

AZ IRRACIONÁLIS TELJESÍTMÉNYHIEDELMEK LELTÁRÁNAK (IPBI) HAZAI VALIDÁCIÓJA



TÓTH Renátó

Magyar Testnevelési és Sporttudományi Egyetem, Doktori Iskola
toth.renato@tf.hu

TURNER Martin James

Manchester Metropolitan Egyetem, Egészségügyi és Oktatási Kar
m.turner@mmu.ac.uk

TÓTH László

Magyar Testnevelési és Sporttudományi Egyetem, Tanárképző Intézet
Magyar Testnevelési és Sporttudományi Egyetem, Pszichológia és Sportpszichológia Tanszék
toth.laszlo@tf.hu

ÖSSZEFOGLALÓ

Háttér és célkitűzések: A tudományos és gyakorlati sportpszichológiában egyre elterjedtebb beavatkozási módszer a Racionális Emotív Viselkedésterápia (REBT), amelynek alapja az irracionális hiedelmek (dogmatikus követelések, alacsony frusztrációs tolerancia, rettegés, becsmérlés) azonosítása és racionálissá alakítása. Ahhoz, hogy a tudományos és az alkalmazott sportpszichológiában egyaránt használható legyen hazai viszonylatban ez az intervenció, elengedhetetlen egy magyar nyelvű validált mérőeszköz kialakítása. Jelen tanulmány célja az eredeti, angol nyelvű Irracionális Teljesítményhiedelmek Leltár (iPBI) magyar nyelvű változatának pszichometriai mutatóinak és faktorszerkezetének vizsgálata sportolói mintán.

Módszer: A kutatásban 334 magyar amatőr és profi sportoló vett részt, akik egyéni, illetve csapatsportot űztek. A nemzetközileg elfogadott fordítási és kulturális adaptáció elveit követve végeztük el a 20 tételes sportolói kontextusra fejlesztett iPBI magyar nyelvű fordítását. A vizsgálatok során a versenyszorongás-skálát használtuk a versenyszorongás mérésére. A konstruktumvaliditás feltárásához megerősítő faktoranalízist, míg a prediktív érvényességhez lineárisregresszió-elemzést alkalmaztunk. A belső konzisztencia feltárásához a skálák közötti korrelációs együtthatót vizsgáltuk, míg a megismételhetőség teszteléséhez teszt-reteszt módszertant felhasználó osztályon belüli korrelációs együtthatót alkalmaztunk.

Eredmények: Az eredeti 20 tételes változat megerősítő faktoranalízis-eredményei nem mutatnak elégséges illeszkedési adatokat. Négy problémás tétel kizárása után megfelelő értékeket jelzett a megerősítő faktoranalízis. Az irracionális hiedelmek előre jelzik a multidimenzionális szorongásmodell mindhárom komponensét (kognitív, szomatikus, önbizalom). A belsőkonzisztencia- és a teszt-reteszt vizsgálatok is megerősítik a 16 tételes változat megbízhatóságát.

Következtetések: A 16 tételes magyar Irracionális Teljesítményhiedelmek Leltár (iPBI-HUN) validitása, reliabilitása és standard értékei a mérőeszköz tudományos és gyakorlati célú felhasználásra egyaránt alkalmasnak bizonyul.

Kulcsszavak: sportpszichológia, REBT, iPBI, validitás, reliabilitás

BEVEZETÉS

A sportpszichológia mint alkalmazott pszichológiai tudományág leggyakrabban használt és kutatott komplex beavatkozása a pszichológiai képességfejlesztő tréning (PST; Lange-Smith et al., 2023). Ez egy összefoglaló megnevezés, ami több pszichológiai megközelítés technikáját (pl. relaxáció, belső beszéd, kognitív átkeretezés stb.) tartalmazza, amelyek közül a leginkább a kognitív viselkedésterápia (CBT) módszer-tanába tartozó gyakorlatok fedezhetőek fel. A kognitív viselkedésterápia egy olyan, bizonyítékon alapuló megközelítés, amelynek hatékonyságát a jelenlegi pszichológiai irányzatok közül a legtöbb tudományos kutatás igazolja (David & Hofmann, 2018). A CBT első hulláma a behaviorista nézőpontot hangsúlyozta, azon belül is különösen kiemelte az operáns kondicionálás – jutalom vagy büntetés – szerepét a maladaptív viselkedések megváltoztatásában (Skinner, 1963). A CBT második hulláma negatív gondolati mintázatok azonosítására és megváltoztatására fókuszál. Az elmúlt évtizedekben megjelent harmadik hullám pedig a folyamatorientáltságot hangsúlyozta, tehát arra koncentrált, ahogyan az egyén viszonyul

a gondolataihoz, nem pedig azok jelentésére (Hayes & Hofmann, 2017). Ide tartozik az elfogadás és elköteleződés terápia (ACT; Hayes et al., 1999), valamint a mindfulness-alapú intervenciók (pl. MBSR; Kabat-Zinn, 1994). A harmadik hullámba tartozó megközelítések egyre nagyobb teret hódítanak a sportpszichológia területén is, hiszen a hagyományos PST-vel ellentétben sokkal inkább a sportoló teljes személyiségét veszi figyelembe, és nem feltétlen redukálódik bizonyos technikákra, hanem egy olyan szemléletmód kialakítását célozza, ami elsősorban hozzájárul a mentális jóllét-höz, és ezen keresztül a teljesítmény optimalizálásához.

