

A DIÁK KIÉGÉS KÉRDŐÍV SZERKEZETÉNEK VIZSGÁLATA MAGYAR MINTÁN

JAGODICS BALÁZS^{1,2*} – KÓRÓDI KITTI¹ – DR. SZABÓ ÉVA¹

¹SZTE BTK Pszichológiai Intézet, Szociál- és Fejlődépszichológiai Tanszék,
Szeged, Magyarország

²PTE BTK Pszichológia Doktori Iskola, Szociálpszichológia Doktori Program,
Pécs, Magyarország

E-mail: balazs.jagodics@gmail.com

Benyújtva: 2019. június 17. – Elfogadva: 2021. március 26.

Háttér és célkitűzések: *A felnőttek munkahelyi kiégésének vizsgálata mellett egyre nagyobb szerepet kap a problémakör iskolai vonatkozásának feltárása is. Tanulmányunk célja a Salmela-Aro és munkatársai (2008, 2009) által kidolgozott Diák Kiégés Kérdőív hazai változatának tesztelése volt.*

Módszer: *Magyar általános és középiskolás, 13–18 éves ($M = 15,3$ év; $SD = 2,01$) diákokból álló mintán ($N_{\text{általános iskola}} = 337$; $N_{\text{középiskola}} = 738$) ellenőriztük a kérdőív szerkezetét, belső konzisztenciáját, illetve a diák kiégés kapcsolatát demográfiai és pszichológiai jellegű változókkal.*

Eredmények: *A feltáró és megerősítő faktorelemzés szerint az eredetivel megegyező, háromfaktoros struktúra jellemző a kérdőívre, amelyet az érzelmi kimerülés, a cinizmus és az alkalmatlanságérzés alskálák alkotnak. A kiégés kérdőíven a nemek között nem találtunk különbséget, iskolatípus tekintetében pedig csak a cinizmus alskálán különböztek az általános és középiskolás diákok pontszámai. A tanulmányi eredmény negatív összefüggést mutatott a kiégéssel, hasonlóan az önértékeléshez, az iskolai kötődéshez és a közelítő-elsajátító célorientációhoz. Az elkerülő célorientáció gyenge pozitív együtt járást mutatott a kiégéspontszámmal. A hierarchikus regresszióelemzés szerint a Diák Kiégés Kérdőív alskálái a célorientációs kérdőív dimenzióival együtt az önértékelés varianciájának 50,3%-át képesek megmagyarázni.*

Következtetések: *Az eredmények alapján kialakított nyolctételes kérdőív alkalmasnak tűnik a diák kiégés mérésére, illetve azon belül az érzelmi kimerülés, a cinizmus és az alkalmatlanságérzés tüneteinek elkülönítésére. Ugyanakkor a Cronbach-alfa-mutatók alapján utóbbi két alskála belső megbízhatósága csak elfogadható mértékű, emiatt a kérdőívet egydimenziós skálaként ajánljuk használni. A kérdőív alkalmas lehet további feltáró kutatásokban való alkalmazásra, illetve hasznos segédeszköz lehet az iskolapszichológiai gyakorlat számára is.*

Kulcsszavak: *diák kiégés, önértékelés, célorientáció, iskolai kötődés*

* Levezető szerző

BEVEZETÉS

Az iskola nem csak a pedagógusok számára jelent munkahelyet. A diákok a statisztikák szerint átlagosan 7-8 órát töltenek az intézményekben, ráadásul nem pusztán jelen vannak, de folyamatos teljesítményhelyzeteket és stresszt élnek meg, tartós érzelmi és mentális terhelésnek vannak kitéve. Rendszeresen ellenőrzik a teljesítményüket, folyamatos társas alkalmazkodási elvárásoknak kell megfelelniük, hosszú időn keresztül kell intenzíven koncentrálniuk. Sőt, a napi oktatási teher mellett még a délutáni időszakban is folytatniuk kell a tanulást, így viszonylag kevés idejük marad regenerálódásra, pihenésre (Martonné és Kollár, 2001). Emellett az érzelmi megterhelés is jelentősnek tekinthető, főként ha figyelembe vesszük az iskolai zaklatás sokakat érintő problémáját (Várnai és mtsai, 2018). Ebben az értelemben az iskolát az ő esetükben tekinthetjük a munkahely analógiájának. Így joggal merül fel az a lehetőség, hogy a felnőttek körében azonosított munkahelyikiégés-szindróma már a diákok körében is megjelenhet. A nemzetközi szakirodalomban az ezredforduló óta jelennek meg olyan kutatási beszámolók, amelyek ezt a problémakört érintik (ld. Schaufeli, Martínez, Pinto, Salanova és Bakker, 2002). A hazai kutatások áttekintése azt mutatja, hogy a diákok kiégésének feltárása még nem került a kutatások fókuszába. Ennek részben az lehet az oka, hogy jelenleg csupán egy magyar nyelven elérhető mérőeszköz áll a szakemberek rendelkezésére (Hazag, Major és Ádám, 2010), amely elsősorban az egyetemi hallgatók körében megjelenő kiégés azonosítására alkalmas. Jelen tanulmány célja ezért kettős. Egyrészt felhívni a figyelmet arra, hogy a kiégés már a középiskolás korosztály körében is jelen lévő probléma, amelynek hazai kutatása nemcsak elméleti, de gyakorlati szempontból is időszerű és indokolt. Másrészt szeretnénk bemutatni a School Burnout Inventory (Salmela-Aro és mtsai, 2008) magyar változatának pszichometriai jellemzőit, és az adaptált kérdőívvel végzett első vizsgálatok eredményeit.

A kiégésszindróma általános jellemzése

A kiégésszindróma kutatása az egészségügyi dolgozók hosszú távú stresszre és leterheltségre adott válaszainak vizsgálatából indult ki. Elsőként Freudenberger (1974) írta le burnoutszindrómaként azt a pszichológiai állapotot, mely a munkahelyen tapasztalt stressz következtében alakul ki, és főként kimerültséggel, motivátlansággal, a negatív érzelmek túlsúlyával jellemezhető. A krónikus fáradtság és a stresszből fakadó legyengültség miatt a kiégésszindrómától szenvedők esetében gyakoribb a betegségek kialakulása is (Freudenberger, 1974). Emellett a burnoutszindrómában érintett személyek érzelmi reakciói hevesebbek, gyakrabban tapasztalnak negatív érzelmeket és haragot, türelmetlenebbek, amit környezetük főként a konfliktushelyzetekben tapasztal meg (Maslach és Goldberg, 1998), ami hosszabb távon a kapcsolatok romlásához vezethet, ami tovább növeli a munkahelyi stresszt, így erősítheti a kiégés érzését. A kiégésszindróma vizsgálata alapján három fő tünetcsoport különíthető el: a személyes teljesítmény csökkenése, az érzelmi kimerülés és a deperszonalizáció (Maslach, 1982; Maslach és Jackson, 1986).

Habár az első beszámolók elsősorban egészségügyi területen dolgozók esetében írták le a kiégésszindrómát, ma már jelentős irodalma van a burnoutszindróma vizsgálatának pedagógusok körében is, akiket szintén gyakran érintenek az említett tünetek (Caroli és Sagone, 2012; Skaalvik és Skaalvik, 2009, 2014; Szabó és Jagodics, 2016).

Kiégésszindróma az iskolában

A kiégésszindróma kutatásának áttekintéséből látható, hogy az elmúlt évtizedekben fokozatosan megváltozott a jelenség kutatásának fókusza. A kezdeti, egészségügyi szakembereket érintő problémából mára általánossá vált a burnoutszindróma széles réteget érintő munkahelyi-életvezetési nehézségként való kezelése. Talán ennek is köszönhető, hogy az Egészségügyi Világszervezet (WHO) az elmúlt időszakban hivatalosan is egészségügyi rendellenességnek minősítette (World Health Organisation, 2018). A kiégés kutatása sokáig kizárólag a probléma felnőtteket érintő vetületeire fókuszált, holott nyilvánvaló, hogy a diákokat is hasonló megterhelő életmód jellemzi, és feltehetően ők sem tudnak minden esetben hatékonyan megküzdeni a krónikus „munkahelyi” stresszel. Az elmúlt évtizedben kezdtek megjelenni olyan vizsgálatok, amelyek a burnoutszindróma elméleti kereteit kiterjesztették az oktatási intézményekben tanulóakra is. Először az egyetemi hallgatók kiégését vizsgálták (Schaufeli és mtsai, 2002), majd a jelenség előfordulását általános és középiskolás diákoknál is megfigyelték (Kiuru, Aunola, Nurmi, Leskinen és Salmela-Aro, 2008). A kiégés iskolai vonatkozásainak vizsgálatát az indokolta, hogy a diákok és egyetemi hallgatók életében hasonló funkciót lát el az intézményesített oktatás, mint a felnőttek életében a munkahely. Emiatt az iskolai környezetben a diákokat érő pszichológiai hatások is nagyrészt hasonlóak ahhoz, mint amiket a felnőttek tapasztalnak munkavégzésük közben. Az iskolásszerep is kötelezettségekkel és feladatokkal jár, amelyek hosszú távon ugyanúgy leterhelik a diákokat, mint a munkavégzés a felnőtteket (Kiuru és mtsai, 2008; Salmela-Aro, Kiuru, Pietikäinen és Jokela, 2008). Emellett számos érzelmi nehézséggel, konfliktussal is szembe kell nézniük mind a diaktársakkal, mind a pedagógusokkal való együttműködés során. Különösen veszélyeztető szituációt eredményez ebből a szempontból az iskolai zaklatás, amely az érintettek, de sok esetben a szemlélődők körében is fokozza a szorongást (Várnai és mtsai, 2018). Erre utal az is, hogy a diákok kiégésénél a felnőttekéhez hasonló tüneteket azonosítottak, azaz az iskolai túlterhelés miatt kialakuló érzelmi kimerülést, az iskolához fűződő cinikus és közönyös viszonyt, ami a deperszonalizációnak feleltethető meg, valamint a feladatokkal kapcsolatos inkompetenciaérzést (Salmela-Aro és mtsai, 2008).

