfokozatú Likert-skálán értékelték (1 = soha, 2 = egyszer vagy kétszer, 3 = ritkán, 4 = néha, 5 = gyakran, 6 = általában, 7 = mindig), az elmúlt 12 hónapban előfordult tüneteket értékelve. A válaszokat az alábbiak szerint kategorizálták: 1-2 pont között állandó eufória; 2-3 pont között nincs szükség beavatkozásra; 3-4 pont között változásra van szükség; 4 pont felett beavatkozás szükséges. A kiégés pontszámának kiszámítása után (a pozitív megfogalmazású tételek átkódolása után) az érzelmi (2., 5., 8., 12., 14., 17., 21. tétel), a mentális (3., 6., 9., 11, 15, 18, 19) és fizikai kimerültségi (1., 4., 7., 10., 13., 16., 20. tételek) arányokat a zárójelben felsorolt tételek alapján számoltuk ki. A kiégés szomatikus hátterének szintjének meghatározásához a Pszichoszomatikus Tünettan Skálájának magyarországi validált változatát használtuk. Minden tünetet 0-tól 3-ig terjedő skálán értékeltünk (0=soha, 1=ritkán, 2=alkalmanként, 3=gyakran). Az eredeti, standard mintán végzett validálás szerint a 21 pontból a nők átlagosan 6,1 pontot, a férfiak pedig 5,0 pontot értek el (Pik et al., 1997).

## **Statisztikai elemzés**

Az első tanulmányban az adatokat a Statistical Package for Social Sciences (SPSS 25.0 for Windows, IBM Corporation, USA) segítségével elemeztük, és a szignifikanciaszintet 0,05-re állítottuk be. A minta jellemzőinek meghatározásához leíró statisztikákat használtunk. Először a Shapiro-Wilk-teszt segítségével ellenőriztük az összes változó normalitását. A nem normális eloszlások miatt nem paraméteres tesztekét végeztünk. A megbízhatóságot Cronbach-alfa érték

kiszámításával határoztuk meg. A csoportok közötti összehasonlításhoz Mann-Whitney, Kruskal-Wallis és Chi-négyzet teszteket használtunk. Az elemzés során először a mentősök között betöltött szerep szerint szűrtünk, kizárva azokat a válaszadókat, akik „EGYÉB” státuszt adtak meg. Ezután megvizsgáltuk a kitöltött kérdőívek megbízhatóságát. Ebben az esetben csak akkor folytattuk az elemzést, ha a Cronbach-alfa mutatók megfelelőek voltak. Ezután kiszámítottuk a BM kiégési indexét (BI), hogy meghatározzuk a kiégés mértékét a 21 tétel összegzésével, miután átkódoltuk a pozitív megfogalmazású tételeket (Enzmann et al., 1998; Malakh-Pines, 1981). Végül a résztvevőket a kérdőívben előre meghatározott kategóriákba soroltuk (Tamás et al., 2017, 2018). Míg az eredeti eszköz négy kategóriát különböztet meg, mi csak az alacsony kockázatú (0-3 pont) és a magas kockázatú (3 pont felett) csoportokat különböztettük meg. Ezután meghatároztuk, hogy a BM és a PSS mely elemei korrelálnak legjobban a BI-vel. A módszertani megfontolás az volt, hogy megtaláljuk a legrelevánsabb és legjobban megkülönböztethető elemeket. A két kérdőív 29 elemet tartalmaz (BM: 21; PSS: 8), amelyeket Spearman-korrelációval (Howard & Forehand, 1962) korreláltunk a BI-vel. Az eredményeket Spearman-rho szerint rangsoroltuk, és a legjelentősebbnek ítélt 5-5 elemet használtuk a későbbi elemzés egyik alapjaként. A kiválasztott tételek osztályozási megbízhatóságát később bináris logisztikai regresszióval (az „enter” és a „forward conditional” módszerekkel) teszteltük a két kockázati csoport között. A legoptimálisabb modell kiválasztásakor figyelembe vettük a tételek számát és a helyes osztályozás százalékos arányát. Ennek alapján meghatároztuk a leghatékonyabb modellt, amelyet az osztályozási százalék és a tételek számának arányaként definiáltunk. Itt a legmagasabb indexű modellt választottuk ki a további elemzéshez. A kiválasztott modell elemei alapján létrehoztunk egy rövidített kiégés indexet (SBMI), és megvizsgáltuk annak korrelációját a BI-vel. Ezt követően meghatároztuk az SBMI Cronbach-alfa és érzékenységi (ROC-elemzés) mutatóit is. Ezután kétlépcsős klaszterelemzést (automatikus, BIC-modell) alkalmaztunk az SBMI által létrehozott kategóriák jellemzőinek vizsgálatára. A kategóriák küszöbértékét a Youden-index segítségével határoztuk meg, amelyet a következő képlet segítségével számítottunk ki:  $[(\text{szenzitivitás} + \text{specifitás}) - 1]$  (Habibzadeh et al., 2016). Ha a leghatékonyabb modellben nem jelennek meg pszichoszomatikus panaszok, azokat külön rövidítjük, és hozzáadjuk az elsősorban a kiégést vizsgáló tételekhez.

