

A SPORTOLÓI KIÉGÉS KÉRDŐÍV HAZAI ADAPTÁCIÓJA

KOVÁCS KRISZTINA^{1,2} – BERKI TAMÁS³ – ÁGOSTON RÉKA⁴ –
SMOHAI MÁTÉ⁴ – HARSÁNYI SZABOLCS GERGŐ⁴ – SZEMES ÁGNES¹ –
GYÖMBÉR NOÉMI¹

¹Testnevelési Egyetem, Gazdaság- és Társadalomtudományi Intézet, Pszichológia és Sportpszichológia Tanszék

²Budapest Honvéd Kosárlabda Akadémia

³Szegedi Tudományegyetem, Juhász Gyula Pedagógusképző Kar, Testnevelési és Sporttudományi Intézet

⁴Károli Gáspár Református Egyetem, Pszichológiai Intézet

E-mail: kovacs.krisztina@tf.hu

Benyújtva: 2020. február 24. – Elfogadva: 2020. augusztus 2.

Háttér és célkitűzések: Jelen tanulmány célja a Sportolói Kiegészítő Kérdőív (ABQ, Raedeke és Smith, 2001) magyar változatának pszichometriai vizsgálata, a mérőeszköz reliabilitásának és validitásának ellenőrzése.

Módszer: A kérdőív érvényességét és megbízhatóságát egy 1317 fős kényelmi mintán ellenőriztük. A fent említett kérdőív mellett felvételre került a Sportkörnyezet Kérdőív (SCQ-H; Deci, 2001; Kovács, Gyömbér, F. Földi és Lénárt, megjelenés alatt), a Sportmotiváció-2 Kérdőív (SMS-2; Smohai és mtsai, 2019) és a Majdnem Tökéletes Skála rövid változata (SAPS; Reinhardt, Tóth és Rice, 2019).

Eredmények: A megerősítő faktoranalízis az eredeti faktorstruktúráját alátámasztó eredményeket mutatott, három elkülönülő faktort kaptunk (Kimerültség; Leértékelés; Teljesítmény csökkenése). A kérdőív skáláinak belső megbízhatósága megfelelőnek bizonyult (Cronbach α : 0,76–0,86). Az időbeli stabilitás vizsgálata során pozitív erős kapcsolatot találtunk a teszt-reteszt között [Kimerültség – $r(121) = 0,92, p < 0,001$; Leértékelés – $r(123) = 0,90, p < 0,001$; Teljesítmény csökkenése – $r(123) = 0,60, p < 0,001$]. A konvergencia validitás vizsgálata során a korábbi kutatásokkal megegyező, gyenge-közepes korrelációkat kaptunk ($r = -0,20$ – $0,52$) a sportolói kiegészítő három skálája és a sportmotiváció típusai, az észlelt edzői autonómiatámogatás mértéke és a perfekcionizmus formái között.

Következtetések: A kérdőív magyarra fordított változata pszichometriailag megfelelő mérőeszköznek tekinthető, kiváltképp serdülők körében alkalmazva.

Kulcsszavak: sportolói kiegészítő, autonómiatámogatás, öndeterminációs elmélet, perfekcionizmus

BEVEZETÉS

A sportolói kiégés definíciója és modelljei

A sportolói kiégés jelenségét a 80-as években kezdték el behatóbban vizsgálni, amikor a társadalmi és tudományos érdeklődés középpontjába került az a kérdéskör, hogy miért hagyott fel sportolói karrierjével számos, pályája csúcsán lévő elit sportoló (Hughes, 2014). A sportolói kiégéshez kapcsolódó első, azóta az egyik legnépszerűbb definíció Smith (1986) nevéhez fűződik: egy élvezetes tevékenységből való pszichológiai, érzelmi és fizikai visszalépés, amit a krónikus stressz válthat ki és az elégedetlenség érzetéhez vezethet. A sport területén több alternatív meghatározás is született a kiégéshez kapcsolódó jelek és tünetek pontos meghatározására. Maslach és Jackson (1984) szerint a kiégés viszont olyan komplex pszichológiai tünetegyüttes, melynek három dimenziója van: az érzelmi kimerülés, a teljesítménycsökkenés érzete és a leértékelés. Míg az érzelmi kimerülést a másokkal való folyamatos munka magas követelményei okozzák, addig a csökkent teljesítményérzet a munkához való negatív hozzáállást, a leértékelés pedig személytelen, közönyös reakciókat takar.

A sportolói kiégés kialakulásának folyamatával kapcsolatban is többféle modell és elméleti megközelítés jött létre. Kezdetben a stresszel hozták összefüggésbe a kiégést. Smith (1986) kognitív-affektív stressz modellje, Silva (1990) negatív edzés stressz modellje és Coakley (1992) egydimenziós sportolói identitás és külső kontroll modellje is erre épül, azonban a stressz inkább tünetként jelentkezik, kevésbé az váltja ki a kiégést. Schmidt és Stein (1991), valamint Raedeke (1997) az elköteleződés kontextusában vizsgálták a kiégést (Commitment and Entrapment Theory), melyhez Deci és Ryan (2000) öndetermináció-elmélete is szorosan kapcsolódik. Szerintük minél inkább élvezetalapú az elköteleződés, és magas az öndetermináció általi motiváció szintje, annál kevésbé jelenik meg a kiégés. Gustafsson integratív kiégés modellje a korábbi elméleteket igyekszik integrálni, figyelembe véve a fizikális (túledzés, kimerültség, monotonitás, teljesítménycsökkenés, inadekvát regeneráció), a pszichés (motiválatlanság, fásultság, eredménytelenség okozta frusztráció), valamint a szociális (az eredményorientált hozzáállás okozta teljesítménykényszer, civil élet kihívásai) faktorokat egyaránt, feltárva ezzel a kiégés okait, és segítve a megelőzését (Gustafsson, Kenttä és Hassmén, 2011; Gustafsson, Madigan és Lundkvist, 2018).

A sportolói kiégés mérési lehetőségei

A sportolói kiégés mérési lehetősége nehézségekbe ütközhet, mivel kevés a validált mérőeszköz, valamint nehéz elkülöníteni egymástól a sine morbo és az érintett populációt (Maslach, Jackson, Leiter, Schaufeli és Schwab, 1986), továbbá nehezen megjósolható, kik a veszélyeztetettek (Gustafsson, Lundkvist, Podlog és Lundqvist 2016). A legelterjedtebb mérőeszköz, mely segítségével a kutatók igyekeztek bejósolni a sportolók kiégésének mértékét, a Raedeke és Smith által fejlesztett Sportolói Kiégés Kérdőív (Athlete Burnout Questionnaire, ABQ; Raedeke és Smith, 2001), melynek