A Racionális Emotív Viselkedésterápia (REBT; Ellis, 1957) a kognitív viselkedésterápiás (CBT) pszichológiai irányzat második hullámának meghatározó intervenciója, amely azon az általános elven alapul, mely szerint nem maga az esemény, hanem az egyén hiedelmei (gondolatai) határozzák meg az érzelmi, viselkedéses és test-érzeti következményeket (Ellis, 1957). A REBT intervenció folyamatának a szemléltetéséhez Ellis és Ellis (2014) létrehozta

az ABCDE keretrendszert, amely egy angol mozaikszó. Ahogy már korábban is említettük, a modell szerint mindig van egy aktiváló esemény (A: *activating event*), amely valamilyen érzelmi, viselkedéses és/vagy testi következményekkel (C: *consequences*) jár az egyénben, amelyek megjelenését befolyásolják az egyén hiedelmei (B: *beliefs*). Ellis (1957) szerint a következmények negatív mintázatát (pl. szorongás, elkerülő viselkedés, szaporább pulzus) az határozza meg, hogy az adott személy racionális vagy irracionális hiedelmeket társít az aktiváló eseményhez. Az irracionális hiedelmek olyan gondolatok, amelyek nincsenek összhangban a valósággal, tehát rögzültek, szélsőségesek és logikátlanok. Az ABCDE keretrendszer utolsó két része arra fókuszál, hogy az azonosított irracionális hiedelmeket a terapeuta és a kliens egymással megvitatassák (D: *disputation*), majd pedig helyette kialakítsanak és megerősítsenek hatékony új racionális hiedelmeket (E: *effective rational beliefs*), amelyek logikusak, rugalmasak és nem szélsőségesek, tehát összhangban vannak a valósággal. Dryden (1995) négy ellentétes racionális és irracionális hiedelmepárt emel ki: kívánságok – dogmatikus követelések, félelemnélküliség – rettegés, magas frusztrációs tolerancia – alacsony frusztrációs tolerancia, én és mások elfogadása – becsmérlés. Az első pár racionális formája a kívánságok, amelyek olyan vágyott vagy elérni kívánt következmények, amiket az adott egyén szeretne megvalósítani, azonban ha nem sikerül számára, az is elviselhető, ellentétben az egyén saját maga felé irányuló irracionális dogmatikus követeléseiivel, tehát az úgynevezett „kell” típusú szigorú és rögzült gondolatokkal. A második hiedelmepárba tartozó racionális félelemnélküliség esetében mindig van egy rugalmassági

tartomány az adott félelemkeltő szituációval kapcsolatosan, amely szűkülhet a félelem mértékétől függően, azonban a valósággal összeegyeztethető és konstruktív. Ennek az irracionális párja a rettegés, amely során az adott személy csak a lehető legrosszabb forgatókönyvet veszi figyelembe. A magas frusztrációs tolerancia sokkal inkább tükrözi a valóságot, és nélkülözi a túlzó megállapításokat, ellentétben az alacsony frusztrációs toleranciával, amely a stresszkeltő, váratlan és frusztráló eseményekkel való megküzdés képtelenségét jelzi előre. A becsmérlés saját magunk vagy mások leértékelését jelenti, például „*ha hibázok, az azt jelenti, hogy én egy teljes csődtömeg vagyok*”, ezzel szemben sokkal inkább racionális a hibákra elfogadással tekinteni, akár saját magunkkal, akár másokkal szemben (Dryden, 1995). Számos korábbi tanulmány alátámasztotta, hogy több pszichopatológias konstrukttummal összefüggésbe hozhatóak az irracionális hiedelmek, mint például a depresszió (Ciarrochi & Deane, 2005; Nelson, 1977) vagy a szorongásos zavarok (Deffenbacher et al., 1986; Himle et al., 1982; Vislă et al., 2016).

Természetesen az irracionális hiedelmek esetleges negatív következményei alól a sportolók sem kivételek. Habár az irracionális hiedelmek és a REBT térhódítása a sportpszichológiában viszonylag újkéntű – az ebben a témában megjelent első könyv: Turner & Bennett (2018) –, az eddigi kutatások releváns eredményeket mutatnak a REBT sportpszichológiai hatékonyságát illetően (Jordana et al., 2020; Tóth et al., 2023; Turner et al., 2022). Több tanulmány is alátámasztja, hogy a sportolóknál is összefüggésbe hozhatóak az irracionális hiedelmek a rosszabb mentális egészséggel (pl. Chadha et al., 2019; Turner, 2016; Turner et al., 2019). Korábbi kutatások azt is feltár-