A második tanulmányban részleges legkisebb négyzetek (PLS) regressziót alkalmaztunk annak vizsgálatára, hogy a különböző szociodemográfiai és munkával kapcsolatos tényezők hogyan járulnak hozzá a kiégés mértékéhez (teljes kiégés pontszám, érzelmi kimerültség, fizikai

kimerültség és mentális kimerültség szempontjából, külön-külön) és a pszichoszomatikus tünetek mértékéhez a magyar mentősök körében. Ebben a keretrendszerben az eredményváltozókat egy  $n \times q$  mátrix  $Y$ , a prediktorokat pedig egy  $n \times p$  mátrix  $X$  mátrix képviseli, ahol  $n$  az alanyok száma. A PLS iteratív módon kivonja a látens változókat mind az  $X$ -ből, mind az  $Y$ -ből oly módon, hogy maximalizálja a köztük lévő kovarianciát. Ez az eljárás csökkenti a prediktor tér dimenzióját azáltal, hogy súlyozott lineáris kombinációkat alkot az  $X$  változókból, amelyek ortogonális komponenseket alkotnak, amelyek optimalizáltak az  $Y$  előrejelzésére. Formálisan a dekompozíciót a következőképpen fejezzük ki:

$$X = TP^T + E, Y = UQ^T + F,$$

ahol  $T$  ( $n \times r$ ) és  $U$  ( $n \times r$ ) a pontszám mátrixok,  $P$  ( $p \times r$ ) és  $Q$  ( $q \times r$ ) a terhelési mátrixok,  $E$  és  $F$  a maradék tagok,  $r$  pedig a látens változók száma. A módszer biztosítja, hogy a  $T$  és  $U$  pontszám mátrixok közötti kovariancia maximális legyen. A statisztikai szignifikancia értékeléséhez permutációs tesztet hajtottunk végre a dekompozíció szinguláris értékein. Konkrétan, a függő változó mátrix sorait 5000 alkalommal véletlenszerűen permutáltuk, és a szinguláris értékeket újraszámoltuk, hogy null-eloszlást generáljanak. A változók hozzájárulását a vetületben a változó fontosságát (VIP) jelző pontszámok segítségével összegeztük. Mivel a négyzetes VIP- pontszámok átlaga 1, a 1-nél nagyobb VIP-értékű változókat nagy fontosságúnak tekintettük (Abdi & Williams, 2013; Wold et al., 1993).