Az iskoláskorú gyermekek és serdülők mentálhigiénés állapotával foglalkozó felmérések szerint gyakoriak a szorongással, illetve kimerültséggel járó tünetek ebben a korcsoportban. Az Amerikai Pszichológiai Társaság (2014) felmérése szerint az USA-ban az amerikai tinédzserek körülbelül egyharmadát érintik a kimerültséggel és leterheltséggel kapcsolatos tünetek, ezt az eredményt erősítették meg az Egészségügyi Világszervezet vonatkozó statisztikai adatai is (Inchley és mtsai, 2016). Európában kevés átfogó kutatásról tudunk, de a kifejezetten iskolai kiégésre vonatkozó felmérések szerint a finn diákok 10%-a szenved a kiégés súlyos tüneteitől (Salmela-Aro és Newman, 2005; idézi: Salmela-Aro és mtsai, 2008).

A diák kiégés mérésére épülő mérőeszközök

Az iskolai kiégés mérésére, a felnőttekéhez hasonlóan, önbevalláson alapuló skálákat használnak. Ezek közül leggyakrabban a Maslach-féle Kiégés Leltár Diák Változatával (Maslach Burnout Inventory – Student Survey; MBI-SS; Schaufeli és mtsai, 2002), valamint a Salmela-Aro és munkatársai (2008; 2009) által kidolgozott Diák Kiégés Kérdőívvel (School Burnout Inventory) dolgoznak a kutatók.

A Maslach-féle Kiégés Leltár Diák Változata egy 16 tételű mérőeszköz, amely a munkahelyi kiégés általános feltárására alkalmas MBI-GS (Maslach Burnout Inventory – General Survey; Schaufeli, Leiter, Maslach és Jackson, 1996) tanulási környezetre módosított változata. A mérőeszköz tételai három alskálát alkotnak: a kimerülés, a cinizmus és a hatékonyság területén mérik fel a kiégés tüneteit. A mérőeszköz szerkezetét és belső megbízhatóságát tekintve jó mutatókkal bír (Schaufeli, Martínez, Pinto, Salanova és Bakker, 2002).

A Salmela-Aro és munkatársai által kifejlesztett Diák Kiégés Kérdőív (School Burnout Inventory) a Bergen-féle Kiégés Kérdőív (Näätänen, Aro, Matthiesen és Salmela-Aro, 2003) származik, amely a felnőttek munkahelyi kiégésének elterjedt mérőeszköze. A kérdőív kilenc tételből álló önkitaltásos kérdőív, amely tartalmilag a faktorelemzés szerint három alskálára osztható: érzelmi kimerülés, cinizmus és alkalmatlanságérzés. Ez a felosztás megfeleltethető a munkahelyi kiégés tüneteinek meghatározásánál elterjedten használt érzelmi kimerülés, deperszonalizáció, teljesítménycsökkenés dimenzióknak (Maslach, 1982). A Diák Kiégés Kérdőívet számos kutatásban használták a faktorszerkezet és a belső megbízhatóság tesztelésével. A legtöbb esetben a faktorszerkezet jó illeszkedéséről és megfelelő reliabilitásáról számoltak be a kutatások (Fiorilli, De Stasio, Di Chiacchio, Pepe és Salmela-Aro, 2017; Hietajarvi, Salmela-Aro, Tuominen, Hakkarainen és Lonka, 2019; Räisänen, Postareff, Mattsson és Lindblom-Ylänne, 2018; Seibert, Bauer, May és Fincham, 2017; Sorkkila, Tolvanen, Aunola és Ryba, 2019; Wang, Kiuru, Degol és Salmela-Aro, 2018). Azonban bizonyos esetekben a kutatók szükségesnek látták a kérdőív szerkezetének felülvizsgálatát, például az alkalmatlanságérzés alskála kihagyását az idetartozó tételek alacsony faktortöltése miatt (Herrmann, Koeppen és Kessels, 2019). A statisztikai adatok mellett a szerzők döntését az az elméleti megállapítás is alátámasztja, hogy a kiégésszindróma magját az érzelmi kimerülés és a cinizmus alkotja (Purvanova és Muros, 2010). A Maslach Kiégés Leltár Diák Változatával (Maslach Burnout Inventory – Student Survey; MBI-SS; Schaufeli és mtsai, 2002) összevetve a Diák Kiégés Kérdőív alskálái közepes, illetve erős korrelációt mutattak egy korábbi longitudinális vizsgálat során (Seibert és mtsai, 2017).

Magyar nyelven elérhető, kifejezetten az iskolás diákok kiégésének mérésére alkalmas kérdőívről nincs tudomásunk. Hasonló megközelítést alkalmazó mérőeszköz a Maslach Kiégés-teszt Hallgatói Változata (Hazag, Major és Ádám, 2010), amely felsőoktatásban tanuló diákok esetében mutat jó megbízhatóságot az érzelmi kimerülés, a cinizmus és a személyes hatékonyság csökkenésének mérése esetében. A kérdőív azonban a tételek hallgatókra szabott megfogalmazása miatt nem alkalmas az általános és középiskolás korosztálynál való használatra.

A diák kiegész kapcsolata más változókkal

Az iskolások kiegészének összefüggéseit számos demográfiai és pszichológiai eredetű változóval vizsgálták. Nemi különbséget számos tanulmányban kimutattak, amelyek szerint a lányok alapvetően magasabb pontszámokkal jellemezhetők a kiegész kérdőíveken, mint a fiúk (Herrmann és mtsai, 2019; Kiuru és mtsai, 2008; Salmela-Aro és Tynkkynen, 2012). Ugyanakkor a kutatások arra is felhívják a figyelmet, hogy a nem és a kiegész közötti összefüggésre olyan mediáló tényezők is kifejtik hatásukat, mint az önértékelés és a tanulmányi motiváció, amelyek tekintetében a meglévő nemi különbségek magyarázatot adhatnak a kiegész esetében megmutatkozó eltérésekre is (Herrmann és mtsai, 2019). Ugyanakkor longitudinális vizsgálattal azt is kimutatták, hogy a fiúk esetében gyorsabb ütemben erősödnek meg a kiegész tünetei, mint a lányoknál (Salmela-Aro és Tynkkynen, 2012). A tanulmányi eredmény és a kiegész kapcsolatára vonatkozóan gyenge negatív együtt járásról számolnak be a kutatások, elsősorban az érzelmi kimerülés és a cinizmus dimenziók mentén (Fiorilli és mtsai, 2017; Herrmann és mtsai, 2019). A tanulmányi eredmény mellett az iskolából való hiányzás gyakorisága is kapcsolatba hozható a kiegészel, ugyanis az erősebb tünetekről beszámoló diákok esetében magasabb a hiányzások száma is (Seibert és mtsai, 2017). Utóbbi eredmény kapcsolatba hozható az érzelemszabályozási stratégiákkal is, mert a kutatások szerint az érzelmek elfojtása közvetítőként van jelen a kiegész és a hiányzási arány kapcsolatában (Seibert és mtsai, 2017). A hiányzási arány valószínűleg nem közvetlenül kapcsolódik a kiegészhez, mert a két tényező közötti összefüggést nem minden kutatás erősíti meg, egyes tanulmányok nem szignifikáns együtt járásról számolnak be a kiegészel összevetve (Fiorilli és mtsai, 2017).

A tanulmányi eredményekhez hasonlóan a diákok tanulás iránti motivációja is összefüggést mutat a kiegész tüneteinek megjelenésével. A kapcsolat iránya és erőssége azonban erősen függ a motiváció típusától. A külső, jutalmak és büntetések függvényében kialakuló motiváció gyenge pozitív kapcsolatot mutat a kiegészel, míg az intrinzik motiváció esetében negatív együtt járás figyelhető meg a két tényező között. A legerősebb pozitív kapcsolatot azonban a motivációhiány és a kiegész között találták (Chang, Lee, Byeon, Seong és Lee, 2016). Ez az eredmény hangsúlyozza a kiegész elméleti hátterének azon vetületét, amely szerint a teljesítménycsökkenés, inkompetenciaérzet és a felerősödő cinizmus fontos tünete lehet a diákok körében megjelenő burnoutszindrómának is. Ezt erősítik meg azok a kutatások is, amelyek a célorientációs elmélet (Dweck és Leggett, 1988; Elliot, McGregor és Gable, 1999) megközelítését használva hasonló összefüggéseket találtak a teljesítménycélok és a kiegész között. A kudarcok és rossz eredmények elkerülésére vonatkozó motiváció pozitív kapcsolatban áll a kiegészel, míg a készségek fejlesztésére, elsajátítására vonatkozó célok negatív összefüggésben állnak a tünetekkel (Tuominen-Soini, Salmela-Aro és Niemivirta, 2012). Hasonló eredményről számolnak be azok a sportolók körében végzett vizsgálatok is, melyek a célorientáció és a kiegész kapcsolatát vizsgálták. A kiegész pozitívan kapcsolódik az elkerülő célokhoz, míg az elsajátító motivációval fordított összefüggést mutatnak a tünetek (Isoard-Gauthier, Trouilloud, Gustafsson és Guillet-Descas, 2016).

A pszichológiai jellegű tényezők esetében sokat vizsgált terület továbbá az önértékelés és a kiegész összefüggése. A kutatások szerint a kiegész tényezői negatív kapcsolatban

állnak az önértékeléssel (Herrmann és mtsai, 2019; Luo, Wang, Zhang, Chen és Quan, 2016). Ezt az összefüggést az magyarázhatja, hogy a burnoutszindróma egyik tünete a teljesítménycsökkenés/alkalmatlanságérzés, ami az alacsonyabb tanulmányi eredmény és az átélt negatív érzések tükrében magyarázhatja a csökkent önértékelést.