alapját a Maslach Kiegésző Letár (Maslach Burnout Inventory, MBI; Maslach és mtsai, 1986) képezi. Az ABQ kérdőív három alapvető területet vizsgál: a fizikai és lelki kimerültséget, a csökkent teljesítőképesség érzését és a sport szubjektív értékének csökkenését (Gustafsson, Madigan és Lundkvist, 2018). A tizenöt itemből álló mérőeszköz három alskálájának belső konzisztenciája megfelelőnek bizonyult (Érzelmi és fizikai kimerültség Cronbach $\alpha = 0,88$; Teljesítménycsökkenés érzete Cronbach $\alpha = 0,84$; Leértékelés Cronbach $\alpha = 0,87$). A kérdőív egyfaktoros modellje gyenge illeszkedési mutatói miatt [$\chi^2(90) = 683,2$, $p < 0,01$, GFI = 0,64, NNFI = 0,64, CFI = 0,69, RMSEA = 0,165] a szerzők a háromfaktoros modell mellett maradtak, amely megfelelő illeszkedési mutatókkal bírt [$\chi^2(87) = 188,9$, $p < 0,01$, GFI = 0,90, NNFI = 0,94, CFI = 0,95, RMSEA = 0,069]. Bár a három alskála között ($r = 0,48$ és $0,62$ között) pozitív irányú közepes kapcsolatot mutattak ki, fontos megemlíteni, hogy a Teljesítménycsökkenés érzete gyengébb/alacsonyabb korreláció kapcsolatot mutat a másik két alskálával és más pszichológiai változóval, mint az Érzelmi és fizikai kimerültség és a Leértékelés egymással és más pszichológiai változóval, amit gyakran kritikaként is megfogalmaznak a kérdőívvel kapcsolatban (Raedeke és Smith, 2001; Lundkvist és mtsai, 2018; Gerber és mtsai, 2018).

A kiegésző alskálái pozitív irányú közepes kapcsolatot mutattak a sportolók által észlelt stressz mértékével ($r = 0,43$ és $0,63$ között) és az amotivációval ($r = 0,46$ és $0,68$ között). A szerzők negatív irányú kapcsolatot találtak az alskálák és a megküzdés ($r = -0,20$ és $-0,29$ között), a társas támasz ($r = -0,24$ és $-0,31$ között), az örömméret (enjoyment, $r = -0,36$ és $-0,61$ között), valamint az intrinzik motiváció ($r = -0,18$ és $-0,45$ között) között (Raedeke és Smith, 2001). A motiváció és kiegésző kapcsolatát Lonsdale, Hodge és Rose (2009) vizsgálata is megerősítette, azaz nemcsak az intrinzik, hanem az extrinzik motiváció autonóm formái negatív kapcsolatot mutattak a kiegészővel. A kutatás eredményei szerint a sportolói autonómia és az észlelt kompetencia a kiegésző szignifikáns előrejelzőjének bizonyult.

A kérdőívet nemzetközi viszonylatban széles körben használják. A japán (Kamimura, Kawata, Raedeke és Hirosawa, 2020), a mexikói (Martínez-Alvarado és mtsai, 2019), a német (Gerber és mtsai, 2018), a francia (Isoard-Gauthier, Oger, Guillet és Martin-Krumm, 2010), a brazil (Guedes és Souza, 2016) adaptációk során a CFA megerősítette az eredeti 15 itemből álló kérdőív háromfaktoros modelljét, az alskálák megbízhatósága, időbeli stabilitása ($r > 0,70$) is megfelelőnek bizonyult. Egyedül a spanyol adaptáció során változott a kérdőív szerkezete (Arce, De Francisco, Andrade, Seoane és Raedeke, 2012), két itemet (a kérdőív 4. és 6. kérdését) új kérdésekre cseréltek, mivel az eredeti kérdőív illeszkedési mutatói nem bizonyultak megfelelőnek. A két megváltoztatott állítással a megerősítő faktoranalízis megfelelő illeszkedési mutatókat adott, a faktorok közötti korreláció mértéke gyenge volt ($r = 0,28$ és $0,29$ között), a teszt-reteszt reliabilitás megfelelőnek bizonyult ($r = 0,70$ és $0,81$ között), akárcsak az alskálák belső konzisztenciája (Cronbach $\alpha = 0,71$ – $0,81$ között).

A konstruktum validitás-ellenőrzése során a kiegésző alskálái kapcsolatot mutattak a japán mintánál a depresszív állapottal (Kamimura és mtsai, 2020), a mexikói mintánál a sportolói elköteleződéssel (Martínez-Alvarado és mtsai, 2019), német sportolói körökben negatív irányú kapcsolatot az élettől való elégedettséggel és pozitív irányú kapcsolatot

az észlelt stressz mértékével (Gerber és mtsai, 2018), a francia mintánál az öndeterminált motivációval és az *önbizalommal* negatív, míg az intrinzik jellegű motivációval és a kognitív állapotszorongással pozitív kapcsolat mutatkozott (Isoard-Gauthier és mtsai, 2010).

A kérdőívhez kapcsolódó későbbi kutatás szerint az *edző vezetési stílusa* és *interakciós képességei* hasonlóképp befolyásoló tényezők a kiégés tekintetében. Az autokrata és averzív stílusú edzők emelik a kiégés kockázatát, míg az autonómiát támogató viselkedés és a demokratikus vezetői stílus csökkentik azt (Altahayneh, 2003; Barcza-Renner, Eklund, Morin és Habeeb, 2016). A kiégés kialakulásának valószínűségét befolyásolják továbbá az egyéni, intraperszonális tényezők, mint például a maladaptív *perfekcionizmus* (Jowett, Hill, Hall és Curran, 2016; Pacewicz, Gotwals és Blanton, 2018; Barcza-Renner és mtsai, 2016), a *pesszimizmus* (Gustafsson és Skoog, 2012), valamint a stressz és a szorongás (De Francisco, Arce, Pilar Vélchez és Vales, 2016; Gerber és mtsai, 2018; Granz, Schnell, Mayer és Thiel, 2019; Vealey, Armstrong, Comar és Greenleaf, 1998). Az alacsony vagy külső motiváció (Gustafsson, DeFreese és Madigan, 2017; Russel és Molina, 2018; Martínez-Alvarado, Guillén és Feltz, 2016), az *alvászavarok* (Granz és mtsai, 2019), a *negatív önértékelés* (Gerber és mtsai 2018), a *gyakori hangulatingadozás* (Tenenbaum, Jones, Kitsantas, Sacks és Berwick, 2003), az *érzelmi izoláció és interperszonális kapcsolatok nehézségei* (Cresswell és Eklund, 2006) is a sportolói kiégés következményei közé sorolhatók.

A nemzetközi szakirodalom alapján célunk az ABQ hazai változatának elkészítése, hogy elsőként létrehozzunk és alkalmazhatóvá tegyünk a gyakorlat számára is egy olyan kérdőívet, mely megbízhatóan képes mérni a sportolók kiégését, és segíteni tudja a lemorzsolódás elkerülését és csökkentését.

MÓDSZER

Eljárás és adatfelvétel

A skálák fordítása során Banville, Desrosiers és Genet-Volet (2000) ajánlását követtük. A Sportolói Kiégés Kérdőív fordítását angolról magyarra két szakfordító végezte, majd a két változat összevetéséből és megvitatásából készült tételsort egy angol szakfordító fordította vissza az eredeti nyelvre. A visszafordítás ellenőrzését és jóváhagyását egy sportszakpszichológus szakfordító végezte. A kérdőívek magyar nyelvre fordítását a kérdőív jogtulajdonosa jogilag engedélyezte akadémiai kutatók részére.