## Eredmények

### A minta jellemzői

A kérdőívet az előszűrés után a 815 válaszadó közül összesen  $N=727$  válaszadó töltötte ki. A mintában összesen 637 férfi és 90 nő maradt. A teljes minta átlagéletkora 40,02 év volt, a férfiaké 40,77 év, a nőké 34,69 év. A válaszadók többsége (62,17%) középiskolai végzettséggel rendelkezett. A BI mediánja 2,33 pont volt, a férfiaknál 2,33 pont, a nőknél 2,35 pont. A minta ebben a tekintetben homogén volt, a Mann-Whitney-teszt szerint nem volt szignifikáns különbség ( $Z=-1,292$ ,  $U=26255,0$ ,  $p=0,196$ ). A PSS esetében az átlagos pontszám 9,04 volt, a férfiaknál 8,88, a nőknél 1,14. Ezek a pontszámok szignifikánsan magasabbak voltak, mint az eredetileg validált teszt átlagos pontszámai. Ezenkívül a kiégés-index és a pszichoszomatikus index közötti korreláció erősnek bizonyult ( $\rho=.735$ ;  $p<.0001$ ).

## Az első tanulmány eredményei

A korrelációelemzés előtt először megvizsgáltuk a kérdőív egyes tételeinek normalitását és megbízhatóságát. A BM Cronbach-alfa értéke 0,813, a PSS Cronbach-alfa értéke pedig 0,898 volt. A tételek kivétel nélkül eltértek a normális eloszlástól. A későbbi tesztek kimutatták, hogy az alábbi öt elem korrelált a legszignifikánsabban a BI-vel: érzelmi kimerültség ( $\rho=0,833$ ,  $p<0,001$ ); „kifulladás” ( $\rho=0,831$ ,  $p<0,001$ ); kimerültség ( $\rho=0,822$ ,  $p<0,001$ ); reménytelenség ( $\rho=0,777$ ,  $p<0,001$ ); „kiégettség” ( $\rho=0,766$ ,  $p<0,001$ ). A kiválasztott öt tétel Cronbach-féle alfa-együtthatóit újra megvizsgáltuk, és 0,920-nak találtuk, ami magas megbízhatóságot jelent. A PSS tételei szintén korrelációt mutattak a BI-vel: gyengeség és fáradtság érzése ( $\rho=0,649$ ,  $p<0,001$ ); alvási problémák ( $\rho=0,595$ ,  $p<0,001$ ); stressz okozta hasmenés ( $\rho=0,490$ ,  $p<0,001$ ); szívdobogás ( $\rho=0,461$ ,  $p<0,001$ ); hátfájás ( $\rho=0,439$ ,  $p<0,001$ ). A szomatikus problémák esetében a Cronbach-féle alfa 0,748 volt, ami jó megbízhatóságot feltételez. A pszichológiai és szomatikus tételeket összevontuk, így összesen 10 tétel lett, majd a megbízhatósági mutatókat itt újra teszteltük, és az érték 0,901 lett. Bináris logisztikai regressziót alkalmaztunk a kiválasztott tételek prediktív pontosságának tesztelésére az alacsony és a magas kockázatú csoportok között. Először az öt BM elemet vizsgálták osztályozási szempontból. Az Enter módszer alkalmazásával a hatékonyság 93,8%-nak bizonyult, szignifikáns modellel ( $\chi^2$  (df 5, Ntotal: 727, alacsony kockázatú csoport: 466, magaskockázatú csoport: 216) = 708,576  $p<0,0001$ ). A forward conditional módszer alkalmazásával a hatékonyság 93,5% volt, és egy elem (a „*kiégettség érzése*”) nem volt szükséges a modellben ( $\chi^2$  (df 4, Ntotal: 727, alacsony kockázatú csoport: 465, magas kockázatú csoport: 215) = 705,173  $p<0,0001$ ). A PPS esetében az enter módszer alkalmazásával 81,6%-os pontosságot kaptunk ( $\chi^2$  (df 5, Ntotal: 727, alacsony kockázatú csoport: 436, magas kockázatú csoport: 157) = 334,401  $p<0,001$ ), valamint a forward conditional módszer esetében is ( $\chi^2$  (df 5, Ntotal: 727, alacsony kockázatú csoport: 436, magas kockázatú csoport: 157) = 334,401  $p<0,0001$ ). 10 tétel esetén az enter módszer alkalmazásával 94,5% pontosságot kaptunk ( $\chi^2$  (df 10, Ntotal: 727, alacsony kockázatú csoport: 469, magas kockázatú csoport: 218) = 731,359  $p<0,001$ ), míg a forward conditional módszerrel 93,9% ( $\chi^2$  (df 10, Ntotal: 727, alacsony kockázatú csoport: 464, magas kockázatú csoport: 219) = 726,346  $p<0,0001$ ). Ezért a négy csoportos BM modell tűnik a legjobb választásnak a megadott arány alapján. A négy elem kombinálásával egy új kiégés -index jött létre a további elemzéshez (SBMI). A négy kiválasztott elem Cronbach-alfa értéke kiváló volt (0,905) és jól korrelált a BM-mel ( $\rho=0,936$ ) és a PSS-sel ( $\rho=0,683$ ). ROC-görbét számítottunk