Az iskolai kötődés kapcsolata a kiégéssel

A diák kiégés témakörben elengedhetetlen az iskolához való viszony vizsgálata is. Az iskolai kötődés fogalmának leírása a szakirodalomban nem egységes. A fogalom megalkotója, Hirschi (1969) szerint az iskolai kötődés két aspektusból tevődik össze: az első az intézményhez való érzelmi viszonyulás, a másik pedig a személyekhez, elsősorban a pedagógusokhoz való kötődés. Jenkins (1997) emellett a kortársakkal való kapcsolatot és az iskolai értékek iránti elkötelezettséget is beépítette modelljébe. Moody és Bearman (1998) három dimenzióban foglalja össze az iskolához való viszonyt: pozitív érzelmi viszonyulás, iskolával való azonosulás és megfelelő minőségű kortárskapcsolatok. Ideális esetben a diák azonosulni tud az intézménnyel, a rendszer részének érzi magát, és kapcsolatokat alakít ki társaival és tanáraival egyaránt. Jóllehet a definíciók más-más tényezőt emelnek ki, de közös vonásuk, hogy a kötődés legfontosabb eleme a pozitív érzelmi viszonyulás az iskola valamely vagy akár több aspektusához.

Az iskolához való kötődés mértéke több tényező együttes hatásától függ. Az iskolai kötődéssel kapcsolatos kutatások mindegyike hangsúlyozza a tanár-diák és a kortárskapcsolatok fontosságát (Osterman, 2000; Samdal, Nutbeam, Wold és Kannas, 1998). Ezen túl az iskola nagysága is hatással van a kötődésre, hiszen egy kisebb létszámú iskolában lehetőség van a közvetlenebb tanár-diák kapcsolat kiépítésére (Blum, McNeely és Rinehart, 2002). Az iskolához való kötődést növeli továbbá a szakkörökön, tanterven kívüli órákon való részvétel és az iskolai barátok száma (Blum és mtsai, 2002).

A diák az iskolában számos társadalmi és szociális tapasztalatot szerez, ezért az iskolához való viszonyulás minőségének hatása megjelenik a viselkedésben és a személyiségben is (Mészáros, 2004). Pozitív együtt járást mutattak ki az iskolához való kötődés és a tanulmányi teljesítmény között (Bond és mtsai, 2007; Szabó és Virányi, 2011). Az iskolához kötődő diákok magasabb önértékelésről és pozitívabb énképről számoltak be (Millings, Buck, Montgomery, Spears és Stallard, 2012; Szabó és Virányi, 2011). Kevésbé fegyelmezetlenek, tisztelik tanáraikat és társaikat; normakövetők, a szabályokat betartják (Simons-Morton és mtsai, 1999). Nem jellemző rájuk az iskolakerülés és a szerhasználat, csökken a tinédzserkori terhesség kockázata is (Blum és mtsai, 2002). Azonban az iskolában átélt negatív élmények, a magas szintű iskolai stressz felelős lehet a gyenge mértékű kötődésért (Katona és Szitó, 2000; Samdal és mtsai, 1998). Ezek alapján feltételezhető, hogy az iskolai kötődés és a diák kiégés között fordított irányú kapcsolat van.

A vizsgálat célja és hipotézisei

Kutatásunk fő célja az, hogy reflektáljon a diák kiégés jelenségének vizsgálatára középiskolai környezetben. A hazai szakirodalom áttekintése alapján úgy tűnik, hogy

a burnoutszindróma iskolások körében végzett feltárása még hiányzik, ami kiemeli annak szükségességét, hogy rendelkezünk magyar nyelven elérhető és jól használható kérdőívvel a probléma megközelítése érdekében. Ezért kutatásunk elsődleges célja a Diák Kiegészítő Kérdőív (Salmela-Aro és mtsai, 2009, 2008) magyar nyelvű változatának tesztelése hazai mintán, ellenőrizve a kérdőív strukturális felépítését és megbízhatóságát. Emellett célunk megvizsgálni a kiegészítő kérdőívben elért pontszámok kapcsolatát más demográfiai és pszichológiai változókkal, amelyek a korábbi kutatások alapján releváns tényezőkként tűnnek a burnoutszindrómával kapcsolatban. Elsőként megvizsgáljuk, hogy a Diák Kiegészítő Kérdőív (Hietajärvi és mtsai, 2019; Luo és mtsai, 2016; Salmela-Aro és mtsai, 2009) általunk kialakított magyar adaptációja megfelelő pszichometriai tulajdonságokkal bír-e a skála szerkezetét és belső megbízhatóságát tekintve. Amennyiben sikerül igazolni a kérdőív megbízhatóságát, úgy az alábbi hipotézisek vizsgálatát végezzük el, részben a kérdőív konvergencia és divergencia validitásának ellenőrzése, részben a kiegészítő jelenségének jobb megértése érdekében:

H1: A kiegészítő pontszám tekintetében a lányokra magasabb pontszám jellemző, mint a fiúkra (Herrmann és mtsai, 2019; Salmela-Aro és Tynkkynen, 2012).

H2: A kiegészítő pontszám negatív kapcsolatban áll a tanulmányi eredménnyel (Herrmann és mtsai, 2019).

H3: A kiegészítő pontszám negatív együtt járást mutat az önértékeléssel (Herrmann és mtsai, 2019; Luo és mtsai, 2016).

H4: A kiegészítő pontszám negatív együtt járást mutat a közelítő célorientációval, míg pozitív kapcsolatban áll az elkerülő célokkal (Isoard-Gauthier és mtsai, 2016). A kiégésszindrómával való összevetéshez amiatt választottuk a célorientációs elméletet, mert a viszonyító motiváció társas jellege miatt illeszkedik a kiegészítő tüneteinek interperszonális jellegéhez, például a cinizmushoz és elidegenedéshez.

H5: A kiegészítő pontszám és az iskolai kötődés negatív kapcsolatban áll egymással (Katona és Szitó, 2000; Samdal és mtsai, 1998).

MÓDSZEREK

Minta és eljárás

Az adatfelvétel során hozzáférési alapú mintavételt alkalmaztunk. A jelen elemzésbe bevont minta több, egymástól független adatfelvételtől jött létre. Ez azt jelenti, hogy nem egy, hanem több intézményben zajlott az adatfelvétel. A kutatásban összesen két általános iskola és öt középiskola (mindegyik szakgimnázium) vett részt. Az iskolák a dél-alföldi régióban elhelyezkedő városi, állami fenntartású intézmények voltak. Az adatfelvételek 2018. október–december időszakban zajlottak. A felkért iskolák közül egy sem utasította vissza a megkeresést. A teljes mintába összesen 1075 diák tartozott (657 lány és 379 fiú, 39 válasz nélkül), akiknek átlagéletkora 15,3 év volt (szórás = 2,01 év). A minta 31,3%-át általános iskola hetedik és nyolcadik osztályba járó diákok alkották (337 fő), míg a fennmaradó 68,7% középiskolában tanult (738 fő). A diákok minden esetben iskolai környezetben, osztályfőnöki órán, papíralapon töltötték ki a kérdőíveket. Az adatfelvételt megelőzően először a részt vevő oktatási intézmények vezetői engedélyezték a vizsgálatot. Ezt követően a szülőknek tájékoztatást küldtünk

az adatfelvételtől, és beleegyezésüket kértük gyermekük részvételéhez. A 14 évnél fiatalabb diákok esetében aktív, a 15–18 éves diákok esetében passzív beleegyező nyilatkozatot használtunk. Szülői beleegyezés nélkül a diákok nem vehettek volna részt az adatfelvételen, de ilyen eset nem történt a vizsgálatban. Ezt követően a kitöltésben részt vevő diákok tájékoztatást kaptak a felvétel céljáról, majd szabadon dönthettek a kérdőív kitöltéséről. A résztvevők a kérdőív kitöltéséért semmiféle jutalmazásban nem részesültek. Az adatfelvételt az intézményekben dolgozó iskolapszichológusok koordinálták. A kérdőívek kitöltése osztályfőnöki óra keretei között történt, és maximum 25 percig tartott egy-egy osztályban. A kutatásban alkalmazott adatfelvételi módszert a Pszichológiai Kutatások Egyesült Etikai Bíráló Bizottsága előzetesen jóváhagyta (referenciaszám: 2017/122).

Mérőeszközök

Demográfiai adatok

A kérdőívben a következő demográfiai adatok szerepeltek: nem, életkor, tanulmányi átlag. Utóbbi esetében a diákok önbevallással nyilatkoztak arról, hogy főként milyen érdemjegyeket kaptak a legutóbbi félévi bizonyítványukban.

Diák Kiegés Kérdőív

Az eredeti Diák Kiegés Kérdőív (School Burnout Inventory; SBI;) Salmela-Aro és munkatársai (2009, 2008) nevéhez fűződik. A kérdőív kilenc tételből álló, önkitöltéses mérőeszköz. A kitöltők hatfokozatú Likert-skálán jelölhetik válaszaikat (1 = „Egyáltalán nem jellemző rám”; 6 = „Teljesen jellemző rám”). A kérdőív három alskálán különíti el a kiegés tüneteit: kimerülés, cinizmus és alkalmatlanságérzés.

A fordítás (Beaton, Bombardier, Guillemin és Ferraz, 2000) a kérdőív adaptációs leírása alapján készült, amely szerint az itemeket három személy fordította angolról magyarra, majd ezeket két szakértő (kétnyelvű személy) egységesítette. Ezen változatot két személy angolra fordította vissza az angol és magyar változat közötti eltérések kizárása érdekében. Ezeket a verziókat egy kétnyelvű szakember vetette össze. A végső kérdőívbe az eredeti jelentéshez leginkább közel álló változat került bele.