Az adatfelvétel 2018. szeptember és 2019. május között zajlott le, egyetemi (Testnevelési Egyetem, Károli Gáspár Református Egyetem, Szegedi Tudományegyetem) hallgatók közreműködésével, különböző egyetemi kurzusok keretében. Az adatfelvétel kényelmi mintavételi eljárással történt: a hallgatók a szemináriumi munka részeként, általuk közvetlen vagy közvetett módon elért sportegyesületek, szakképzett edzők segítségével jutottak el a vizsgálati személyekhez. A résztvevők egy kisebb csoportját a spanyol adaptációs kutatással (Arce és mtsai, 2012) összhangban két hét elteltével ismételt tesztfelvételre kértük fel, a teszt-reteszt reliabilitás ellenőrzésének érdekében.

A felkeresett szövetségeket, egyesületeket és a részt vevő fiatal korú sportolók szüleit, valamint a sportolókat egyaránt tájékoztattuk a vizsgálat céljáról és a mérőeszközök tartalmáról. Utánpótlás korosztályok esetében szülői beleegyező nyilatkozatot kértünk, és biztosítottuk a sportolók számára az anonimitást. A kérdőív kitöltése kb. 25-30 percet vett igénybe. A kutatást a Testnevelési Egyetem Kutatásetikai Bizottsága jóváhagyta, az engedély száma: TE-KEB/No9/2019.

Minta

Adatfelvételünket összesen 1317 fiatal sportolóval végeztük el, akiknek átlagéletkora 20,45 év (min = 13 év; max = 35 év; SD = 4,40 év) volt. A nemek megoszlása közel egyenlő volt, 649 férfi és 668 nő vett részt a kutatásunkban. A megkérdezettek 27 sportág képviselői voltak, és 50,7%-uk csapatsportágat, 49,3%-uk pedig egyéni sportágat képviselt. A minta résztvevői átlagosan 10,64 éve sportoltak (SD = 5,29 év; min = 0 év; max = 30 év), és hetente átlagosan 9,56 órát (SD = 6,26 óra) töltöttek edzéssel. A megkérdezettek nagy része nemzetközi (15,6%) vagy országos (38,7%) szinten sportolt, és sokan sportoltak helyi (19,1%) és hobbiszinten (26,6%) is.

Mérőeszközök

Az összeállított kérdőívcsomagban szerepeltek a sportolók szociodemográfiai adataira (pl. nem, életkor), valamint a sportággal és sportolással kapcsolatos háttérinformációkra (pl. sportág megnevezése, heti edzésszám, az adott sportágban eltöltött évek száma, versenyzés szintje) vonatkozó kérdések.

Sportolói Kiégés Kérdőív

A sportolói kiégést a Sportolói Kiégés Kérdőívvel vizsgáltuk (Athletic Burnout Questionnaire – ABQ; Raedeke és Smith, 2001). A kérdőív 15 tételt tartalmaz, és a válaszadónak egy 5 fokú Likert-skálán kellett a válaszokat megadniuk (1 = teljesen egyetértek; 5 = egyáltalán nem értek egyet). A kérdőív három alszála: Teljesítménycsökkenés érzete (pl. „Úgy érzem, érdemleges teljesítményt érek el a sportban.”), Érzelmi és fizikai kimerültség (pl. „Annyira fáradtnak érzem magam az edzéstől, hogy nehezen találok energiát más dolgokra.”) és Leértékelés (pl. „Kevésbé aggódom, hogy sikeres legyek a sportban, mint régebben.”). A magas pontértékek a kiégés magasabb mértékét jelzik.

Sportkörnyezet Kérdőív (SCQ-H)

A kérdőív (Sport Climate Questionnaire – Deci, 2001; Kovács, Gyömbér, F. Földi és Lénárt, megjelenés alatt) célja, hogy felmérje, milyen mértékű autonómiatámogató viselkedést észlel a sportoló az edzője felől (pl. „Úgy érzem, az edzőm elfogad engem.”). A kérdőív 12 itemből áll, nem tartalmaz fordított tételt (Cronbach $\alpha = 0,94$).

A kérdésekre a kitöltők hétfokú Likert-skálán adják meg a választ (1 = Egyáltalán nem értek egyet; 4 = Semleges; 7 = Teljesen egyetértek), a magasabb pontértékek az autonómiatámogatás magasabb szintjét jelzik.

Sportmotivációs Kérdőív (SMS-II)

A kérdőív (Pelletier, Rocchi, Vallerand, Deci és Ryan, 2013, Smohai és mtsai, 2019) az öndeterminációs elmélet keretein belül méri a sportolói motiváció mértékét és típusát. A 18 itemből álló kérdőívben a válaszadók egy hétfokú Likert-skálán jelölhetik a válaszukat (1 = egyáltalán nem jellemző; 7 = nagyon jellemző). A skála hat faktora: Intrinzik motiváció, Integrált motiváció, Identifikált motiváció, Introjektált motiváció, Külső szabályozás és Amotiváció (Cronbach $\alpha = 0,62\text{--}0,80$). A skála hat faktorának pontszámát a tételekre adott válaszok összegzése adja, a magasabb érték az adott motivációs típus magasabb szintjét jelenti.

Majdnem Tökéletes Skála – rövid változat (SAPS)

A nyolc itemből álló kérdőív (Short Almost Perfect Scale – Reinhardt, Tóth és Rice, 2019) a perfekcionizmus mértékét vizsgálja. A kitöltés során a kitöltők egy hétfokú Likert-skálán jelölhetik a válaszukat (1 = egyáltalán nem értek egyet; 7 = Teljes mértékben egyetértek). A skála két faktora a Standardok (Cronbach $\alpha = 0,86$), a személy magával szemben támasztott elvárásai (pl. „Magasak az elvárásaim önmagammal szemben.”) és a Diszkrepancia (Cronbach $\alpha = 0,77$), a teljesítményértékeléshez kapcsolódó önkritikus attitűdök (pl. „Nekem a tőlem telhető legjobb sem elég soha.”).