ki, hogy megerősítsük a szenzitivitás és a specificitás közötti kompromisszumot. Az elemzés azt is mutatja, hogy az SBMI kiváló szeparációs képességgel rendelkezik az eredeti kockázati csoportok értékelése tekintetében ( $AUC(SBMI) = .979$ ; 95% CI: 0,971 - 0,988). Azt is vizsgáltuk, hogy az SBMI képes-e megkülönböztetni a különböző kockázati csoportokat. A kétlépcsős klaszterezési módszer (BIC, automatikusan meghatározott klaszterek) alkalmazásával három jól megkülönböztethető csoportot kaptunk [Magas kockázat ( $M=21,18$ ,  $SD=2,91$ ); közepes kockázat. ( $M=13,42$ ,  $SD=2,19$ ); alacsony kockázat ( $M=5,81$ ,  $SD=1,72$ )]. Az alacsony és közepes kockázatú, valamint a közepes és magas kockázatú kategóriák esetében a legoptimálisabb küszöbértékek rendre 9,5 és 17,5 pont lennének, de a teszt eredményeit egész pontokkal számolják. Így meghatározták a két legközelebbi egész pontszám Youden-indexét (*Howard et al. (1962)*), és a jobb mutatóval rendelkező pontszámot választották küszöbértéknek ( $J(10) = 0,704$  vs  $J(9) = 0,679$ ;  $J(18) = 0,964$   $J(17) = 0,798$ ). Mivel a PSS tételei nem szerepeltek a jelenlegi modellben, a kiválasztott öt tételt használtuk a kiégés szintjének megkülönböztetésére. Ebben az esetben megvizsgáltuk a rövidített PSS-index (SPSSI) Cronbach-féle alfa-értékeit (0,748) és a BI ( $\rho = 0,744$ ) és az SBMI. ( $\rho = 0,698$ ) közötti korrelációt is. Továbbá a ROC-elemzés eredményei azt mutatják, hogy az. SPSSI jó szenzitivitással és specificitással rendelkezik ( $AUC(SPSSI) = 0,871$ ; 95% CI: 0,845 - 0,897).

## **A második tanulmány eredményei**

Az első PLS-elemzésben a függő változók a teljes kiégés pontszám, az érzelmi, mentális és fizikai kimerültség aránya voltak. Mivel a második látens változó csak a függő változó varianciájának kis részét (<5%) magyarázta, és a permutációs teszt nem szignifikáns látens változót jelezett, csak az első látens változót értékelték. A permutációs teszt kimutatta, hogy az első látens változó szignifikáns volt ( $p < 0,001$ ) és a függő változó varianciájának 34,6%-áért volt felelős. A teljes kiégés pontszámra vonatkozó X terhelések és a megfelelő VIP pontszámok azt mutatták, hogy a munkaköri leírás (VIP pontszám: 1,258), az iskolai végzettség (VIP pontszám: 1,225), a nem (VIP pontszám: 1,21) és az életkor (VIP pontszám: 1,029) voltak a jelentős hozzájárulók csökkenő sorrendben. A PLS regressziós elemzés után leíró statisztikákat számítottak ki a kiégés pontszámok minden jelentős szociodemográfiai és munkával kapcsolatos prediktorára ( $VIP > 1$ ). Ez lehetővé tette a megfigyelt hatások irányának és változékonyságának egyértelműbb értelmezését. A fiatalabb koron kívül az orvosi pozíció, az egyetemi diploma és a női nem járult