Rosenberg-féle Önértékelés Kérdőív

Az önértékelés viszonylag stabil pszichológiai jellemző, amely szorosan összefonódik az egyén pszichés jóllétével, ezért gyakran áll a kutatások fókuszában (Sallay, Martos, Földvári, Szabó és Ittész, 2014). Az eredetileg Rosenberg (1965) által létrehozott RSES-H skála az önértékelés konstruktumának megbízható mérőeszköze. A kérdőívnek több magyar változata is készült, ezek közül a Sallay és munkatársai (2014) által létrehozott 10 teteles verziót alkalmaztuk kutatásunkban. A mérőeszköz kiváló belső megbízhatósággal és pszichometriai jellemzőkkel bír, melyeket a jelenlegi adatokon is ellenőriztünk (Cronbach- α = 0,845). A kitöltők négyfokozatú Likert-skálán jelölhették válaszaikat (1 = „Egyáltalán nem értek egyet”; 4 = „Teljes mértékben egyetértek”).

Célorientációs Kérdőív

A diákok teljesítménymotivációját a célorientációs elmélet (Dweck és Leggett, 1988; Elliot és Mtsai, 1999) keretében vizsgáltuk. Az eredeti elmélet két dimenzió mentén különíti el a teljesítményhelyzetekben megjelenő motivációkat: elsajátítási célokat tűznek ki maguk elé azok, akiket készségeik fejlesztése motivál, azonban viszonyító célokkal rendelkeznek azok, akik a társas környezethez képest ítélik meg teljesítményüket. A másik dimenziót a közelítő és az elkerülő viselkedés jellemzi: a közelítő célok a jobb eredmények elérésére vonatkoznak, míg az elkerülő célok a kudarcok és sikertelenségek távolításához kapcsolódnak.

A kutatáshoz a Célorientációs Kérdőív magyar adaptációját (Pajor, 2013) használtuk. Az önkítöltéses kérdőív összesen 20 tételből áll, amelyek az eredeti négy helyett a magyar adaptációban összesen három alskálát alkotnak: viszonyító (Cronbach- α = 0,875), közelítő-elsajátító (Cronbach- α = 0,797) és elkerülő-elsajátító (Cronbach- α = 0,838) célorientációkat különböztet meg a mérőeszköz. A kérdőíven ötfokozatú Likert-skálán adnak választ a kitöltők (1 = „Egyáltalán nem jellemző rám”; 5 = „Teljes mértékben jellemző”), az alskálák jó belső megbízhatósággal rendelkeznek.

Iskolai Kötődés Kérdőív

Az iskolai kötődés vizsgálatára a Szabó és Virányi (2011) által kidolgozott, 20 tételből álló mérőeszközt alkalmaztuk. A mérőeszköz öt faktoron különíti el a kötődés egyes aspektusait: az iskolához való általános viszonyulás, a társakhoz való viszony, a tanárokhoz való viszony, a tantárgyak iránti érdeklődés és az iskolai környezethez való viszony. A kérdőíven a résztvevők négyfokú Likert-skálán fejezhetik ki, hogy az adott állítás mennyire jellemző rájuk (1 = „Egyáltalán nem jellemző”; 4 = „Teljes mértékben jellemző”); a magasabb pontértékek erősebb kötődést jelentenek. Az elemzésben a teljes skála átlagpontszámával dolgoztunk (Cronbach- α = 0,877).

Az adatokat SPSS for Windows 24.0 és Jamovi 0.6.9.6 (The Jamovi Project, 2019) statisztikai programcsomagokkal elemeztük.

EREDMÉNYEK

A Diák Kiegészítő Kérdőív magyar változatának strukturális elemzése

Elsőként a Diák Kiegészítő Kérdőív faktorszerkezetét vizsgáltuk meg feltáró és megerősítő faktorelemzés segítségével. Az elemzésekhez Fabrigar és munkatársai (1999) keresztvalidálásra vonatkozó eljárásának megfelelően véletlenszerű besorolás alapján kettéválasztottuk a mintát, és a feltáró és megerősítő faktorelemzést két külön almintán végeztük el. A módszer szerint az előbbi elemzéssel kapott struktúra érvényessége megbízhatóbban értékelhető, ha egy másik, független mintán történik a struktúra megerősítése, mert ezzel kiszűrhetők azok az esetek, amikor a minta sajátosságai torzítják a faktorstruktúra illeszkedési mutatóit. A minták jellemzőit az 1. táblázatban foglaltuk össze.

1. táblázat. A feltáró és megerősítő faktorelemzésekhez véletlenszerű besorolás alapján létrehozott alminták fő jellemzői

| | | Minta 1 | Minta 2 |
|---------------|------------------|---------|---------|
| Elemszám | | 538 | 537 |
| Nemek | Lány | 335 | 322 |
| | Fiú | 183 | 196 |
| Iskola típusa | Általános iskola | 156 | 181 |
| | Középiskola | 382 | 356 |
| Átlagéletkor | | 15,4 év | 15,4 év |

Az előzetes elemzések alapján az 1. almintáknak bizonyult a feltáró faktorelemzésre. A Kaiser–Meyer–Olkin-mutató mind a kilenc tétel esetében megfelelő értéket mutatott ($KMO = 0,876$), hasonlóan a Bartlett-féle teszthez ($p < 0,001$). A feltáró faktorelemzés során párhuzamos elemzéssel (Horn, 1965) határoztuk meg a vizsgált faktorok számát, mert ez a módszer lehetővé teszi az egynél kisebb sajátértékű faktorok kiválasztását is (Hayton, Allen & Scarpello, 2004). Az elemzéshez maximum likelihood módszert használtunk Oblimin-rotációval, ami alapján a tételek két faktorba rendeződtek (2. táblázat). Samuels (2016) irányelveinek megfelelően egy tétel minimumtöltésének meg kellett haladnia a 0,3-es értéket ahhoz, hogy figyelembe vegyünk, a faktorstruktúra kialakításához keresztöltése pedig nem lehetett ennél magasabb egyszerre két faktoron. Az 1-es tétel az alacsony töltése miatt egyik faktorhoz sem sorolható. Ennek egyik lehetséges oka az lehet, hogy a tétel megítélésénél túlsúlyban vannak a szélsőségesen pozitív válaszok, tehát ez az item nem differenciál megfelelően.

Mivel az elemzés alapján kapott szerkezet eltért az eredeti háromfaktoros modelltől, megismételtük az elemzést a faktorok számának előzetes meghatározásával is (2. táblázat). Az egyes tétel ebben az esetben sem kapcsolódik jelentős mértékben a faktorok egyikéhez sem, így a további elemzésekből kihagytuk.

A megmaradt 8 tételre megerősítő faktorelemzést végeztünk a 2. almintán, összehasonlítva a két- és a háromfaktoros szerkezetet. A modell illeszkedésmutatóinak értékeléséhez Hu és Bentler (1999) irányelveként meghatározott határértékeit használtuk (3. táblázat). Habár mindkét modell esetében szignifikáns különbség mutatkozott az elméleti modellhez képest ($p < 0,001$), ez a próba érzékeny az elemszámra, így a többi mutató alapján értékeltük a struktúrák illeszkedését. A kétfaktoros modell elfogadható, míg a háromfaktoros szerkezet jó illeszkedésmutatókkal rendelkezik. A háromfaktoros modellben a tételek az eredeti kérdőív szerkezetének megfelelően rendeződtek faktorokba: az első faktor a cinizmus alskálának, a második faktor az alkalmatlanság-érzésnek, a harmadik pedig az érzelmi kimerülésnek felel meg.

A létrejövő faktorok belső megbízhatóságát a teljes mintán ellenőriztük. A cinizmus esetében jó (Cronbach- $\alpha = 0,864$), míg az alkalmatlanságérzés ($\alpha = 0,608$) és az érzelmi kimerülés faktor esetében ($\alpha = 0,618$) a skálákhoz tartozó itemek alacsony, de az itemek száma miatt elfogadható értékeket kaptunk (Hinton, Brownlow, McMurray és Cozens, 2004). A teljes, nyolc tételből álló skála megbízhatósága szintén jónak bizonyult (Cronbach- $\alpha = 0,827$).

2. táblázat. A Diák Kiégés Kérdőív feltáró faktorelemzésének eredménye az egyes itemek faktortöltésével

| Tételek | Párhuzamos elemzés | | Háromfaktoros modell | | |
|---|--------------------|-------|----------------------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 1 | 2 | 3 |
| 2. Az iskolában nem ösztönöz semmi, és gyakran úgy érzem, legszívesebben abbahagynám. | 0,905 | | 0,819 | | |
| 5. Úgy érzem, hogy kezdem elveszíteni az érdeklődésem az iskola iránt. | 0,806 | | 0,852 | | |
| 6. Gyakran gondolkodom arra, hogy az iskolai munkának van-e egyáltalán értelme. | 0,759 | | 0,772 | | |
| 3. Gyakran sikertelennek érzem magam az iskolai munkában. | 0,484 | 0,344 | | 0,988 | |
| 8. Régebben úgy gondoltam, jobban fogok teljesíteni az iskolában, mint ahogy most. | | 0,361 | | 0,312 | |
| 4. Sokszor rosszul alszom az iskolai dolgok miatt. | | 0,673 | | | 0,672 |
| 7. Szabadidőmben is sokat gondolkodom az iskolai dolgokon. | | 0,548 | | | 0,514 |
| 9. Az iskolai túlterheltség miatt vannak problémáim a baráti, családi kapcsolataimban is. | | 0,607 | | | 0,543 |
| 1. Úgy érzem, az iskola túlterhel. | | | | | |
| Megmagyarázott variancia: | 29,1% | 17,5% | 25,0% | 13,8% | 13,6% |

3. táblázat. A megerősítő faktorelemzés illeszkedésmutatói a két-, illetve háromfaktoros szerkezet esetében

| | Kétfaktoros modell | Háromfaktoros modell | Illeszkedésmutató határértéke (Hu és Bentler, 1999) |
|--------------|---------------------|----------------------|---|
| χ^2 | 85 | 60,3 | – |
| p | <0,001 | <0,001 | >0,05 |
| χ^2/df | 5,0 | 3,54 | <3 jó <5 elfogadható |
| RMSEA | 0,0865 | 0,069 | <0,05 |
| RMSEA 90% CI | 0,0687 < CI < 0,105 | 0,057 < CI < 0,0883 | |
| CFI | 0,958 | 0,973 | >0,95 |
| TLI | 0,930 | 0,956 | >0,95 |
| SRMR | 0,0457 | 0,0373 | <0,09 |

Habár a feltáró faktorelemzés kétfaktoros struktúrárt tárt fel, a megerősítő faktor-elemzés eredményei miatt az eredetivel megfelelő háromfaktoros szerkezet használata is elfogadhatónak tűnik. Mivel utóbbi illeszkedik a kiegészítés tüneteinek elméleti háttér alapján feltételezhető struktúrájához, illetve a kérdőív eredeti szerkezetéhez, ezért a továbbiakban ennek a használata mellett döntöttünk, és a három alskála használatával végeztük az elemzéseket.