ták, hogy az irracionális hiedelmek sportolói kontextusban növelhetik a teljesítményt csökkentő (debilizáló) versenyszorongás (Chadha et al., 2019) és a maladaptív perfekcionizmus (pl. Jordana et al., 2023) megjelenését, valamint a sportteljesítményre is káros hatással lehetnek (pl. Mesagno et al., 2021; Turner, Kirkham, et al., 2018; Wood et al., 2018). Ezek az eredmények is alátámasztják azt a tapasztalatot, hogy a sportpszichológiában az irracionális hiedelmek felismerése, valamint helyettesítése és megerősítése racionálisakkal, releváns tényező lehet a mentális egészség- és teljesítményfejlesztés szempontjából. Ebből adódóan a REBT sportpszichológiába való integrálásának első lépése, hogy felmérjük a sportoló irracionális hiedelmeit, amihez szükséges egy megbízható (reliabilitás) és érvényes (validitás) mérőeszköz. Ezt felismerve Turner és Allen (2018) kifejlesztette sportolói kontextusra az angol nyelvű 20 ítemes Irracionális Teljesítményhiedelmek Leltárt (*Irrational Performance Beliefs Inventory* – iPBI) az eredeti 28 tételes verzió alapján (Turner et al., 2018) business, sport, amely alkalmas az irracionális hiedelmeket összességében vizsgálni, valamint a már korábban bemutatott négy dimenzióját (dogmatikus követelések, rettegés, alacsony frusztrációs tolerancia, becsmérlés) külön-külön is. Az önbevallásos mérőeszköz pszichometriai értékei bizonyítják a konstruktív, egyidejű és prediktív validitását, valamint a teszt-reteszt megbízhatóságát és belső konzisztenciáját (Turner & Allen, 2018). Az eredeti angol nyelvű iPBI eszközt lefordították és validálták több nyelvre is. Chotpitayasunondh és Turner (2019) thai nyelvre fordított verziójának belső konzisztenciája ($\alpha = 0,90-0,96$) és kritériumvaliditása ($r = 0,47-0,81$) megfelelő értékeket mutat professzionális munka-

környezetben. A Michel-Kröhler és Turner (2022) által német nyelvre fordított eszköz belső konzisztenciája ($\alpha = 0,78-0,93$) és a módosított változat megerősítő faktoranalízise ($N = 234$, $\chi^2(163) = 339,33$, $p < 0,001$, $CFI = 0,92$, $SRMR = 0,06$, $RMSEA = 0,07$) szintén megfelelő értékeket mutat. Nejadi és munkatársai (2022) perzsa nyelvet területre fordították az eredeti iPBI-t, amely szintén elfogadható belső konzisztencia ($\alpha = 0,77-0,87$), teszt-reteszt ($ICC = 0,86-0,96$) és illeszkedési mutatókkal ($N = 334$, $\chi^2/df = 2,22$, $p < 0,001$, $CFI = 0,96$, $SRMR = 0,06$, $RMSEA = 0,06$) rendelkezik. Jelenlegi tudásunk szerint az iPBI magyar nyelvű validálása még nem történt meg, azonban a magyar nyelvre fordított változat adaptálása hazai sportolói mintán – a nemzetközi tanulmányokhoz hasonlóan – azt mutatja, hogy az irracionális hiedelmek előrejelzik a kognitív és szomatikus versenyszorongást egyaránt, amiben a perfekcionizmus mediátor szerepet tölt be (Tóth et al., 2022).

Jelen tanulmány fő célja, hogy a magyar nyelvre fordított Irracionális Teljesítményhiedelmek Leltárt (iPBI-HUN) validálja a hazai sportolói kontextusra, és megbízhatósági (reliabilitás) mutatóit feltárja, hiszen ez hozzájárulhat a magyar sportpszichológia tudományos és gyakorlati fejlődéséhez egyaránt. A pszichológiai mérőeszközök esetében a reliabilitás bizonyítása teszi lehetővé azt, hogy egy adott mérőeszköz több különböző mérési időpontban is ugyanúgy mér, tehát megismételhető. A validitás pedig azt bizonyítja, hogy a mérőeszköz valóban azt méri, amire az ki lett fejlesztve (Szokolszky, 2004). Először szeretnénk megerősítő faktoranalízist alkalmazva bizonyítani a konstruktumvaliditást, ami azt jelenti, hogy a magyar a nyelvű iPBI esetében is bizonyítható az eredeti négyfaktoros struk-

túra. A prediktív validitás megerősítéséhez azt feltételezzük, hogy a magyar nyelvű iPBI skálái előre jelzik a multidimenzionális versenyszorongást (CSAI-2H). A reliabilitás bizonyításához teszt-reteszt vizsgálat során feltételezzük, hogy a két mérés közötti eredmények szignifikánsak, tehát nem térnek el egymástól. Továbbá a belső konzisztencia megerősítése érdekében feltételezzük, hogy a magyar nyelvű iPBI valamennyi tétele és alkálái is megfelelő Cronbach- α értékeket ($> 0,60$) mutatnak.

MÓDSZEREK

Minta

Jelen tanulmányban 334 magyar sportoló ($M = 25,24$, $SD = 10,62$) vett részt, akik amatőr ($N = 211$) vagy profi ($N = 123$) szinten sportoltak. A nemi elosztást tekintve a résztvevők 46%-a nő ($N = 153$) és 54%-a férfi ($N = 181$) volt. A teljes minta egyéni ($N = 136$) és csapatsportolókat ($N = 198$) egyaránt tartalmaz. A résztvevők kiválasztása során különös hangsúlyt helyeztünk arra, hogy a minél több sportág képviselői alkossák a vizsgálati mintánkat, hiszen ez erősíti a kutatás eredményeinek általánosíthatóságát (Terry et al., 2003). Ennek megfelelően a vizsgálatban résztvevők között megtalálhatóak labdarúgók, jégkorongozók, röplabdázók, atléták, rövidpályás gyorskorcsolyázók, úszók és egyéb sportágak képviselői is, akiket elektronikus formában kértünk fel a kutatásban való részvételre. A toborzás során magyarországi sportklubokat kerestünk fel, és a náluk sportoló személyek alkotják a mintánkat. A minta nagyságának meghatározásakor Kline (2023) ajánlását vettük alapul, amely szerint a faktoranalízishez 10–15 résztvevőre van szükség

tételenként, tehát 20 tételes kérdőív esetében 200-300 főre, habár Meyers és munkatársai (2011) szerint 300 résztvevő felett tételszámtól függetlenül kijelenthető, hogy megfelelő a minta nagysága a faktoranalízishez.