Statisztikai módszer

A leíró statisztikai mutatók (átlag és szórás) mellett az AMOS 20.0 szoftverrel ellenőrző faktoranalízissel megvizsgáltuk a Sportolói Kiegészítő Kérdőív faktorszerkezetét, melyhez Raedeke és Smith (2001) háromfaktoros struktúráját használtuk fel. A maximum likelihood becslési módszerrel végzett vizsgálatunk eredményeit több erre a célra létrehozott illeszkedési mutatóval elemeztük. Ezek a következők voltak: khi négyzet (χ^2), a khi négyzet, valamint a szabadságfok hányadosából adódó érték (CMIN/d.f); root mean square error of approximation (RMSEA); a Tucker–Lewis-index (TLI); comparative fit index (CFI); standardized root mean square residual (SRMR). Az illeszkedési mutatók elfogadható értékeivel kapcsolatban követtük a szakirodalom ajánlásait. Ezek szerint a khi négyzet (χ^2) akkor fogadható el, ha nem szignifikáns értéket mutat, azonban az köztudott, hogy érzékeny az elemszámra, így a kutatók azt javasolják, hogy a relatív khi négyzet értékét vizsgáljuk. Ez az érték a khi négyzet és a szabadságfok által létrejött hányados (CMIN/d.f), melynek értéke elfogadható, ha 5 alatt van (Byrne, 2010; Hu és Bentler, 1999), de 3 alatt az értéke kiváló (Garson, 2015). Az RMSEA értéke független a mintától, és 0,08 alatti értéknél elfogadhatónak mondhatjuk (Byrne, 2010; Hooper, Coughlan és Mullen, 2008). A Tucker–Lewis-index szintén független a minta nagyságától. Az értéke mindig 0 és 1 közé esik, és akkor mutat jó illeszkedést,

ha értéke 0,90 fölé esik (Hu és Bentler, 1999). Az összehasonlító illeszkedési mutató (CFI) az adatok és a hipotetikus modell közötti különbséget vizsgálja. Megmutatja, hogy a modellünk, a null modell és a tökéletesen illeszkedő modell között milyen illeszkedés található. Az értéke szintén 0 és 1 közé esik, és csakúgy, mint az előzőekben, 0,90 fölött mutat jó illeszkedést, de minél magasabb az értéke, annál jobb a modell illeszkedése. Az SRMR értéke a minta és a modell kovarianciamátrixa közötti eltérést mutatja. Ha az érték kisebb, mint 0,08, akkor elfogadható illeszkedésről beszélünk (Bryant és Satorra, 2012).

Megvizsgáltuk a minta megbízhatósági mutatóit is. Ehhez az ún. átlagos megmagyarázott variancia értékét (Average Variance Explained; AVE), az indikátorhoz tartozó fogalmi megbízhatósági mutatót (Composite Reliability; CR), valamint a széles körben ismert Cronbach alfa-t használtuk. Az AVE értéke 0,50-ös értéktől válik elfogadhatóvá, míg a Cronbach alfa és CR értéke 0,70-től fogadható el (Hair, Black, Babin és Anderson, 2009).

EREDMÉNYEK

Az első táblázat tartalmazza a vizsgált változók leíró statisztikáját (átlag, szórás, Cronbach alfa, ferdeség, csúcsosság). A teljesítmény csökkenése faktor változóinak átlagértékei 2,09 és 2,70 között változnak, a fizikai és szellemi kimerültség változói 1,82 és 2,57 között, míg a leértékelési 1,74 és 2,35 között mozognak a mintánkban. Mind a három faktor megbízhatósági mutatói jónak mondhatók, hiszen minden esetben jóval a 0,7-es érték fölötti eredményt kaptunk. A vizsgált változók legtöbbször minimálisan, de kívül esik a normális eloszlás kritériumain (lásd 1. táblázat).

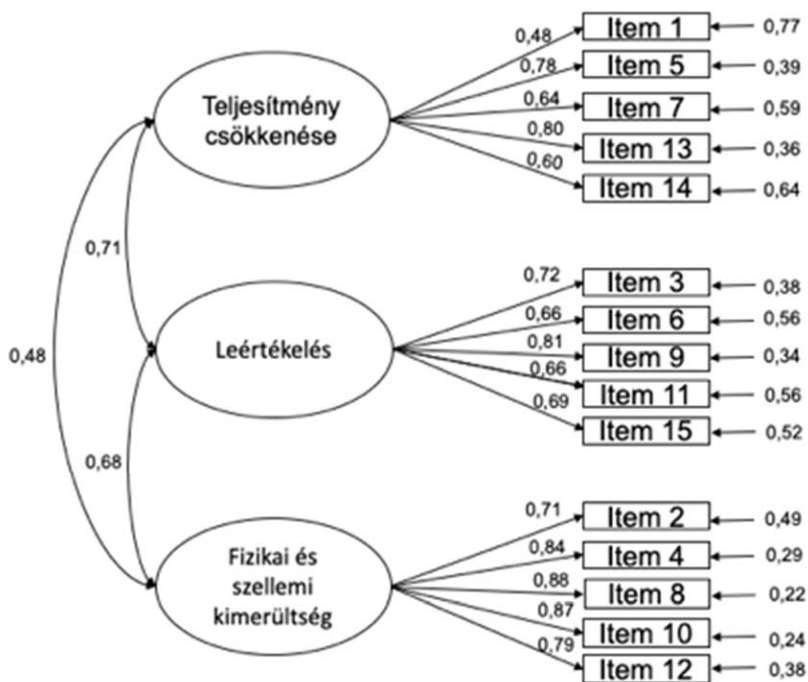
1. táblázat. A bevont változók leíró statisztikája

Faktor	Cr. alfa	Item	Átlag	Szórás	Ferdeség	Csúcsosság
Teljesítmény csökkenése	0,76	1	2,39	1,02	0,62	0,00
		7	2,55	1,23	0,39	-0,83
		5	2,25	1,11	0,64	-0,39
		13	2,09	1,19	0,85	-0,30
		14	2,70	1,19	0,45	-0,67
Fizikai és szellemi kimerültség	0,86	2	2,57	1,19	0,32	-0,85
		4	2,09	1,06	0,78	-0,10
		8	1,82	1,07	1,32	1,02
		10	2,11	1,12	0,87	-0,01
		12	1,97	1,11	1,06	0,36
Leértékelés	0,78	3	1,88	1,10	1,13	0,38
		6	2,35	1,35	0,57	-1,00
		9	1,74	1,10	1,44	1,13
		11	2,29	1,37	0,62	-0,97
		15	1,77	1,07	1,35	0,95

Mege erősítő faktoranalízis

Vizsgálatunk következő részében Raedeker és Smith (2001) eredményei alapján a 15 tételből egy három latens változót tartalmazó modellt alakítottunk ki (1. ábra). A maximum likelihood becslési módszerrel elvégzett elemzésünk a következő eredményeket hozta: A teljesítmény csökkenése változó faktortöltései 0,48 és 0,80 között mozogtak, míg a leértékelésnél 0,66 és 0,81 között alakult ez a szám. A fizikai és szellemi kimerültség faktortöltései voltak a legerősebbek, melyek 0,71 és 0,88 között mozogtak.

A teljes mintára nézve nem minden illeszkedési mutató érte el a kívánt értékeket ($\chi^2 / df = 6,55$; TLI = 0,92; CFI = 0,95; RMSEA = 0,06; SRMR = 0,05), ugyanakkor almintánként (nem, kor, sportág) elemezve mintánkat már jobb értékeket kapunk (2. táblázat). Nemenként vizsgálva minimális különbség van férfiak és a nők között. A korosztályokat vizsgálva valamennyi esetben jó illeszkedési mutatókkal találkozhatunk, ugyanakkor a serdülő korosztályoknál található a legjobb illeszkedési mutatók. Megvizsgáltuk az illeszkedést különböző sportágak képviselői között is. Egyéni és csapatsportolókra osztva a mintát arra a megállapításra jutottunk, hogy az egyéni versenyzőknél az illeszkedés kiváló, míg a csapatsportolók esetében csupán elfogadhatók az értékek. Valamennyi alkálán legalább elfogadható értékeket kaptunk, ezért úgy látjuk, hogy a 15 tétel és 3 faktoros szerkezet kellőképpen lefedi a kiegészítő okait a magyar sportoló fiatalok között.