hozzá a leginkább a mentősök kiégés pontszámához. A fizikai kimerültség tekintetében a végzettség (VIP pontszám: 1,327), a nem (VIP pontszám: 1,308) és a munkaköri leírás (VIP pontszám: 1,28) voltak a legjelentősebb tényezők csökkenő sorrendben. A leíró statisztikák azt mutatták, hogy az egyetemi diploma, a női nem és az orvosi pozíció együttesen járultak hozzá leginkább a mentősök kiégési szindrómájának fizikai kimerültségi aspektusához. A mentális kimerültség szempontjából azonban az életkor (VIP pontszám: 1,37), a mellékállás (VIP pontszám: 1,261) és az iskolai végzettség (VIP pontszám: 1,246) járult hozzá leginkább a kiégés szindróma mentális kimerültségi szintjéhez, csökkenő sorrendben. A leíró statisztika azt mutatta, hogy az idősebb életkor, az alapfokú végzettség és a mellékállás együttesen járultak hozzá leginkább a mentális kimerültség szempontjából a mentősök kiégés szindrómájához. Továbbá az érzelmi kimerültséghez hozzájáruló tényezők az életkor (VIP pontszám: 1,57), a munkaköri leírás (VIP pontszám: 1,213) és a nem (VIP pontszám: 1,092) voltak, csökkenő sorrendben. A leíró statisztikák azt mutatták, hogy a fiatalabb életkor, az orvosi pozíció és a női nem együttesen járultak hozzá leginkább a mentősök körében a kiégés szindróma érzelmi kimerültség aspektusához. Végül, a második PLS-elemzésben a függő változó a pszichoszomatikus tünetek skála pontszáma volt. Az első PLS-hez hasonlóan a második látens változó csak a függő változó varianciájának kis részét (<5%) magyarázta, és a permutációs teszt nem szignifikáns látensváltozót jelezett, ezért itt is csak az első látens változót értékelték. A permutációs teszt kimutatta, hogy az első látens változó szignifikáns volt ( $p < 0,001$ ) és a függő változó varianciájának 32,41%- áért volt felelős. Az X terhelések és a pszichoszomatikus tünet skála pontszámokhoz tartozó VIP pontszámok azt mutatták, hogy csak a nem (VIP pontszám: 1,739) és az életkor (VIP pontszám: 1,562) voltak szignifikáns tényezők csökkenő sorrendben. A leíró statisztikák azt mutatták, hogy a fiatalabb életkor és a női nem együttesen járultak hozzá a legnagyobb mértékben a mentősök pszichoszomatikus tüneteinek.

## Következtetés

A disszertációban tárgyalt tanulmányaink alapján egyedülálló módon azonosítottunk több tényezőmintát, amelyek hozzájárulnak a kiégés szindrómához és a pszichoszomatikus tünetekhez az Országos Mentőszolgálatnál dolgozó mentősök körében. Első kutatásunkban egy rövid kérdőívet állítottunk össze, amelynek osztályozási hatékonysága 81,6% volt, hogy hatékonyan

elvégezhezzük a kiégés szindróma kockázati osztályozását, még a fizikai tünetek alapján is. A létrehozott kérdőívek megbízhatósági mutatói kiválóak, és magas korrelációt mutatnak az eredeti kérdőívekkel is. Ezek a tulajdonságok lehetővé teszik a mentősök számára a kényelmes, hatékony és gyors önértékelést. A második kutatásunk eredményei azt mutatták, hogy a szociodemográfiai és munkával kapcsolatos tényezők pontos mintáival képesek vagyunk azonosítani azokat a mentősöket, akiknél nagyobb a valószínűsége a súlyosabb kiégés kialakulásának.