Az adatfelvétel során amatőr és professzionális sportegyesületeket kerestünk fel, hiszen a jelen vizsgálatba való bekerülési feltétel minimum amatőr versenyzői engedély volt. A felkeresett egyesületek sportolói – akik az előzetesen küldött tájékoztatót elolvasták, és a vizsgálatba való részvételbe beleegyeztek – elektronikus úton értek hozzá a kérdőívcsomaghoz, amelynek kitöltése kb. 10 percet vett igénybe. A vizsgálat teljes mértékben anonim volt, és a résztvevő személyek bármikor megszakíthatták indoklás nélkül a kitöltést. A kutatást a Magyar Testnevelési és Sporttudományi Egyetem Kutatás-Értékelési Bizottsága engedélyezte (TE-KEB/2023/27).

Mérőeszközök

Az eredeti Irracionális Teljesítményhiedelmek Leltár (*Irrational Performance Beliefs Inventory* – iPBI) 28 tételből álló önbevallásos mérőeszköz, amely szervezeti környezetben megfelelő konstrukciós- és konkurensvaliditási értékeket mutat (Turner et al., 2018). Ez a 28 tételes változat elsősorban professzionális szervezetben tevékenykedő magas teljesítményre ösztönzött munkavállalókra lett validálva. Később Turner és Allen (2018) sportolói mintán is tesztelte, és arra jutottak, hogy egy rövidített, 20 ítemes változat mutat megfelelő értékeket sportolói kontextuson. A 20 tételre a válaszadók öt pontos Likert-skálán (1: egyáltalán nem értek egyet, 5: teljes mértékben egyetértek) fejezhetik ki, hogy az adott állítás milyen mértékben jellemző rájuk. Az iPBI összesség-

gében is alkalmas az irracionális hiedelmek mérésére, valamint négy faktorstruktúrára ($N = 532$, $\chi^2(163) = 636,87$, $p < 0,001$, $CFI = 0,91$, $NNFI = 0,90$, $SRMR = 0,07$, $RMSEA = 0,07$, $CI = 0,07 - 0,08$) osztható: dogmatikus követelmények (pl. „*Társaim nem utasíthatnak el.*”), alacsony frusztrációs tolerancia (pl. „*Nem tudom elviselni, ha a képességeim nem fejlődnek folyamatosan.*”), rettegés (pl. „*Szörnyű, amikor mások azt gondolják, hogy én érdemben nem járultam hozzá a dolgokhoz.*”), becsmélés (pl. „*Ha kudarcokkal nézek szembe, az megmutatja, hogy milyen ostoba vagyok.*”). Az eredeti iPBI szignifikáns együjtjárást mutat az Általános Attitűd- és Hiedelem Skála (Lindner et al., 1999) hasonló alskáláival, amely alátámasztja az eszköz konkurens érvényességét. A belső konzisztencia minden skála esetében teljesült (Cronbach- $\alpha = 0,79-0,87$). Az angol nyelvű 20 tételes iPBI magyarra fordítása során az eredeti mérőeszköz fejlesztőinek engedélyével (Turner & Allen, 2018) a nemzetközileg elfogadott fordítási és kulturális adaptáció elveit követtük (ISPORT's QOL-SIG; Wild et al., 2005):

1. Engedélykérés: Az eredeti fejlesztőtől való engedélykérés és konceptuális egyeztetés a folyamatról.
2. Fordítás: Az eredeti angol nyelvű iPBI fordítása magyar nyelvre, két, angolul emelt szinten beszélő sportszakpszichológus által, egymástól függetlenül.
3. Egyeztetés: A két független fordítás közötti eltérések és különbségek konszenzusalapú megvitatása, és harmadik fél bevonásának segítségével egyé alakítása.
4. Visszafordítás: Anyanyelvi angolt beszélő kolléga vissza fordítása magyarról angolra.
5. Felülvizsgálat: Az eredeti fejlesztő (második szerző) felülvizsgálta az eredeti és a vissza fordított változatot.
6. Harmonizálás: A vissza fordított változat korrigálása az eredeti – valamint egyéb nyelvre már validált – eszközök összehasonlítása alapján.
7. Kognitív visszajelzés: Célcsoportból (sportolók) származó egyénekkkel ($N = 4$) folytatott interjú azzal kapcsolatosan, hogy a magyar nyelvű iPBI instrukciói és itemei mennyire egyértelműek számukra. Az interjú alanyainak visszajelzései alapján számukra teljes mértékben érthető volt a kérdőív.
8. Véglegesítés: Minden eredmény és visszajelzés alapján a tanulmány szerzői véglegesítették a fordítást.
9. Ellenőrzés: A véglegesített fordítás ellenőrzése helyesírási és nyelvezeti szempontból egy független szakértő által.
10. Végző jelentés: Jelen tanulmány tartalmazza a használt módszertan teljes leírását.