Ismételt mérések varianciaanalízissel összehasonlítottuk az egyes alskálák átlagpontszámait. Az eredmények szerint statisztikailag szignifikáns eltérés található az alskálák között [$F(2;2116) = 93,5$, $p < 0,001$]. A Tukey-féle post-hoc teszt szerint az alskálák közötti összehasonlítás is statisztikailag jelentős eltéréseket mutat ($p < 0,001$), eszerint a diákok az alkalmatlanságérzés esetében érték el a legmagasabb átlagpontszámot ($M = 3,47$ pont), amelyet a cinizmus ($M = 3,23$ pont) és az érzelmi kimerülés ($M = 2,87$ pont) követ (4. táblázat).

A diák kiegészítés kapcsolata a demográfiai változókkal

A különböző demográfiai mutatók mentén megvizsgáltuk az összefüggéseket a Diák Kiegészítés Kérdőív alskálái esetében. Elsőként független mintás t-próbával hasonlítottuk össze az általános és középiskolás diákok pontszámait. A csoportok között a kiegészítés-átlagpontszám ($p = 0,644$), illetve az érzelmi kimerülés ($p = 0,290$) és az alkalmatlanságérzés ($p = 0,170$) dimenziókban nem volt statisztikailag szignifikáns különbség. A cinizmus alskála esetében azonban az általános iskolás diákok szignifikánsan magasabb ($M = 3,42$ pont) átlagértéket értek el, mint a középiskolás tanulók [$M = 3,14$ pont; $t(1060) = 2,794$; $p = 0,005$].

Első hipotézisünkben feltételeztük, hogy a lányok esetében magasabb pontszámok jellemzőek, mint a fiúknál. A független mintás t-próbával végzett nemek közötti összehasonlítás azonban sem a teljes skála, sem pedig az alskálák esetében nem mutatott ki statisztikailag szignifikáns különbséget ($p > 0,05$; lásd 4. táblázat). Az első hipotézisünkben feltételezett nemi különbségeket tehát nem igazolták az elemzések.

Második hipotézisünkben feltételeztük, hogy fordított irányú együtt járás található a kiegészítéspontszám és a tanulmányi eredmény között. A hipotézist Spearman-féle

4. táblázat. A Diák Kiegészítés Kérdőív alskáláinak leíró statisztikai mutatói, illetve a nemek közötti különbséget feltáró független mintás t-próba eredménye

| | N | Cronbach- α | Átlag | Szórás | Csoport | N | Átlag | Szórás | T-próba |
|------------------------------------|------|--------------------|-------|--------|---------|-----|-------|--------|-------------|
| Diák kiegészítés (teljes skála) | 1059 | 0,827 | 3,16 | 1,15 | Fiú | 375 | 3,12 | 1,11 | $p = 0,345$ |
| | | | | | Lány | 646 | 3,19 | 1,19 | |
| Érzelmi kimerülés | 1064 | 0,618 | 2,87 | 1,3 | Fiú | 377 | 2,85 | 1,26 | $p = 0,593$ |
| | | | | | Lány | 649 | 2,90 | 1,32 | |
| Cinizmus | 1062 | 0,864 | 3,23 | 1,55 | Fiú | 375 | 3,15 | 1,44 | $p = 0,263$ |
| | | | | | Lány | 649 | 3,26 | 1,61 | |
| Alkalmatlanságérzés | 1064 | 0,608 | 3,47 | 1,4 | Fiú | 377 | 3,45 | 1,39 | $p = 0,704$ |
| | | | | | Lány | 649 | 3,49 | 1,42 | |

rangkorrelációval ellenőriztük. Az eredmények szerint a Diák Kiegész Kérdőív átlagpontszáma statisztikailag jelentős, gyenge negatív együtt járást mutat a tanulmányi eredménnyel [$r(1062) = -0,240$; $p < 0,001$]. Az alskálák közül az érzelmi kimerülés esetében nem található statisztikailag jelentős összefüggés a tanulmányi eredménnyel ($p > 0,05$), míg a cinizmus [$r(1062) = -0,215$; $p < 0,05$] és az alkalmatlanságérzés [$r(1062) = -0,322$; $p < 0,001$] esetén a várt irányú szignifikáns, de viszonylag gyenge együtt járást találtuk.

Konvergens és divergens validitás

A konvergens és a divergens validitás tesztelése érdekében megvizsgáltuk a Diák Kiegész Kérdőív pontszámainak összefüggéseit a korábban bemutatott kérdőíveken kapott értékekkel.

Harmadik hipotézisünkben feltételeztük, hogy a kiegész negatív együtt járást mutat az önértékeléssel. A változók közötti összefüggéseket Pearson-féle korrelációelemzéssel tártuk fel. Az eredmények alapján statisztikailag szignifikáns, gyenge negatív korreláció van a diák kiegész átlagpontszáma és az önértékelés között [$r(140) = -0,290$; $p < 0,05$]. Az eredmények hasonlóak mindhárom alskála esetében: az érzelmi kimerülés [$r(140) = -0,198$; $p < 0,05$], a cinizmus [$r(140) = -0,244$; $p < 0,05$] és az alkalmatlanságérzés [$r(140) = -0,273$; $p < 0,05$] is negatív összefüggést mutat az önértékeléssel, habár az együtt járás csak gyenge mértékű.

Negyedik hipotézisünkben negatív együtt járást feltételeztünk a célorientáció dimenziói és a kiegész kérdőív átlagpontszáma között. A közelítő célorientáció esetében gyenge negatív együtt járást találtunk a kiegész-átlagpontszámmal [$r(721) = -0,151$; $p < 0,05$], hasonlóan az alkalmatlanságérzés [$r(721) = -0,137$; $p > 0,05$] és a cinizmus [$r(721) = -0,314$; $p < 0,05$] alskálák esetében. Az érzelmi kimerülés alskála azonban a hipotézisünkkel ellentétben nagyon gyenge, de szignifikáns pozitív együtt járást [$r(721) = 0,123$; $p < 0,05$] mutatott a közelítő-elsajátító célorientációval. Az elkerülő-elsajátító célorientáció esetében az előfeltevésnek megfelelően pozitív összefüggést találtunk a diákkiegész-pontszámmal [$r(646) = 0,207$; $p < 0,05$]. Az alskálák közül a cinizmus nem

5. táblázat. A diákkiegész-átlagpontszám és alskáláinak korrelációs együtthatói más változókkal

| | Diák kiegész | Érzelmi kimerülés | Cinizmus | Alkalmatlanság-érzés |
|-----------------------------------|--------------|-------------------|----------|----------------------|
| Tanulmányi eredmény | -0,240** | n. sz. | -0,215** | -0,322** |
| Életkor | 0,109** | 0,089* | 0,1 | n. sz. |
| Önértékelés | -0,290** | -0,198** | -0,244** | -0,273** |
| Elkerülő célorientáció | 0,207** | 0,342** | n. sz. | 0,186** |
| Közelítő-elsajátító célorientáció | -0,151** | 0,123** | -0,314** | -0,137** |
| Viszonyító célorientáció | n. sz. | 0,226** | -0,105* | n. sz. |
| Iskolai kötődés | -0,574** | -0,205** | -0,400** | -0,698** |

Megjegyzés: * $p < 0,05$, ** $p < 0,001$

mutatott statisztikailag jelentős együtt járást az elkerülő célokkal ($p > 0,05$), míg az érzelmi kimerülés [$r(646) = 0,342$; $p < 0,05$] és az alkalmatlanságérzés [$r(646) = 0,186$; $p < 0,05$] esetében gyenge, de a hipotézisnek megfelelő irányú kapcsolatot tártak fel az elemzések.

Ötödik hipotézisünkben az iskolai kötődés és a diákkiegészés-átlagpontszám negatív együtt járását feltételeztük. A Pearson-féle korrelációelemzés alapján a kiegészésszám és a kötődés között szignifikáns negatív összefüggést találtunk [$r(360) = -0,574$; $p < 0,05$]. Az alskálák közül az érzelmi kimerülés áll a leggyengébb kapcsolatban az iskolai kötődéssel [$r(360) = -0,205$; $p < 0,05$], míg az alkalmatlanságérzés [$r(360) = -0,400$; $p < 0,05$] és a cinizmus [$r(360) = -0,698$; $p < 0,05$] erősebb összefüggést mutat.

Inkrementális validitás: regresszióelemzés

Hierarchikus regresszióelemzéssel vizsgáltuk meg, hogy a kiegészés kérdőív más prediktorokkal együtt vizsgálva képes-e megmagyarázni valamely más pszichológiai változó varianciájának egy részét. Független változóként az iskolai kötődést választottuk, majd első lépésként a célorientáció három típusát, második lépésként pedig a diák kiegészés átlagpontszámát vettük be a modellbe. A teljes modell esetében a magyarázott variancia 50,3%. Az eredmények szerint a kiegészés, a többi jellemzőtől függetlenül és azok beszámítása mellett is szignifikáns magyarázó erővel bír az iskolai kötődésre nézve [$F(4;355) = 90$, $p < 0,001$]. A modell részletei a 6. táblázatban vannak feltüntetve.