1. ábra. ABQ-H faktor szerkezete, faktor töltése és korrelációja

2. táblázat. Az ABQ-H illeszkedési mutatói a teljes mintán, valamint almintákra lebontva

Modell	n	χ^2	DF	χ^2/df	TLI	CFI	RMSEA	SRMR
Teljes minta	1317	458,52	70	6,55	0,92	0,95	0,06	0,05
Fiúk	649	293,71	70	4,19	0,90	0,94	0,07	0,06
Lányok	668	321,70	70	4,50	0,92	0,95	0,07	0,06
14–15	97	112,76	70	1,61	0,92	0,95	0,08	0,08
16–18	424	217,82	70	3,11	0,93	0,95	0,07	0,05
19–21	407	261,62	70	3,73	0,93	0,91	0,08	0,06
22–35	389	210,26	70	3,00	0,89	0,92	0,07	0,06
Egyéni	460	196,70	70	2,81	0,94	0,96	0,06	0,05
Csapat	439	258,65	70	3,69	0,91	0,94	0,07	0,07

Megbízhatósági mutatók

Elemzésünk utolsó részében a megbízhatósági mutatókat vizsgáltuk meg. Ehhez három mutatót, az ún. átlagos megmagyarázott variancia értékét, az indikátorhoz tartozó fogalmi megbízhatósági mutatót, valamint a Cronbach alfát használtuk. A megbízhatósági mutatóinkat a 3. táblázatban ismertetjük a teljes mintára vonatkozóan, valamint

3. táblázat. Az ABQ-H skála megbízhatósági mutatói a teljes mintán, valamint almintákra lebontva

Minta	Faktorok	Cronbach alpha	AVE	CR
Teljes minta	Teljesítmény csökkenése	0,76	0,45	0,79
	Fizikai és szellemi kimerültség	0,86	0,67	0,91
	Leértékelés	0,78	0,50	0,83
Fiú	Teljesítmény csökkenése	0,72	0,48	0,74
	Fizikai és szellemi kimerültség	0,85	0,59	0,87
	Leértékelés	0,71	0,51	0,79
Leány	Teljesítmény csökkenése	0,78	0,43	0,77
	Fizikai és szellemi kimerültség	0,87	0,63	0,89
	Leértékelés	0,80	0,56	0,81
14–15	Teljesítmény csökkenése	0,81	0,52	0,78
	Fizikai és szellemi kimerültség	0,89	0,69	0,91
	Leértékelés	0,87	0,65	0,90
16–18	Teljesítmény csökkenése	0,78	0,56	0,79
	Fizikai és szellemi kimerültség	0,87	0,63	0,87
	Leértékelés	0,84	0,54	0,82
19–21	Teljesítmény csökkenése	0,76	0,45	0,77
	Fizikai és szellemi kimerültség	0,82	0,58	0,87
	Leértékelés	0,73	0,43	0,72
22–35	Teljesítmény csökkenése	0,72	0,45	0,71
	Fizikai és szellemi kimerültség	0,84	0,65	0,90
	Leértékelés	0,71	0,46	0,72
Egyéni	Teljesítmény csökkenése	0,78	0,50	0,73
	Fizikai és szellemi kimerültség	0,89	0,65	0,90
	Leértékelés	0,79	0,48	0,72
Csapat	Teljesítmény csökkenése	0,80	0,52	0,76
	Fizikai és szellemi kimerültség	0,87	0,65	0,90
	Leértékelés	0,77	0,46	0,74

almintákra lebontva. A kapott megbízhatósági értékek a legtöbb helyen megfelelőnek mondhatók, de az határozottan látszik, hogy a serdülő korosztályban (14–18 éves korosztály) a legmagasabbak a megbízhatósági értékek, ami összhangban van az illeszkedési mutatóknál kapott eredményeinkkel is.

Teszt-reteszt reliabilitás

A kérdőíveket kéthetes eltéréssel töltötte ki a résztvevők egy kisebb, újonnan megkeresett csoportja. A teszt-reteszt elemzés ($n = 123$, ffi = 74, nő = 49; $M = 21,02$ év; $SD = .4,73$ év) alapján szignifikáns, pozitív erős kapcsolat található a két kitöltés között mind a három alskála tekintetében: Érzelmi és fizikai kimerültség – $r(121) = 0,92$, $p < 0,001$; Leértékelés – $r(123) = 0,90$, $p < 0,001$; Teljesítménycsökkenés érzete – $r(123) = 0,60$, $p < 0,001$.

Érvényesség – Konvergens validitás

Az ABQ skálái és az észlelt edzői autonómia, a sportmotiváció és a perfekcionizmus közötti kapcsolatot Pearson-féle product-moment korrelációs vizsgálattal elemeztük.

A *Teljesítménycsökkenés érzete* faktor szignifikáns, pozitív irányú, gyenge erejű kapcsolatot mutatott az Amotivációval, szignifikáns, negatív irányú, gyenge kapcsolatot mutatott az edzői autonómiatámogatás mértékével, az Intrinzik, Integrált és Identifikált szabályozással, valamint a perfekcionizmus skála Standardok alskálájával.

Az *Érzelmi és fizikai kimerültség* faktor szignifikáns pozitív gyenge kapcsolatot mutatott az Amotivációval és a Külső szabályozással, valamint szignifikáns negatív gyenge kapcsolatot mutatott az edzői autonómiatámogatás mértékével és Standardok alskálájával. Szignifikáns, de értékében elhanyagolható kapcsolat található az Intrinzik, Integrált és az Identifikált szabályozással.

A *Leértékelés* faktor szignifikáns pozitív közepes erősségű kapcsolatot mutatott az Amotivációval. Szignifikáns negatív gyenge kapcsolatot találtunk az adott faktor, valamint az edzői autonómiatámogatás mértéke között, továbbá az Intrinzik és Integrált szabályozás alskálák között. Szignifikáns, de értékében elhanyagolható kapcsolat található az alskála és az Introjektált és az Identifikált szabályozás között.