## **A tézis főbb pontjai**

Két tanulmányunkban 727 magyarországi mentőszolgálati alanyt vontunk be, és azt kívántuk bizonyítani, hogy (i) képesek vagyunk csökkenteni a Magyarországon a kiégés és a pszichoszomatikus tünetek mérésére használt kérdőívek hosszát, miközben megőrizzük azok magas hatékonyságát (ii) a felmérésekben olyan elemek vannak, amelyek lehetővé teszik a kiégés mérésének rövidítését, optimalizálását, így (iii) a rövidített kérdőívvel képesek vagyunk a mentősöket jól meghatározott kockázati kategóriákba sorolni. Továbbá azt is meg akartuk mutatni, hogy (iv) modellnélküli megközelítéssel azonosítani tudjuk azokat a szociodemográfiai és munkával kapcsolatos tényezőket és mintázatukat, amelyek együttesen hozzájárulnak a kiégés és a pszichoszomatikus tünetek súlyosságához.

Tanulmányaink legfontosabb eredményei a következőképpen foglalhatók össze:

- (1) Az első tanulmányunkban erős összefüggést találtunk a kiégés és a pszichoszomatikus tünetek pontszámai között.
- (2) Az első tanulmányunkban sikerült lerövidítenünk az eredeti kiégést mérő kérdőívet egy új, rövidített kiégést mérő kérdőívvé, amely az eredeti kiégést mérő kérdőív 4 elemét tartalmazza.
- (3) Az első tanulmányunkban modellnélküli klaszterezési módszerrel három jól megkülönböztethető rizikócsoportot tudtunk meghatározni a kiégés kialakulásának kockázata tekintetében. A rövidített kérdőív kiváló szeparációs képességgel rendelkezett a kockázati csoportok megkülönböztetésének tekintetében.
- (4) Az első tanulmányunkban sikerült meghatározni a kiégés tekintetében a magas, közepes és alacsony kockázati csoportok közötti pontos határértékeket.

- (5) A második tanulmányunkban megállapítottuk, hogy a fiatalabb életkor, az orvosi pozíció, az egyetemi diploma és a női nem együttesen járultak a kiégés szindróma mértékéhez.
- (6) A második tanulmányunkban megállapítottuk, hogy az egyetemi diploma, a női nem és az orvosi pozíció együttesen a legjelentősebb tényezők a kiégés szindróma fizikai kimerültségi aspektusának mértékében.
- (7) A második tanulmányunkban megállapítottuk, hogy az idősebb életkor, a mellékállás és az alapfokú végzettség együttesen a legjelentősebb tényezők a kiégés szindróma mentális kimerültségi aspektusának mértékében.
- (8) A második tanulmányunkban megállapítottuk, hogy a fiatalabb életkor, az orvosi pozíció és a női nem együttesen járultak hozzá leginkább a kiégés szindróma érzelmi kimerültségének mértékéhez.