A kutatás során a versenyszorongás mérésére a versenyszorongás-skálát (*Competitive State Anxiety Inventory* – CSAI-2; Martens et al., 1990) használtuk, amelynek magyar nyelvű adaptálását Sipos és munkatársai (1999) végezték el. A CSAI-2 egy 27 tételt tartalmazó önbevallásos mérőeszköz, amely során négy pontos Likert-skálán (1: egyáltalán nem, 4: nagyon) tudja kiválasztani a kitöltő a rá leginkább jellemző értéket azzal kapcsolatosan, hogy közvetlen versenyhelyzet előtt hogyan érzi magát. A kérdőív három alskálára tagolódik: kognitív szorongás (pl. „*Aggódok amiatt, hogy ezen a versenyen nem fogok úgy szerepelni, ahogy szeretnék.*”), szomatikus szorongás (pl. „*A szokásosnál gyorsabban ver a szívem.*”), önbizalom (pl. „*Bízom abban, hogy kiállom a próbát.*”). A magyar nyelvre adaptált eszköz megfelelő belső konzisztencia-értékeket (Cronbach- $\alpha = 0,75-0,85$) Sipos és munkatársai (1999) bizonyították.

Adatelemzés

A pszichometriai eszközök validálása során Schutz és Gessaroli (1993) ajánlása alapján első lépésként megerősítő faktoranalízist futtattunk, amely alkalmas az adott mérőeszköz – esetünkben az iPBI-HUN – konstruktum- (faktor-) validitásának vizsgálatához. A megerősítő faktoranalízis esetében nincs egységes iránymutatás azzal kapcsolatban, hogy mely illeszkedési mutatók adnak jobb előrejelzést a vizsgálni kívánt modellt illetően, ezért azt javasolják, hogy ezeknek a mutatóknak a kombinációját használjuk az elemzés során (Kline, 2023). Jelen tanulmányban a megerősítő faktoranalízis értelmezése során a khi-négyzet és a szabadságfok hányadosát (χ^2/df), a középérték hibáját (*root mean squared error* – RMSEA), a standardizált gyök-átlag négyzet maradványindexét (*standardised root mean square residual* – SRMR), valamint az összehasonlító illeszkedési mutatót (CFI) alkalmaztuk. A χ^2/df mutató esetében nincs általánosan elfogadott határérték, ezért Kline (2023) javaslatát követjük, amely alapján 3-nál alacsonyabb érték elfogadható. Az RMSEA- és az SMR-index esetében 0,08-nál alacsonyabb érték elfogadható, míg 0,06-nál alacsonyabb érték jó modellt mutat, az összehasonlító illeszkedési mutató (CFI) esetében 0,90-nél magasabb érték jelenti a megfelelő szintet (Hu & Bentler, 1999). A prediktív validitás vizsgálata során lineárisregresszió-elemzést alkalmaztunk az irracionális hiedelmek (iPBI) befolyásoló erejének feltárásához a versenyszorongást (CSAI-2H) illetően.

A reliabilitás feltárásához belsőkonzisztencia- és teszt-reteszt vizsgálatot hajtottunk végre. Azonos skálák itemei közötti együtjárás feltárásához (belső konzisztencia)

Cronbach-alfa együttható esetében 0,60-nál magasabb érték az elfogadható (Cronbach, 1951; Hajjar, 2018). Az eszköz stabilitásának és megismételhetőségének méréséhez a sportolók egy bizonyos csoportjánál ($N = 46$, $M = 18,04$, $SD = 1,83$) az eredeti mérést követő 4 hét múlva újra megisméltük a tesztfelvételt. A teszt-reteszt vizsgálatához osztályon belüli korrelációs együtthatót (*interclass correlation coefficients* – ICC) alkalmaztunk, amely 0,80 és 1 között kiváló, 0,60–0,80 között jó, míg 0,60 alatt nem elfogadható értéket jelent (Nejati et al., 2022). A statisztikai elemzések futtatása során IBM SPSS 27 és JAMOVI 2.4.11 szoftvert használtunk.

EREDMÉNYEK

A fő elemzések futtatása előtt ellenőriztük a minta normál eloszlását, amely azt mutatja, hogy minden változó esetében a ferdeség és a csúcsosság -2 és 2 közötti érték között van, valamint szélsőségesen kilógó adatokat a minta nem tartalmaz. Ez alapján kijelenthető, hogy a normalitás feltétele teljesül, tehát nincs szükség robusztus tesztek alkalmazására (Hair et al., 2014).

Megerősítő faktoranalízis eredményei

A megerősítő faktoranalízis eredményei szignifikáns modellt ($p < 0,001$) mutatnak, azonban értékei ($\chi^2(164) = 692$, $CFI(0,09-0,11) = 0,81$, $SRMR = 0,08$, $RMSEA = 0,10$) nem erősítik meg a 20 tételes magyar nyelvű iPBI-t (lásd *I. táblázat*).