MEGBESZÉLÉS

A sportolói kiegésző vizsgálata nemzetközi viszonylatban a széleskörűen vizsgált területek közé tartozik, amelyet leggyakrabban a Sportolói Kiegésző Kérdőívvel (ABQ) szoktak felmérni. A kutatásunk célja, hogy ezt az eszközt adaptáljuk magyar nyelvre, így elérhetővé tegyük a hazai szakemberek számára is. Az eredmények alapján a kérdőív belső megbízhatósága megfelelőnek bizonyult, a megerősítő faktoranalízis igazolta a vizsgált itemek hármasszerkezetét. Eredményünk elfogadható illeszkedést és jó megbízhatóságot mutat, ám a faktortöltések tekintetében jelentősen elmaradt az eredeti tanulmányétól (Raedeke és Smith, 2001). Ugyanakkor hasonló problémával ta-

4. táblázat. A kérdőív magyarra fordított változata konstruktumvaliditásának ellenőrzése

		Érzelmi és fizikai kimerültség	Leértékelés	Teljesítménycsökkenés érzete
SCQ	Észlelt edzői autonómia-támogatás	-0,31**	-0,31**	-0,31**
	Amotiváció	0,39**	0,52**	0,37**
	Külső szabályozás	0,24**	0,15**	0,15**
SMS-II	Introjektált szabályozás	-0,02	-0,08**	-0,04
	Identifikált szabályozás	-0,17**	-0,19**	-0,32**
	Integrált szabályozás	-0,18**	-0,31**	-0,36**
	Intrinzik szabályozás	-0,14**	-0,32**	-0,30**
SAPS	Standardok	0,07	-0,20**	-0,21**
	Diszkrepancia	0,20**	-0,05	0,18**

**p < 0,01

lálkozhatunk a szakirodalomban is (Martínez-Alvarado és mtsai, 2019). A teljes minta ugyan nem illeszkedett tökéletesen a hármas szerkezethez, ám az almintákon már kifejezetten jó értékeket kaptunk. Nemenként vizsgálva a faktorszerkezetet közel azonos eredményeket kaptunk a két nem között. Korosztályos almintáknál azonban már más a helyzet. Míg a 14–16 és 17–18 évesek között az illeszkedési és megbízhatósági mutatók is kiválóan bizonyultak, addig az idősebb korosztályoknál már ezek az értékek alacsonyabbak. Ez az eredmény egyáltalán nem meglepő, hiszen a külföldi adaptációs vizsgálatok (pl. Isoard-Gauthier és mtsai, 2010), valamint Raedeke és Smith (2001) eredeti tanulmánya is inkább a serdülő korosztályt célozta meg. Természetesen a kiegészésnek nem csak a serdülők vannak kitéve, de a vizsgált kérdőív leginkább az ő felmérésükre bizonyult alkalmasnak. Ezek mellett sportágtípusonként is megvizsgáltuk a mintát, ahol azt tapasztaltuk, hogy az illeszkedési mutatók közel azonos nagyságúak az egyéni és a csapatsportot űzők körében.

A kérdőívet tovább elemezve, a szakirodalomban leírtaknak megfelelően (Altaheyneh, 2003; Gustafsson és mtsai, 2011; Barcza-Renner és mtsai, 2016) kapcsolatot találtunk az észlelt edzői autonómia-támogatás mértéke és a Sportolói Kiegészés Kérdőív alskálái között. A sportolói kiegészés kiváló tényezői közé sorolható az edző-sportoló közötti nem megfelelő kapcsolat, azonban az edző preventív légkört teremthet azáltal, hogy biztosítja a döntés lehetőségét a sportolója számára, és támogatja annak autonómiáját. Raedeke és Smith (2001) is felhívta a figyelmet a társas támasz szerepére a kiegészés megelőzésével kapcsolatban, amelyben az észlelt edzői viselkedésnek is jelentős szerepe van. Hozzájárulhat a kiegészéshez az autoriter edzői stílus, ahol az edzői instrukciók és irányítás dominánsan jelen van, és ahol a sportoló igényei, véleménye háttérbe szorul; míg a demokratikus edzői stílus, ahol biztosítják a sportolók számára a döntéshozatal lehetőségét meghatározott keretek között, csökkentheti a teljesítménycsökkenés érzetének kialakulását (Altaheyneh, 2003).

Az Amotiváció mindhárom alskálával, míg a Külső szabályozás az Érzelmi és fizikai kimerültség alskálával mutatott kapcsolatot, azaz a kiegészés mértékének növekedése együtt jár az öndeterminált motiváció csökkenésével. Mindezt megerősíti – a nem-

zetközi tapasztalatoknak megfelelően –, hogy az öndetermináció felé mutató skálák (Identifikált, Integrált és Intrinzik szabályozás) negatív kapcsolatba hozhatók a Sportolói Kiegészítő Kérdőív alskáláival. A témában releváns legtöbb sportpszichológiai elmélet (Raedeke, 1997; Gustafsson és mtsai, 2011) is a kiegészítő előjeleként tartotta számon a motivációhiányt, és számos kutatás kimutatta az összefüggéseket közöttük (Gustafsson és mtsai, 2017; Russel és Molina, 2018; Martínez-Alvarado és mtsai, 2016). Fontos megemlíteni, hogy bár a Teljesítménycsökkenés érzete alskálákhoz társítják a gyengébb korrelációs mutatókat, a hazai mintán ezzel szemben az Érzelmi és fizikai kimerültség alskála jellemezhető hasonló tulajdonsággal a sportolói motiváció kapcsolatában. Későbbi kutatások fontos feladata lehet a jelenség hátterének feltárása – a kimerültség pontosan milyen hatással bír a sportoló motiváltságára.

A perfekcionizmus kérdőív Standardok alskálája negatív összefüggést mutat a Leértékelés és Teljesítménycsökkenés érzete alskálákkal, míg a Diszkrépancia pozitív kapcsolatba hozható az Érzelmi és fizikai leértékelés alskálával, azaz a maladaptív perfekcionizmus (Jowett és mtsai, 2016, Pacewicz és mtsai, 2018; Gustafsson és mtsai, 2011; Barcza-Renner és mtsai, 2016) a kiegészítő kiváltó tényezői közé sorolható.

Az önkitöltős kérdőívek sajátosságai miatt fontos megemlíteni a kutatás limitációjaként a szociális megfelelési torzítás hatását, így a jövőben érdemes lehet a vizsgálatot egy ezt mérő skálával kiegészíteni. Továbbá fontos megjegyezni, hogy ugyan jó illeszkedési mutatókkal rendelkeztek a modellek, az alskálák faktortöltései mégis alacsony szinten maradtak, ami további vizsgálatra sarkall bennünket. Vizsgálatunk egyik legfontosabb korlátja, hogy a kérdőív szinte csak a serdülő korosztályban használható megbízhatóan. További limitációt jelent az, hogy az ABQ kérdőívet jelen formájában elsősorban kutatási célokra lehet jól használni. A gyakorlatban való jó használhatóságához szükség lenne egy kritériumrendszer kidolgozására, amellyel lehetőség nyílna a normálövezet és a kiegészítő érintett kitöltők megbízható elkülönítésére.

Összességében a kérdőív jól alkalmazhatónak bizonyult, és megfelelő megbízhatósággal rendelkezik mind a belső konzisztencia, mind az idői stabilitás kapcsán. Az új magyar változat tovább gazdagítja az alkalmazott sportpszichológia gyakorlati szegmensét, és hozzájárulhat a versenyzők korai lemorzsolódásával és kiegészítővel kapcsolatos preventív és intervenciók kialakításához.