DISZKUZZSIÓ

Kutatásunk célja a Diák Kiegészés Kérdőív (Salmela-Aro és mtsai, 2009, 2008) magyar nyelvű változatának strukturális feltárása, megbízhatóságának vizsgálata volt hazai mintán. Emellett a diák kiegészéssel kapcsolatban kapott eredményeket összevetettük az önértékeléssel, a célorientációs típusokkal és az iskolai kötődéssel, hogy ellenőrizzük a skála külső validitását.

A kérdőív hazai adaptációjának factorszerkezete a feltáró faktorelemzés alapján nem tükrözte a korábbi háromfaktoros struktúrát. Az eredmények szerint két fő fak-

6. táblázat. A hierarchikus regresszióelemzés eredménye. A modell függő változója az iskolai kötődés volt.

| | β | ΔR^2 | F |
|-----------------------------------|---------|--------------|--------|
| <i>1. lépés</i> | | | |
| Közelítő-elsajátító célorientáció | 0,594** | 0,273 | 44,5** |
| Viszonyító célorientáció | -0,047 | | |
| Elkerülő célorientáció | -0,109 | | |
| <i>2. lépés</i> | | | |
| Diák kiegészés | -0,53** | 0,231 | 90** |

Megjegyzés: ** $p < 0,001$

torba rendeződnek a tételek, egy item kiesésével. Ebben a struktúrában az eredetileg az érzelmi kimerülés- és az alkalmatlanságérzés faktorokhoz tartozó tételek mutattak átfedést. A feltáró elemzést megismételtük három faktor előzetes beállításával. Ennek eredményeként az eljárás során az eredetivel teljesen megegyező struktúrát mutattak a tételek, egy item kiesésével. A megerősítő faktorelemzéssel összehasonlítva a két- és a háromfaktoros struktúra illeszkedésmutatóit, arra jutottunk, hogy az eredetivel megegyező felépítésű, háromfaktoros struktúra minden mutató esetében jobb illeszkedést mutat, mint a kétfaktoros elrendezésnél, emiatt ennek az alkalmazása mellett döntöttünk. A további elemzések rámutattak, hogy az alsókálák eredményei között szignifikáns különbségek vannak, ami megerősíti, hogy az általunk kialakított mérőeszköz képes differenciálni a kiegészítő egyes tünetei között, így segítheti a problémás területek azonosítását. Emellett az eredmények alapján feltételezhető, hogy az alkalmatlanságérzés lehet a leggyakoribb kiegészítővel kapcsolatos tünet, amely összefügghet az önértékelési problémák és szorongásos zavarok kialakulásával. Ezek a tünetek ugyanis magas prevalenciát mutatnak elsősorban serdülőkorban (Connolly, Suarez és Sylvester, 2011).

A kedvező szerkezeti mutatók ellenére azonban a kérdőív alsókálái nem tekinthetők teljesen megbízhatónak. A teljes skála, illetve a cinizmus alsókála belső reliabilitása jónak mutatkozott, ugyanakkor a kérdőívvel kapcsolatos limitációk közé tartoznak az alkalmatlanságérzés és az érzelmi kimerülés alsókálák alacsony, de még elfogadható Cronbach-alfa-mutatói. Az alkalmatlanságérzés alsókála esetében már az eredeti vizsgálat (Salmela-Aro és mtsai, 2008) is alacsony belső megbízhatóságot tárt fel, és erre az eredményre jutott a kérdőív német változatát elemző kutatás is (Herrmann és mtsai, 2019). A kérdőívvel kapcsolatos korábbi tapasztalatok megerősítik a saját adataink által is feltárt bizonytalanságot az alsókálák megfelelő működésével kapcsolatban. Ezért a kérdőív egydimenziós mérőeszközként való használatát javasoljuk, az egyes alsókálák megkülönböztetése nélkül, elkerülve a bizonytalanságokból fakadó mérési hibákat. Egydimenziós mérőeszközként azonban a feltáró faktorelemzés eredményei alapján kihagyott tétel törlésére sincs feltétlenül szükség. Eredményeink megerősítik, hogy az eredeti, kilenc-tételes kérdőív egyetlen skálaként alkalmazva némileg jobb belső megbízhatósággal jellemezhető (Cronbach-alfa = 0,831), mint a nyolctételes változat (Cronbach-alfa = 0,827).

Az általunk vizsgált mintát a közepesenél kissé erősebb összesített kiegészítőpontszám jellemzi. A korábbi kutatási eredményekkel ellentétben nem találtunk jelentős különbséget a fiúk és a lányok átlagpontszámok között (Herrmann és mtsai, 2019; Salmela-Aro és Tynkynen, 2012). Az általános és középiskolás diákok eredményeinek összehasonlítása esetén csak a cinizmus alsókála esetében találtunk jelentős különbséget az átlagpontszámok között. Mindezt indokolhatja, hogy a középiskolás diákok – elsősorban a végzéshez közelebb álló tanulók – a szakmai vizsgák és az érettségi közeledtével jobban érzékelik a tanulás hasznosságát, még ha ez nem is belső, hanem külső motivációként jelenik meg az esetükben.

Az eredmények felhasználásával kapcsolatban fontos kérdés, hogy alkalmasak-e a kapott adatok arra, hogy a pontszámok alapján meghatározható legyen a magas kiegészítővel jellemezhető övezet. Két fontos tényező miatt ütközik korlátokba az erre vonatkozó törekvésünk. Egyrészt az elemzett minta nem tekinthető reprezentatívnak, másrészt az adatfelvétel során nem használtunk olyan teszteket, amelyek célzottan a

diákok pszichológiai állapotát tarták volna fel. A Diák Kiegészés Kérdőív későbbi diagnosztikai jellegű használatához mindenképpen további vizsgálatok szükségesek, hogy egy szélesebb mintavétellel feltárható legyen a pontszámok kapcsolata az olyan problémákkal, mint az észlelt stressz, a szorongás vagy a depresszió.

Ugyanakkor a kiegészés elterjedtségével kapcsolatban tájékoztató lehet a kapott adatok értékelése a korábbi hasonló felmérések és kutatási eredmények tükrében. Az általános iskolás diákok között az átlagnál legalább egy szórásnyi értékkel nagyobb pontszámot a diákok 16,3%-a ért el, míg a középiskolások között ugyanez az arány 16,1%. Ebből arra következtethetünk, hogy a kiegészés súlyos tünetei körülbelül a diákok hatodát érintik. Korábbi kutatások Finnországban 10%-ra becsülték ugyanezt az értéket (Salmela-Aro és mtsai, 2008), egy későbbi felmérés pedig a diákok 14%-ánál állapított meg súlyos kiegészést, a tanulók további 14%-át pedig magas cinizmussal és alacsony elköteleződéssel jellemezhető csoportként írta le. Középiskolás mintákon (négyfokú skálát használva) 1,81 és 1,94 közötti átlagpontszámokról számoltak be a kutatók a Diák Kiegészés Kérdőívet használva (Salmela és mtsai, 2008), amihez képest a saját adatfelvételünkön kapott 3,14-es átlag magasnak mondható annak figyelembevételével is, hogy esetünkben hatfokú skálán válaszoltak a kitöltők. Más vizsgálatok ötfokozatú skálát használva 2,46-os átlagértéket állapítottak meg középiskolás mintán, ami szintén alacsonyabbnak tekinthető a magyar mintán kapott értékeknél (Sorkkila, Aunola és Ryba, 2017).

A diákok tanulmányi eredményessége a korábbi kutatási eredményekkel összhangban (Herrmann és mtsai, 2019) enyhe negatív együtt járást mutat a kiegészéssel. A kapcsolat háttérben megjelenhet az iskolához és a tanulmányokhoz fűződő kiábrándult és cinikus viszony, ami a kiegészés egyik faktora, de magyarázhatja a tanulás iránti motiváció csökkenése is. A kiegészés az alacsonyabb elköteleződésten, illetve a kevésbé hatékony tanulási módszerek alkalmazásán keresztül hathat negatívan a tanulmányi eredményességre. Ugyanakkor megjelenhet az ellentétes irányú folyamat is, azaz, hogy a kiegészés kialakulását a rossz érdemjegyekkel járó tanulmányi sikertelenség és az ebből fakadó csalódottság, frusztráció tartós stressze idézi elő. Ez utóbbi feltételezést támasztja alá, hogy a tanulmányi eredmény a legerősebb együtt járást az alkalmatlanságérzés alskálával mutatta, amely kiemeli a negatív visszajelzések és kudarcok szerepét az iskolával kapcsolatos kiegészés kialakulásában.

A mérőeszköz külső validitását alátámasztották a teszteléséhez használt pszichológiai tényezőkkel összefüggésben kimutatott gyenge, de szignifikáns és a várt irányba mutató együtt járássok. Figyelemre méltó, hogy az önértékelés a legerősebb negatív kapcsolatban az alkalmatlanságérzés alskála értékével volt, ami utal a konstruktumok jelentésbeli hasonlóságára. Ez az összefüggés – a tanulmányi eredményességhez hasonlóan – magyarázható a csökkent lelkesedésből következő alacsonyabb teljesítmény, és az ezzel együtt járó kudarcok gyakoribb átélésével. Az önértékelés és a kiegészés értékei közötti gyenge kapcsolatra magyarázatot adhat, hogy a motiválatlanabb vagy erősebb kiegészést mutató diákok énképük védelme érdekében kisebb jelentőséget tulajdonítanak az iskolai eredményeknek, mint egyéb tényezőknek. Így a gyengébb teljesítmény feltételezhetően nem jár együtt olyan erősen a kiegészéssel az esetükben, mint azoknál a diákoknál, akik motiváltak ugyan, de leterheltségüknél, kimerültségüknél fogva nem képesek saját és környezetük elvárásainak megfelelő szinten teljesíteni. Ennek a fel-

tételezésnek a helyességét látszik alátámasztani, hogy az elkerülő és közelítő elsajátítási motiváció egyaránt pozitív korrelációs kapcsolatban állt a kiegészéssel. Elképzelhető, hogy a magas motivációjú diákokat, akár közelítő, akár elkerülő elsajátítási motivációval rendelkeznek, akadályozza céljaik elérésében a leterheltségük. Így érthető, hogy a fejlődés iránt elkötelezett és a jó eredmények elérésére törekvő diákok körében elsősorban az érzelmi kimerülés tünete jelenik meg.