1. táblázat. Megerősítő faktoranalízis eredményei

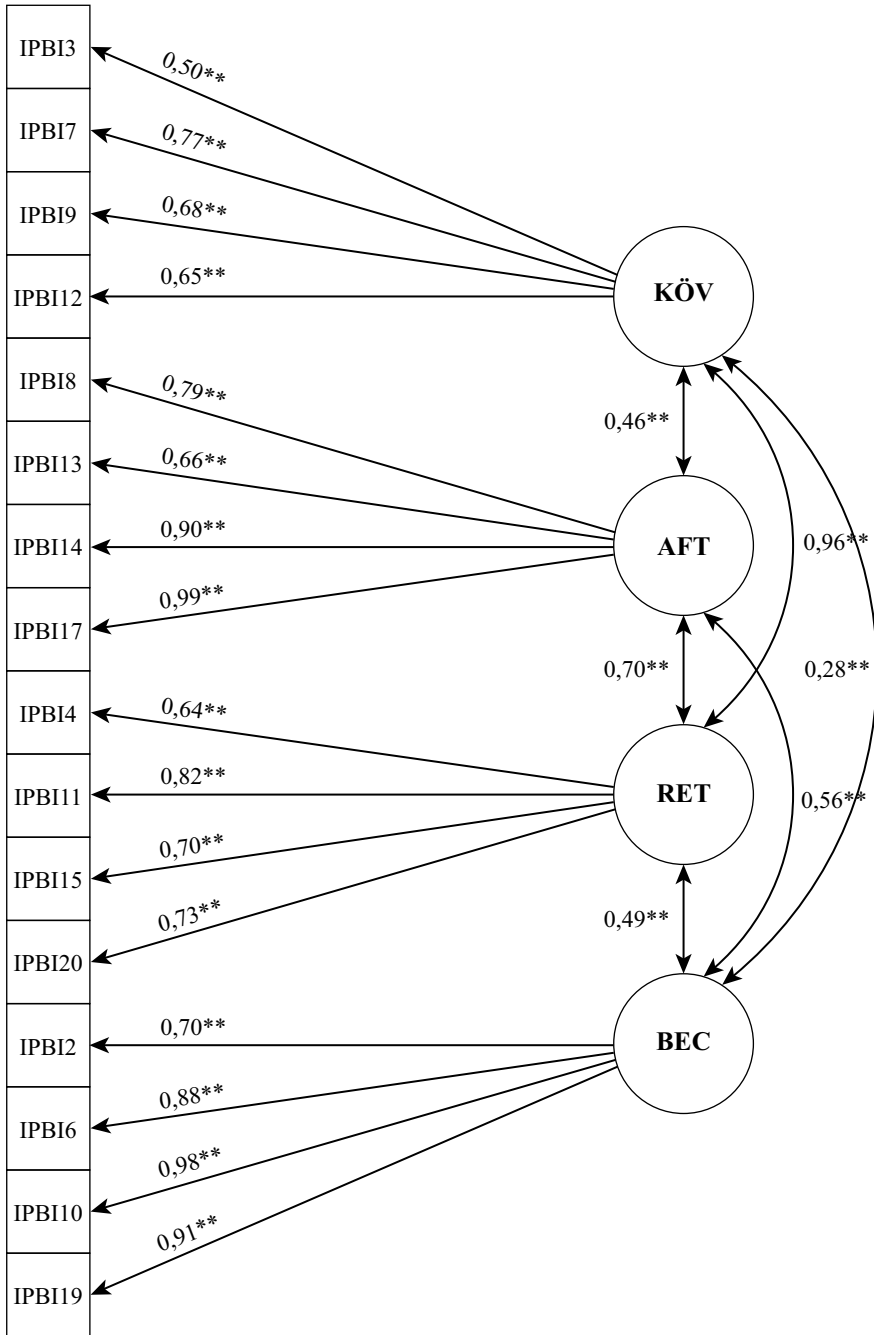
	χ^2	df	p	CFI	SRMR	RMSEA
iPBI-HUN (20)	692	164	<0,001	0,81	0,08	0,10
iPBI-HUN (16)	267	98	<0,001	0,91	0,06	0,07
elfogadható értékek	$\chi^2/df > 3$		<0,05	> 0,90	<0,08	<0,08

Az elemzés során megvizsgáltuk minden tétel faktortöltését, amelyek minden esetben szignifikáns eredményt mutatnak ($p < 0,001$). Ennek ellenére 4 tétel alacsony faktortöltéssel és/vagy magas módosítási mutatóval rendelkezik. Ezeknek a tételeknek kizárása után

szignifikáns ($p < 0,001$) és megfelelő értékekkel rendelkező modellt kaptunk ($\chi^2(98) = 267$, $CFI(0,06-0,08) = 0,91$, $SRMR = 0,06$, $RMSEA = 0,07$), amelyet az 1. táblázat jól szemléltet. A tételek esetében minden alskálából 1 tétel került kizárára.

2. táblázat. Az itemek faktor töltései és módosítási mutatói

Skála	Item	KÖV	AFT	RET	BEC
KÖV		faktortöltés	módosítási mutatók		
	3	0,61	0,43	0,09	5,71
	5	0,75	14,61	17,42	24,82
	7	0,71	5,74	8,24	27,43
	9	0,62	5,17	5,21	7,90
	12	0,63	0,01	1,76	0,85
AFT		módosítási mutatók	faktortöltés	módosítási mutatók	
	1	0,42	0,60	0,52	7,36
	8	0,24	0,81	4,68	0,52
	13	0,07	0,67	0,12	0,21
	14	0,21	0,89	0,40	0,04
	17	0,44	0,87	4,01	2,52
RET		módosítási mutatók		faktortöltés	módosítási mutató
	4	3,88	4,92	0,67	2,63
	11	21,61	5,78	0,74	24,65
	15	4,71	9,15	0,71	0,74
	18	27,98	6,39	0,78	30,08
	20	1,38	0,65	0,80	1,97
BEC		módosítási mutatók			faktortöltés
	2	15,99	16,55	17,97	0,64
	6	0,23	1,28	0,40	0,89
	10	1,94	9,22	0,27	0,96
	16	12,07	131,00	29,02	0,68
	19	0,81	24,85	1,72	0,83



Megjegyzés: ** $p < 0,001$

1. ábra. A 16 tételtes iPBI-HUN item- és faktoreredményei

Tekintettel arra, hogy az iPBI összességében az összes item átlagolásával, valamint skálákra osztva is értelmezhető, nemcsak a faktortöltések alapján mérlegeltük a kizárásra került tételeket, hanem az adott tétel többi skálával összefüggésben lévő módosítási mutatóját is figyelembe vettük. Ennek következtében a 2. táblázatban látható itemek közül a dogmatikus követelések (KÖV) skálából az ötödik, az alacsony frusztrációs tolerancia (AFT) esetében az első, a rettegés (RET) alszállából a tizenharmadik, valamint a becsmélés (BEC) alszállából a tizenhatodik tétel került kizárásra. Az 1. ábra szemlélteti a kizárás utáni tételek faktortöltését és a skálák közötti összefüggéseket, amelyek minden esetben szignifikánsak ($p < 0,001$).