IRODALOM

- Altahayneh, Z. (2003). *The effects of coaches' behaviors and burnout on the satisfaction and burnout of athletes*. Disszertáció. Letöltve 2020. 06. 26-án: http://purl.flvc.org/fsu/fd/FSU_migr_etd-0005
- Arce, C., De Francisco, C., Andrade, E., Seoane, G., & Raedeke, T. (2012). Adaptation of the Athlete Burnout Questionnaire in a Spanish sample of athletes. *The Spanish Journal of Psychology*, 15(3), 1529.
- Banville, D., Desrosiers, P., & Genet-Volet, Y. (2000). Translating Questionnaires and Inventories Using a Cross-cultural Translation Technique. *Journal of Teaching in Physical Education*, 19(3), 374–387.

- Barcza-Renner, K., Eklund, R. C., Morin, A. J., & Habeeb, C. M. (2016). Controlling Coaching Behaviors and Athlete Burnout: Investigating the Mediating Roles of Perfectionism and Motivation. *Journal of Sport and Exercise Psychology, 38*(1), 30–44.
- Bryant, F. B., & Satorra, A. (2012). Principles and Practice of Scaled Difference Chi-Square Testing. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 19*(3), 372–398.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications and Programming*. London: Routledge.
- Coakley, J. (1992). Burnout among Adolescent Athletes: A personal failure or social problem? *Sociology of Sport Journal, 9*(3), 271–285.
- Cresswell, S., & Eklund, R. (2006). The Nature of Player Burnout in Rugby: Key Characteristics and Attributions. *Journal of Applied Sport Psychology, 18*(3), 219–239.
- Deci, E. L. (2001). *The Sport Climate Questionnaire*. Letöltve 2018. 07. 18-án: <http://selfdeterminationtheory.org/pas-sport-climate/>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry, 11*(4), 227–268.
- DeFrancisco, C., Arce, C., Del Pilar Vílchez, M., & Vales, Á. (2016). Antecedents and Consequences of Burnout in Athletes: Perceived Stress and Depression. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 16*(3), 239–246.
- Garson, G. D. (2015). *Structural equation modeling*. Asheboro, NC: Statistical Associates Publishers.
- Gerber, M., Gustafsson, H., Seelig, H., Kellmann, M., Ludyga, S., Colledge, F., Brand, S., Isoard-Gautheur, S., & Bianchi, S. (2018). Usefulness of the Athlete Burnout Questionnaire (ABQ) as a Screening Tool for the Detection of Clinically Relevant Burnout Symptoms among Young Elite Athletes. *Psychology of Sport and Exercise, 39*, 104–113.
- Granz, H. L., Schnell, A., Mayer, J., & Thiel, A. (2019). Risk Profiles for Athlete Burnout in Adolescent Elite Athletes: A Classification Analysis. *Psychology of Sport and Exercise, 41*, 130–141.
- Guedes, D. P., & Souza, R. O. D. (2016). Psychometric Properties of the Athlete Burnout Questionnaire for Young Brazilian Athletes. *Journal of Physical Education, 27*, 1–12.
- Gustafsson, H., Kenttä, G., & Hassmén, P. (2011). Athlete burnout: an integrated model and future research directions. *International Review of Sport and Exercise Psychology, 4*(1), 3–24.
- Gustafsson, H., Lundkvist, E., Podlog, L., & Lundqvist, C. (2016). Conceptual Confusion and Potential Advances in Athlete Burnout Research. *Perceptual and Motor Skills, 123*(3), 784–791.
- Gustafsson, H., & Skoog, T. (2012). The Mediational Role of Perceived Stress in the Relation between Optimism and Burnout in Competitive Athletes. *Anxiety, Stress & Coping, 25*(2), 183–199.
- Gustafsson, H., DeFreese, J. D., & Madigan, D. J. (2017). Athlete Burnout: Review and Recommendations. *Current Opinion in Psychology, 16*, 109–113.
- Gustafsson, H., Madigan, D. J., & Lundkvist, E. (2018). Burnout in athletes. In Fuchs, R. & Gerber, M. (Eds), *Handbuch Stressregulation und Sport* (pp. 489–504.). Berlin, Heidelberg: Springer.
- Hair, J. F., Jr., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *Journal of Business Research Methods, 6*, 53–60.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut-Off Criteria for Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives. *Structural Equation Modelling, 6*, 1–55.
- Hughes, P. (2014). *Association between athlete burnout and athletic injury*. Letöltve 2019. 05. 14-én: <https://cdr.lib.unc.edu/concern/dissertations/gx41mj654>

- Isoard-Gauthier, S., Oger, M., Guillet, E., & Martin-Krumm, C. (2010). Validation of a French Version of the Athlete Burnout Questionnaire (ABQ). *European Journal of Psychological Assessment, 26*(3), 203–211.
- Jowett, G. E., Hill, A. P., Hall, H. K., & Curran, T. (2016). Perfectionism, Burnout and Engagement in Youth Sport: The Mediating Role of Basic Psychological Needs. *Psychology of Sport and Exercise, 24*, 18–26.
- Kamimura, A., Kawata, Y., Raedeke, T. D., & Hirose, M. (2020). Association of Athlete Burnout with Depression Among Japanese University Athletes. *Juntendo Medical Journal, 66*(3), 1–12. doi: 10.14789/jmj.2020.66.JMJ19-OA24
- Kovács K., Gyömbér N., F. Földi R., & Lénárt Á. (megjelenés alatt). Észlelt Autonómia Tárogatás Kérdőívek Hazai Adaptációja, *Alkalmazott Pszichológia*.
- Lonsdale, C., Hodge, K., & Rose, E. (2009). Athlete burnout in elite sport: A self-determination perspective. *Journal of Sports Sciences, 27*(8), 785–795.
- Lundkvist, E., Gustafsson, H., Davis, P. A., Holmström, S., Lemyre, N., & Ivarsson, A. (2018). The temporal relations across burnout dimensions in athletes. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports, 28*(3), 1215–1226.
- Martínez-Alvarado, J. R., Guillén García, F., & Feltz, D. (2016). Athletes' Motivational Needs Regarding Burnout and Engagement. *Revista de Psicología del Deporte, 25*(1), 65–71.
- Martínez-Alvarado, J. R., Guillén, F., Palacios, L. H. A., Magallanes, A. G., Ruíz, P. F., & Asadi, A. A. (2019). Analysis of The Psychometric Properties of the Athlete Burnout Questionnaire (ABQ) in Mexican Athletes. *Anales de Psicología, 35*(2), 341–349.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1984). Patterns of Burnout among a National Sample of Public Contact Workers. *Journal of Health and Human Resources Administration, 7*(2), 189–212.
- Maslach, C., Jackson, S. E., Leiter, M. P., Schaufeli, W. B., & Schwab, R. L. (1986). *Maslach Burnout Inventory Manual*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Pacewicz, C. E., Gotwals, J. K., & Blanton, J. E. (2018). Perfectionism, Coping, and Burnout among Intercollegiate Varsity Athletes: A Person-Oriented Investigation of Group Differences and Mediation. *Psychology of Sport and Exercise, 35*, 207–217.
- Pelletier, L. G., Rocchi, M. A., Vallerand, R. J., Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2013). Validation of the revised sport motivation scale (SMS-II). *Psychology of Sport and Exercise, 14*(3), 329–341.
- Raedeke, T. (1997). Is Athlete Burnout More than Just Stress? A Sport Commitment Perspective. *Journal of Sport and Exercise Psychology, 19*(4), 396–417.
- Raedeke, T. D., & Smith, A. (2001). Development and Preliminary Validation of an Athlete Burnout Measure. *Journal of Sport and Exercise Psychology, 23*, 281–306.
- Reinhardt, M., Tóth, L., & Rice, K. G. (2019). Perfekcionista csoportok pozitív mentális egészsége – a perfekcionizmus, az érzelmszabályozás és a szubjektív jóllét mintázódása fiatal élsportolók körében. *Magyar Pszichológiai Szemle, 74*(3), 301–325.
- Russell, W., & Molina, S. (2018). A Comparison of Female Youth Sport Specializers and Non-Specializers on Sport Motivation and Athletic Burnout. *Journal of Sport Behavior, 41*(3), 330–350.
- Silva, J. M. (1990). An analysis of the training stress syndrome in competitive athletics. *Journal of Applied Sport Psychology, 2*(1), 5–20.
- Smith, R. E. (1986). Toward a Cognitive-Affective Model of Athletic Burnout. *Journal of Sport and Exercise Psychology, 8*(1), 36–50.
- Schmidt, G. W., & Stein, G. L. (1991). Sport commitment: A model integrating enjoyment, dropout, and burnout. *Journal of Sport and Exercise Psychology, 13*(3), 254–265.
- Smohai, M., Szemes, Á., Bernhardt-Torma, N., Mirnics, Zs., Bóna, K., Kovács, K., Gyömbér, N., Béres, R., & Tóth, L. (2019). *Psychometric properties of the Hungarian adaptation of the Sport Motivation Scale II*. Kézirat.