Ugyanakkor az is lehetséges, hogy a motiváltabb diákokra fokozottabban hathatnak az iskolában átélt negatív érzelmek is. Mivel fontosabb számukra az iskolai teljesítmény, vélhetően több stresszt is jelent számukra vágyott céljuk elérése, ami fokozott érzelmi kimerülést is eredményezhet.

A célorientációval kapcsolatban kapott további összefüggések szintén gyenge, de a hipotézisekkel megegyező kapcsolatot mutattak ki a diák kiegészéssel. Eszerint a közelítő-elsajátító motiváció negatív, míg az elkerülő motiváció pozitív kapcsolatban áll a kiegészéssel. Ezek a kapcsolatok magyarázhatók a kiegészéssel együtt járó alacsonyabb elköteleződéssel, illetve magasabb kimerüléssel, ami miatt a diákok alacsonyabb célokat tűznek ki maguk elé. A legerősebb, negatív irányú összefüggést a vártak megfelelően az iskolai kötődés és a diákok kiegészése között találtuk. Ez az összefüggés rámutat arra, hogy az iskolával, illetve a pedagógusokkal és a diáktársakkal kapcsolatban átélt negatív élmények és érzések hosszú távon túlterhelik a tanulókat érzelmileg, gyengítve ezáltal az elköteleződésüket az intézmény és a közösség iránt. Vizsgálatunk eredménye szerint a kiegészés egyes elemei önmagukban és a többi tényezővel együttesen is jelentős bejósoló erővel bírnak az iskolai kötődés alakulására. Utóbbi a kutatási eredmények szerint egyértelműen befolyásolja a tanulmányi előmenetelt, valamint az iskolai szocializáció eredményességét is (vö. Simons-Morton és mtsai, 1999).

Limitációk és továbbfejlesztési lehetőségek

A kutatás limitációi közé tartozik, hogy nem állt módunkban a vizsgálatot életkorra, nemre, iskolatípusra reprezentatív mintán lefolytatni. Így, bár viszonylag nagy elemszámmal dolgoztunk, a teljes korosztályra nem vonhatunk le következtetéseket. Az eredmények általánosíthatóságának további korlátját az érzelmi kimerülés és az alkalmatlanságérzés alskálák alacsony belső megbízhatósága jelenti. Még akkor is, ha ezt részben indokolhatja, hogy két-, illetve háromtétéles alskálák esetében alacsonyabb az elvárható Cronbach-alfa-érték. Mindemellett a vizsgálat során nem ellenőriztük a skála időbeli stabilitását, amely lehetséges továbbfejlesztési irányt jelent egy jövőbeni kutatás során.

Következtetések

Összességében a Diák Kiegészítő Kérdőív belső szerkezetére vonatkozó eredmények, illetve a mérőeszköz más változókkal való kapcsolata megerősíti azt a feltételezésünket, hogy a kérdőív jól használható eszköz lehet a jövőben iskolapszichológiai és neveléstudományi jellegű kutatásokban. Az alskálák között talált jelentős különbségek utalnak

arra, hogy a kiégés különböző tüneteinek felmérésére és elkülönítésére is alkalmas a mérőeszköz. Emellett az alsókálák és a vizsgálatba bevont pszichológiai változók közötti kapcsolatok megerősítették, hogy a kiégés mérésére kidolgozott skála a feltárni kívánt konstruktumot méri. Mindezek alapján úgy ítéljük meg, hogy a Salmela-Aro és munkatársai (2008) által kifejlesztett Diák Kiégés Kérdőív magyar változata a kutatás mellett alkalmas eszköz lehet az általános és középiskolás korosztály kiégésének szűrő és problémafeltáró vizsgálatára, valamint prevenció program megalapozását célzó mérésre is.

IRODALOM

- Amerikai Pszichológiai Társaság (2014). *Stress in America: Are teens adopting adults' stress habits?* Letöltve: 2019. 06. 16. <http://www.apa.org/news/press/releases/stress/2013/stress-report.pdf>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186–3191.
- Blum, R. W., McNeely, C., & Rinehart, P. M. (2002). *Improving the odds: The untapped power of schools to improve the health of teens*. Előadás Minneapolisban. Letöltve: 2019. 06. 16. <https://www.casciac.org/pdfs/ImprovingtheOdds.pdf>
- Bond, L., Butler, H., Thomas, L., Carlin, J., Glover, S., Bowes, G., & Patton, G. (2007). Social and School Connectedness in Early Secondary School as Predictors of Late Teenage Substance Use, Mental Health, and Academic Outcomes. *Journal of Adolescent Health*, 40(4), 357.e9-357.e18. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2006.10.013>
- Caroli, M. E. D., & Sagone, E. (2012). Professional Self Representation and Risk of Burnout in School Teachers. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 46, 5509–5515. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.06.466>
- Chang, E., Lee, A., Byeon, E., Seong, H., & Lee, S. M. (2016). The mediating effect of motivational types in the relationship between perfectionism and academic burnout. *Personality and Individual Differences*, 89, 202–210. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.10.010>
- Connolly, S. D., Suarez, L., & Sylvester, C. (2011). Assessment and Treatment of Anxiety Disorders in Children and Adolescents. *Current Psychiatry Reports*, 13(2), 99–110. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11920-010-0173-z>
- Dweck, C. S., & Leggett, E. L. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95(2), 256–273. DOI: <https://doi.org/10.1037/0033-295X.95.2.256>
- Elliot, A. J., McGregor, H. A., & Gable, S. (1999). Achievement goals, study strategies, and exam performance: A mediational analysis. *Journal of Educational Psychology*, 91(3), 549–563. DOI: <https://doi.org/10.1037/0022-0663.91.3.549>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272–299. DOI: <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Fiorilli, C., De Stasio, S., Di Chiacchio, C., Pepe, A., & Salmela-Aro, K. (2017). School burnout, depressive symptoms and engagement: Their combined effect on student achievement. *International Journal of Educational Research*, 84, 1–12. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2017.04.001>
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff Burn-Out. *Journal of Social Issues*, 30(1), 159–165. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1974.tb00706.x>

- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor Retention Decisions in Exploratory Factor Analysis: a Tutorial on Parallel Analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191–205. DOI: <https://doi.org/10.1177/1094428104263675>
- Hazag, A., Major, J., & Ádám, S. (2010). Assessment of burnout among students. Validation of the Hungarian version of the Maslach Burnout Inventory-Student Version (MBI-SS). *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 11(2), 151–168. DOI: <https://doi.org/10.1556/Mental.11.2010.2.4>
- Herrmann, J., Koeppen, K., & Kessels, U. (2019). Do girls take school too seriously? Investigating gender differences in school burnout from a self-worth perspective. *Learning and Individual Differences*, 69, 150–161. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2018.11.011>
- Hietajärvi, L., Salmela-Aro, K., Tuominen, H., Hakkarainen, K., & Lonka, K. (2019). Beyond screen time: Multidimensionality of socio-digital participation and relations to academic well-being in three educational phases. *Computers in Human Behavior*, 93, 13–24. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.11.049>
- Hinton, P. H., Brownlow, C., McMurray, I., & Cozens, B. (2004). *SPSS Explained*. New York: Routledge.
- Hirschi, T. (1969). *Causes of Delinquency*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 32, 179–185.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. DOI: <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Inchley, J., Currie, D., Young, T., Samdal, O., Torsheim, T., Augustson, L., et al. (2016). *Growing up unequal: Gender and socioeconomic differences in young people's health and well-being. Health Behaviour in School-aged Children (HBSC) study: International report from the 2013/2014 survey. (Health Policy for Children and Adolescents, No. 7)*. Letöltve: 2019. 06. 16. <http://www.euro.who.int/en/publications/abstracts/growing-up-unequal-hbsc-2016-study-20132014-survey>
- Isoard-Gauthier, S., Trouilloud, D., Gustafsson, H., & Guillet-Descas, E. (2016). Associations between the perceived quality of the coach–athlete relationship and athlete burnout: An examination of the mediating role of achievement goals. *Psychology of Sport and Exercise*, 22, 210–217. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2015.08.003>
- Jenkins, P. H. (1997). School Delinquency and the School Social Bond. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 34(3), 337–367. DOI: <https://doi.org/10.1177/0022427897034003003>
- Katona, N., & Sztó, I. (2000). Student stress in adolescence. *Curriculum and Teaching*, 15(2), 49–60.
- Kiuru, N., Aunola, K., Nurmi, J.-E., Leskinen, E., & Salmela-Aro, K. (2008). Peer Group Influence and Selection in Adolescents' School Burnout: A Longitudinal Study. *Merrill-Palmer Quarterly*, 54(1), 23–55. DOI: <https://doi.org/10.1353/mpq.2008.0008>
- Luo, Y., Wang, Z., Zhang, H., Chen, A., & Quan, S. (2016). The effect of perfectionism on school burnout among adolescence: The mediator of self-esteem and coping style. *Personality and Individual Differences*, 88, 202–208. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.08.056>
- Martonné, T. M., & N. Kollár, K. (2001). *A tanulók életmódjának kérdőíves vizsgálata*. Budapest: Animula.
- Maslach, C. (1982). *Burnout: The cost of caring*. New York: Prentice-Hall.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1986). *Maslach burnout inventory manual*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C., & Goldberg, J. (1998). Prevention of burnout: New perspectives. *Applied and Preventive Psychology*, 7(1), 63–74. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0962-1849\(98\)80022-X](https://doi.org/10.1016/S0962-1849(98)80022-X)
- Mészáros, A. (2004). *Az iskola szociálpszichológiai jelenségvilága*. Budapest: ELTE Eötvös.