## Referenciák

- Abdi, H., & Williams, L. J. (2013). Partial least squares methods: partial least squares correlation and partial least square regression. *Methods in Molecular Biology (Clifton, N.J.)*, 930, 549–579. [https://doi.org/10.1007/978-1-62703-059-5\\_23](https://doi.org/10.1007/978-1-62703-059-5_23)
- Aronsson, G., Theorell, T., Grape, T., Hammarström, A., Hogstedt, C., Marteinsdottir, I., Skoog, I., Träskman-Bendz, L., & Hall, C. (2017). A systematic review including meta-analysis of work environment and burnout symptoms. *BMC Public Health*, 17(1), 1–13. <https://doi.org/10.1186/S12889-017-4153-7/TABLES/1>
- Bianchi, R., Schonfeld, I. S., Vandel, P., & Laurent, E. (2017). On the depressive nature of the “burnout syndrome”: A clarification. *European Psychiatry*, 41(1), 109–110. <https://doi.org/10.1016/J.EURPSY.2016.10.008>
- Bria, M., Băban, A., & Dumitrașcu, D. L. (n.d.). *SYSTEMATIC REVIEW OF BURNOUT RISK FACTORS AMONG EUROPEAN HEALTHCARE PROFESSIONALS*.
- Enzmann, D., Schaufeli, W. B., Janssen, P., & Rozeman, A. (1998). Dimensionality and validity of the Burnout Measure. *Journal Of Occupational And Organizational Psychology*, 71(4), 331–351. <https://doi.org/10.1111/J.2044-8325.1998.TB00680.X>

- Habibzadeh, F., Habibzadeh, P., & Yadollahie, M. (2016). On determining the most appropriate test cut-off value: the case of tests with continuous results. *Biochemia Medica*, 26(3), 297–307. <https://doi.org/10.11613/BM.2016.034>
- Howard, K. I., & Forehand, G. A. (1962). A Method for Correcting Item-Total Correlations for the Effect of Relevant Item Inclusion. *Educational and Psychological Measurement*, 22(4), 731–735. <https://doi.org/10.1177/001316446202200407>
- Khammissa, R. A. G., Nemutandani, S., Feller, G., Lemmer, J., & Feller, L. (2022). Burnout phenomenon: neurophysiological factors, clinical features, and aspects of management. *The Journal of International Medical Research*, 50(9). <https://doi.org/10.1177/03000605221106428>
- Malakh-Pines, A. (1981). *Burnout : from tedium to personal growth / Ayala M. Pines and Elliot Aronson with Ditsa Kafry*. [https://books.google.com/books/about/Burnout.html?hl=hu&id=9\\_NGAAAAMAAJ](https://books.google.com/books/about/Burnout.html?hl=hu&id=9_NGAAAAMAAJ)
- Miller, E. (2021). The prevalence of stress and burnout in UK emergency ambulance service workers and its impact on their mental health and well-being. *British Paramedic Journal*, 5(4), 62–63. <https://doi.org/10.29045/14784726.2021.3.5.4.62>
- Pik, B., Barabas, K., Boda, S., Wk, B., Barabas, K., & Boda, K. (1997). Frequency of common psychosomatic symptoms and its influence on self-perceived health in a Hungarian student population. *European Journal of Public Health*, 7(3), 243–247. <https://doi.org/10.1093/EURPUB/7.3.243>
- Reardon, M., Abrahams, R., Thyer, L., & Simpson, P. (2020). Review article: Prevalence of burnout in paramedics: A systematic review of prevalence studies. *Emergency Medicine Australasia : EMA*, 32(2), 182–189. <https://doi.org/10.1111/1742-6723.13478>
- Tamás, I., Anikó, N., & Kinga, L. (2017). A Pines-féle Kiégés Leltár összevetése a Maslach Burnout Inventory-val. *Nővér*.
- Tamás, I., Anikó, N., & Kinga, L. (2018). Az egészségügyi szakdolgozók kiégettségének összefüggése az egészségügyi ellátás során kialakuló agressziós cselekmények gyakoriságával és a munkahelyi konfliktussal. *Mentálhigiéné És Pszichoszomatika*, 19(3), 205–220. <https://doi.org/10.1556/0406.19.2018.012>

- Thyer, L., Simpson, P., & Nugteren, B. Van. (2018). Burnout in Australian paramedics. *Https://Doi.Org/10.12968/Ippr.2018.8.3.48*, 8(3), 48–55.  
<https://doi.org/10.12968/IPPR.2018.8.3.48>
- Wold, S., Johansson, E., & Cocchi, M. (1993). *PLS: Partial Least Squares Projections to Latent Structures*.