- Tenenbaum, G., Jones, C. M., Kitsantas, A., Sacks, D. N., & Berwick, J. P. (2003). Failure Adaptation: An Investigation of the Stress Response Process in Sport. *International Journal of Sport Psychology*, 34(1), 27–62.
- Vealey, R. S., Armstrong, L., Comar, W., & Greenleaf, C. A. (1998). Influence of Perceived Coaching Behaviors on Burnout and Competitive Anxiety in Female College Athletes. *Journal of Applied Sport Psychology*, 10(2), 297–318.

ADAPTATION OF ATHLETIC BURNOUT QUESTIONNAIRE IN A HUNGARIAN SAMPLE OF ATHLETES

KOVÁCS, KRISZTINA – BERKI, TAMÁS – ÁGOSTON, RÉKA – SMOHAI, MÁTÉ –
HARSÁNYI, SZABOLCS GERGŐ – SZEMES, ÁGNES – GYÖMBÉR, NOÉMI

Background and aims: The goal of this study is to investigate the psychometric characteristics of the Hungarian version of the Athlete Burnout Questionnaire (ABQ, Raedeke and Smith, 2001) and examine the reliability and validity of this questionnaire.

Methods: 1317 athletes were involved in this study (mean age = 20,45; SD = 4,39; men = 649; women = 669). Beside the above mentioned questionnaire (ABQ-H), the Sport Climate Questionnaire (SCQ-H; Deci, 2001; Kovács, Gyömbér, F. Földi, & Lénárt, in press), the Sport Motivation Scale -2 (SMS-2; Smohai et al, 2019) and the Short Almost Perfect Scale (Reinhardt, Tóth and Rice, 2019) were applied for the validation.

Results: The confirmatory factor analysis showed consistency with the original structure. We found three, separated factors: reduced sense of accomplishment; emotional and physical exhaustion and devaluation. Internal consistency of the subscales (Cronbach- α : 0,76 – 0,86) proved to be adequate. Correlation coefficient for test-retest reliability was ranging from 0,60 to 0,92 (Exhaustion - $r(121) = 0,92$, $p < 0,001$; Devaluation - $r(123) = 0,90$, $p < 0,001$; Reduced sense of accomplishment - $r(123) = 0,60$, $p < 0,001$). Examination of convergent validity revealed small relationships ($r = -0,20 - 0,52$) – as it was found in the literature too – among the three scales of athletic burnout, the types of sportmotivation, the level of the perceived autonomy support from coach and the forms of perfectionism.

Discussion: The Hungarian version of the ABQ seems to be a valid and reliable questionnaire to measure, among adolescent athletes particularly.

Keywords: athletic burnout, autonomy support, self-determination theory, perfectionism

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)

MELLÉKLET

Sportolói Kiégés Kérdőív – ABQ

Ez a kérdőív 15 állítást tartalmaz, amelyek a sporttal kapcsolatos érzésekre vonatkoznak. Kérjük, olvasd el az egyes állításokat és jelöld meg válaszd az alábbiak szerint:

Ha úgy gondolod, hogy az adott érzést szinte soha nem tapasztalod, akkor az 1-est karikázd be. Ha ritkán, akkor a 2-est, ha néha, akkor a 3-ast. Ha gyakran tapasztalod az adott érzést, akkor a 4-est karikázd be, ha pedig szinte állandóan, akkor az 5-öst.

Kérjük, hogy minden kérdésre válaszolj, nincsenek helyes vagy helytelen megoldások. Válaszolj úgy, hogy válaszaid a téged legpontosabban jellemző képet tükrözzék. Ne gondolkodj sokat, hallgass a legelső megérzésedre!

1	Úgy érzem, érdemleges teljesítményt érek el a sportban.	1	2	3	4	5
2	Annyira fáradtnak érzem magam az edzéstől, hogy nehezen találok energiát más dolgokra.	1	2	3	4	5
3	Az erőfeszítéseket, amelyeket a sportágamra fordítok, jobb lenne, ha másra fordítanám.	1	2	3	4	5
4	Túlságosan fáradtnak érzem magam a sportolástól.	1	2	3	4	5
5	Úgy érzem, nem teljesítek túl jól a sportban.	1	2	3	4	5
6	Nem törődöm már annyira a sportteljesítményemmel, mint régebben.	1	2	3	4	5
7	Úgy érzem, nem teljesítek a képességeimnek megfelelően.	1	2	3	4	5
8	Holtfáradtnak érzem magam a sportolástól.	1	2	3	4	5
9	Nem kedvelem már annyira a sportágamat, mint régen.	1	2	3	4	5
10	Úgy érzem, fizikailag ki vagyok merülve a sporttól.	1	2	3	4	5
11	Kevésbé aggódom, hogy sikeres legyek a sportban, mint régebben.	1	2	3	4	5
12	Kimerültem a sport mentális és fizikai követelményeitől.	1	2	3	4	5
13	Úgy tűnik, mindegy, mit csinálok, nem teljesítek annyira jól, mint kellene.	1	2	3	4	5
14	Sikeresnek érzem magam a sportágamban.	1	2	3	4	5
15	Negatív érzéseim vannak a sportágam iránt.	1	2	3	4	5

Kiértékelés

Az alskálaképzés a hozzájuk tartozó tételek összeadásával történik.

Teljesítmény csökkenésének érzete alskála: 1 (fordított), 5, 7, 13, 14 (fordított)

Érzelmi és fizikai kimerültség alskála: 2, 4, 8, 10, 12

Leértékelés alskála: 3, 6, 9, 11, 15