A módosított 16 ítemes változat esetében csoportonkénti összehasonlító elemzést is végeztünk, amelyben a nemek és a sportolás típusa szerinti csoportosítás után is végrehajtottunk megerősítő faktoranalízist. A mintánkba tartozó férfi sportolók esetében szignifikáns és megfelelő illeszkedést mutat ($\chi^2(98) = 174$, $CFI(0,05-0,08) = 0,92$, $SRMR = 0,06$, $RMSEA = 0,07$, $p < 0,001$) a 16 tételű változat, azonban amikor külön csak a női résztvevőket vizsgáltuk, akkor bizonyos illeszkedési mutatók nem érik el a szükséges értéket ($\chi^2(98) = 204$, $CFI(0,07-0,10) = 0,88$, $SRMR = 0,08$, $RMSEA = 0,08$, $p < 0,001$).

Egyéni sportolóknál szintén szignifikáns és megfelelő illeszkedést mutat az iPBI-HUN ($\chi^2(98) = 178$, $CFI(0,06-0,10) = 0,90$, $SRMR = 0,07$, $RMSEA = 0,08$, $p < 0,001$), ellenben a csapatsportolóknál ($\chi^2(98) = 220$, $CFI(0,07-0,90) = 0,88$, $SRMR = 0,08$, $RMSEA = 0,08$, $p < 0,001$).

Reliabilitás vizsgálat és standard értékek meghatározása

A validitás feltárását követően vizsgáltuk a 16 tételű változat (továbbiakban: iPBI-HUN) megbízhatóságát. A 2. táblázat alapján kijelenthető, hogy minden skála esetében a Cronbach-alfa mutató eléri a megfelelő értéket ($\alpha_{KÖV} = 0,69$, $\alpha_{AFT} = 0,85$, $\alpha_{RET} = 0,71$, $\alpha_{BEC} = 0,78$, $\alpha_{ÖSSZ} = 0,87$). A teszt-reteszt eredményeink szintén megerősítik az iPBI-HUN reliabilitását és megismételhetőségét, hiszen az osztályon belüli korrelációs együttható (ICC) minden skála esetében szignifikáns ($p < 0,001$) és megfelelő értéket mutat ($ICC_{KÖV} = 0,91$, $ICC_{AFT} = 0,72$, $ICC_{RET} = 0,84$, $ICC_{BEC} = 0,86$, $ICC_{ÖSSZ} = 0,89$). Az eredményeink azt bizonyítják, hogy az iPBI-HUN faktor struktúrája és megbízhatósága megfelelő a hazai sportolói mintán. Következtetésképp szeretnénk meghatározni amatőr és profi sportolók standard értékeit, amelyet a 3. táblázat szemléltet.

3. táblázat. Skálák leíró statisztikája, reliabilitása és korrelációs mátrixa

	M (SD)	α	KÖV	AFT	RET	BEC	ÖSSZ	KSZ	SSZ	ÖNB
KÖV	3,61 ($\pm 0,78$)	0,69	1	0,40**	0,66**	0,25**	0,73**	0,15*	0,10	0,11*
AFT	3,78 ($\pm 0,88$)	0,85	0,40**	1	0,56**	0,45**	0,79**	0,39**	0,25**	-0,07
RET	3,70 ($\pm 0,86$)	0,71	0,66**	0,56**	1	0,38**	0,84**	0,29**	0,17*	-0,02
BEC	2,40 ($\pm 0,98$)	0,78	0,25**	0,45**	0,38**	1	0,71**	0,47**	0,38**	-0,31**
ÖSSZ	3,37 ($\pm 0,67$)	0,87	0,73**	0,79**	0,84**	0,71**	1	0,44**	0,31**	-0,11*
KSZ	2,29 ($\pm 0,60$)	0,83	0,15*	0,39**	0,29**	0,47**	0,44**	1	0,65**	-0,51**
SSZ	1,96 ($\pm 0,53$)	0,77	0,10	0,25**	0,17*	0,38**	0,31**	0,65**	1	-0,44**
ÖNB	2,80 ($\pm 0,59$)	0,86	0,11*	-0,07	-0,02	-0,31**	-0,11*	-0,51**	-0,44**	1

Megjegyzés:

* $p < 0,05$

** $p < 0,001$

KÖV: dogmatikus követeléseknél; AFT: alacsony frusztrációs tolerancia; RET: rettegés; BEC: becsmérlés; ÖSSZ: irracionális hiedelmek összpontszáma; KSZ: kognitív szorongás; SSZ: szomatikus szorongás; ÖNB: önbizalom