- Millings, A., Buck, R., Montgomery, A., Spears, M., & Stallard, P. (2012). School connectedness, peer attachment, and self-esteem as predictors of adolescent depression. *Journal of Adolescence*, *35*(4), 1061–1067. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2012.02.015>
- Moody, J., & Bearman, P. S. (1998). *Shaping school climate: School context adolescent social networks, and attachment to school*. Unpublished manuscript.
- Näätänen, P., Aro, A., Matthiesen, S., & Salmela-Aro, K. (2003). *Bergen Burnout Indicator 15*. Helsinki: Edita.
- Osterman, K. F. (2000). Students' Need for Belonging in the School Community. *Review of Educational Research*, *70*(3), 323–367. DOI: <https://doi.org/10.3102/00346543070003323>
- Pajor, G. (2013). *Serdülők teljesítménymotivációja a célorientációs elmélet tükrében*. PhD-disszertáció. Előadás – ELTE Pszichológia Doktori Iskola. Letöltve: 2019. 06. 16. http://pszichologia.phd.elte.hu/vedesek/PAJOR_GABRIELLA_disszertacio.pdf
- Purvanova, R. K., & Muros, J. P. (2010). Gender differences in burnout: A meta-analysis. *Journal of Vocational Behavior*, *77*(2), 168–185. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2010.04.006>
- Räisänen, M., Postareff, L., Mattsson, M., & Lindblom-Ylänne, S. (2018). Study-related exhaustion: First-year students' use of self-regulation of learning and peer learning and perceived value of peer support. *Active Learning in Higher Education*. DOI: <https://doi.org/10.1177/1469787418798517>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.
- Sallay, V., Martos, T., Földvári, M., Szabó, T., & Ittész, A. (2014). Hungarian version of the Rosenberg Self-esteem Scale (RSES-H): An alternative translation, structural invariance, and validity. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, *15*(3), 259–275. DOI: <https://doi.org/10.1556/Mental.15.2014.3.7>
- Salmela-Aro, K., Kiuru, N., Leskinen, E., & Nurmi, J.-E. (2009). School Burnout Inventory (SBI): Reliability and Validity. *European Journal of Psychological Assessment*, *25*(1), 48–57. DOI: <https://doi.org/10.1027/1015-5759.25.1.48>
- Salmela-Aro, K., Kiuru, N., Pietikäinen, M., & Jokela, J. (2008). Does School Matter? The Role of School Context in Adolescents' School-Related Burnout. *European Psychologist*, *13*(1), 12–23. DOI: <https://doi.org/10.1027/1016-9040.13.1.12>
- Salmela-Aro, K., & Newman, P. (2005). *BBI-10 Koulu-uupumus-mittari [School Burnout Inventory]*. Helsinki: Edita.
- Salmela-Aro, K., & Tynkkynen, L. (2012). Gendered pathways in school burnout among adolescents. *Journal of Adolescence*, *35*(4), 929–939. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2012.01.001>
- Samdal, O., Nutbeam, D., Wold, B., & Kannas, L. (1998). Achieving health and educational goals through schools—a study of the importance of the school climate and the students' satisfaction with school. *Health Education Research*, *13*(3), 383–397. DOI: <https://doi.org/10.1093/her/13.3.383>
- Samuels, P. (2016). *Advice on Exploratory Factor Analysis*. DOI: <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.5013.9766>
- Schaufeli, W. B., Leiter, M., Maslach, C., & Jackson, S. E. (1996). Maslach Burnout Inventory—General Survey. In Maslach, C., Jackson, S.E., & Leiter, M.P. (Eds.), *The Maslach Burnout Inventory—Test manual (3rd ed.)*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Schaufeli, W. B., Martínez, I. M., Pinto, A. M., Salanova, M., & Bakker, A. B. (2002). Burnout and Engagement in University Students: A Cross-National Study. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *33*(5), 464–481. DOI: <https://doi.org/10.1177/0022022102033005003>

- Seibert, G. S., Bauer, K. N., May, R. W., & Fincham, F. D. (2017). Emotion regulation and academic underperformance: The role of school burnout. *Learning and Individual Differences, 60*, 1–9. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.10.001>
- Simons-Morton, B., Crump, A. D., Haynie, D. L., Saylor, K. E., Eitel, P., & Yu, K. (1999). Psychosocial, School, and Parent Factors Associated with Recent Smoking among Early-Adolescent Boys and Girls. *Preventive Medicine, 28*(2), 138–148. DOI: <https://doi.org/10.1006/pmed.1998.0404>
- Skaalvik, E. M., & Skaalvik, S. (2009). Does school context matter? Relations with teacher burnout and job satisfaction. *Teaching and Teacher Education, 25*(3), 518–524. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.tate.2008.12.006>
- Skaalvik, E. M., & Skaalvik, S. (2014). Teacher Self-Efficacy and Perceived Autonomy: Relations with Teacher Engagement, Job Satisfaction, and Emotional Exhaustion. *Psychological Reports, 114*(1), 68–77. DOI: <https://doi.org/10.2466/14.02.PR0.114k14w0>
- Sorkkila, M., Aunola, K., & Ryba, T. V. (2017). A person-oriented approach to sport and school burnout in adolescent student-athletes: The role of individual and parental expectations. *Psychology of Sport and Exercise, 28*, 58–67. DOI: [10.1016/j.psychsport.2016.10.004](https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2016.10.004)
- Sorkkila, M., Tolvanen, A., Aunola, K., & Ryba, T. V. (2019). The role of resilience in student-athletes' sport and school burnout and dropout: A longitudinal person-oriented study. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports, sms.13422*. DOI: <https://doi.org/10.1111/sms.13422>
- Szabó, É., & Jagodics, B. (2016). Erőforrások és követelmények. *Iskolakultúra, 26*(11). DOI: <https://doi.org/10.17543/ISKKULT.2016.11.3>
- Szabó, É., & Virányi, B. (2011). Az iskolai kötődés jelentősége és vizsgálata. *Magyar Pedagógia, 111*(2), 111–125.
- The Jamovi Project (2019). *jamovi*. Letöltve: 2019. 06. 01. <https://www.jamovi.org>
- Tuominen-Soini, H., Salmela-Aro, K., & Niemivirta, M. (2012). Achievement goal orientations and academic well-being across the transition to upper secondary education. *Learning and Individual Differences, 22*(3), 290–305. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2012.01.002>
- Várnai, D. E., Jármi, É., Arnold, P., Demetrovics, Z., Németh, Á., Kökönyei, G., & Örkényi, Á. (2018). A kortársbántalmazás (bullying) értelmezésének vizsgálata kvalitatív módszerrel – „Az iskoláskorú gyermekek egészségmagatartása” (HBSC) vizsgálat módszerének kiegészítésére. *Magyar Pszichológiai Szemle, 73*(4), 519–539. DOI: <https://doi.org/10.1556/0016.2018.73.4.1>
- Wang, M.-T., Kiuru, N., Degol, J. L., & Salmela-Aro, K. (2018). Friends, academic achievement, and school engagement during adolescence: A social network approach to peer influence and selection effects. *Learning and Instruction, 58*, 148–160. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2018.06.003>
- World Health Organisation (2018). *International statistical classification of diseases and related health problems (11th Revision)*. Letöltve: 2019. 06. 16. <https://icd.who.int/browse11/l-m/en>

EXPLORING THE STUDENT BURNOUT SCALE USING HUNGARIAN SAMPLE

JAGODICS, BALÁZS – KÓRÓDI, KITTI – DR. SZABÓ, ÉVA

Background and goals: *Due to the prevalence of burnout-syndrome, research on this phenomenon is becoming increasingly important. As a result, beside examining the burnout-syndrome among adults, it is also important to explore the problem in the schools. The aim of our research is exploring the structure of the Hungarian version of the Student Burnout Inventory (Salmela-Aro et al., 2008, 2009).*

Methods: *The participants were Hungarian primary (N = 337) and secondary school students (N = 738), between the age 13 and 18 (M = 15,3 years, SD = 2,01). We checked the structure of the questionnaire, the internal consistency and the connections between student burnout and other demographic and psychological factors.*

Results: *According to the exploratory and the confirmatory factor analysis, the three-factor structure of the questionnaire is the same as the original, which consists of three subscales: emotional exhaustion, cynicism and sense of inadequacy. There was no difference between the boys and the girls in the overall burnout score, and in the case of school-type the scores of primary and secondary school students differed only on the subscale of cynicism. The academic achievement correlated negatively with the burnout, as well as the self-esteem, school attachment and mastery-approach goal orientation. The avoidance goal orientation showed positive correlation with the overall burnout score. The hierarchical regression analysis established that the subscales of the Student Burnout Inventory and the dimensions of the goal orientation could predict the level of the self-esteem, with 50,3% of the explained variability.*

Conclusion: *Based on the results, the Hungarian version of the Student Burnout Inventory with 8 items is appropriate for measuring student burnout, and for separating the symptoms of emotional exhaustion, cynicism and sense of inadequacy. Based on the Cronbach-alfa indicators, the reliability of two of the subscales are only acceptable. Therefore we advise to use the questionnaire as a unidimensional scale. The questionnaire may be suitable for further exploratory research or can be an useful tool for school psychologist as well.*

Keywords: *student burnout, self-esteem, goal orientation, school attachment*

A cikk a Creative Commons Attribution 4.0 International License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>) feltételei szerint publikált Open Access közlemény, melynek szellemében a cikk bármilyen médiumban szabadon felhasználható, megosztható és újraközölhető, feltéve, hogy az eredeti szerző és a közlés helye, illetve a CC License linkje és az esetlegesen végrehajtott módosítások feltüntetésre kerülnek. (SID_1)