Prediktív validitás vizsgálata

A 2. táblázat jól szemlélteti, hogy az iPBI-HUN mind a négy alskálája gyenge-közepes szignifikáns együttjárást mutat egymással ($r = 0,25-0,66, p < 0,001$). Továbbá a teljes skálával (ÖSSZ) erős szignifikáns korrelációt mutatnak az alskálák ($r = 0,71-0,84, p < 0,001$). A multidimenzionális szorongás három komponense (kognitív szorongás – KSZ, szomatikus szorongás – SSZ, önbizalom – ÖNB) és az irracionális hiedelmek (ÖSSZ) szintén szignifikáns összefüggést mutatnak. A kognitív szorongás ($r = 0,44, p < 0,001$) és a szomatikus szorongás ($r = 0,31, p < 0,001$) pozitív, míg az önbizalom ($r = -0,11, p = 0,04$) negatív szignifikáns korrelációt mutat az irracionális hiedelmekkel. Továbbá az irracionális hiedelmek előre jelzik a kognitív ($F(1,332) = 77,63, t = 8,81, p < 0,001$) és a szomatikus szorongást ($F(1,332) = 33,87, t = 5,82, p < 0,001$), valamint az önbizalmat ($F(1,332) = 4,13, t = -2,03, p < 0,001$) egyaránt, amely bizonyítja az irracionális hiedelmek prediktív erejét a multidimenzionális szorongásra.

MEGBESZÉLÉS

Jelen tanulmány fő célja a magyar nyelvre fordított Irracionális Teljesítményhiedelmek Leltár (iPBI-HUN) validitásának, reliabilitásának és standard értékeinek feltárása volt. Turner és Allen (2018) eredeti 20 tétel-

es sportolói kontextusra kifejlesztett iPBI eszköze magyar mintán nem mutatott megfelelő értékeket. A faktortöltések és a módosítási mutatók vizsgálatát követően kizártuk azt a 4 tételt, amelyek legkevésbé illettek a négy faktoros struktúrába. A dogmatikus követelések alskáláról az ötödik item („Szükségem van arra, hogy mások is azt gondolják, hogy értékesen hozzájárulok a dolgokhoz.”) került kizárássra, továbbá az alacsony frusztrációs tolerancia esetében az első („Ki nem állhatom, hogy ne érjem el a céljaimat.”), a rettegésről a tizennyolcadik („Borzasztó lenne, ha nem lenne biztos pozícióm a csapatban.”), valamint a becsmérlés alskáláról a tizenhatodik („Amennyiben a képességeim nem fejlődnének folyamatosan, az óriási kudarc lenne számomra.”). Több oka is lehet annak, hogy ezek az itemek nem illeszkedtek a faktorstruktúrához. Az első és legegyszerűbb a kulturális különbség az eredeti (iPBI) és a magyar (iPBI-HUN) változat között, hiszen Turner és Allen (2018) az Egyesült Királyságban vizsgálták a sportolókat, míg vizsgáltunk magyar sportolókat mintán zajlott. Ebből adódóan a tételek értelmezésében a brit és a magyar résztvevők között adódhattak eltérések. Például a tizenhatodik item esetében az eredeti angol megfogalmazásban a „*failure*” szót az adott egyén jellemzésére használja („...*what a failure I am*”), a magyar nyelvre fordított verzióban pedig „...*kudarc lenne számomra*”. Tekintettel arra, hogy a magyar nyelvben a kudarc szót nem szok-

tuk használni egy ember jellemzésére, ezért úgy gondoljuk, hogy hazai mintán ennek a kérdésnek az értelmezése különböző lehet a sportolóknál. Tovább erősíti a kulturális különbségek magyarázatát az a tény, hogy egyéb nyelvterületre validált iPBI esetében is szükség volt tételeket kizárni, amelyek közül van azonosság az általunk kizárt tételekkel (Chotpitayasonondh & Turner, 2019; Nejati et al., 2022). A konstruktváliditáson túl prediktív érvényességét is vizsgáltuk az iPBI-HUN kérdőívnek, amelynek során sikerült feltárnunk, hogy az irracionális hiedelmek és a multidimenzionális szorongásmodell mindhárom komponense (kognitív, szomatikus, önbizalom) összefüggést mutat. Az együttjáráson túl az irracionális hiedelmek pozitív előrejelző hatással bírnak a kognitív és szomatikus szorongásra, míg negatív irányú prediktorra a versenyeredménnyel kapcsolatos önbizalom esetében. Ezek az eredmények azt mutatják, hogy a sportolók magas irracionális hiedelmei növelhetik a kognitív és szomatikus szorongást, valamint csökkenthetik az önbizalmukat. Következtetésképp az irracionális hiedelmek a versenyszorongás növekedését okozhatják, amely korábbi kutatási eredményeket is megerősít (Chadha et al., 2019; Tóth et al., 2022). Összességében kijelenthető, hogy az Irracionális Teljesítmény Leltár magyar nyelvre fordított verziója (iPBI-HUN: *1. melléklet.*) 16 tételes formában – konstruktváliditási és prediktív – váliditási kritériumainak megfelel.

A tanulmány második célja az volt, hogy az iPBI-HUN reliabilitását is feltárjuk. A belső konzisztenciát tekintve minden alskála és a teljes eszköz megfelelő értéket mutat. Habár egyes irányelvek alapján 0,7 feletti Cronbach-alfaérték esetén jelenthető ki egy eszköz megbízhatósága

(Terwee et al., 2007). Annak ellenére, hogy a dogmatikus követelések alskála nagyon közeli értéket (0,69) mutat, nem éri el ezt. Ennek a fő oka lehet, hogy a REBT modell több fajtáját feltételezik azzal kapcsolatosan, hogy hogyan viszonyulnak egymáshoz az irracionális hiedelmek. Ellis és Dryden (1997) REBT-I modellje szerint a dogmatikus követelések az elsődleges irracionális hiedelmek, amelyek a mentális egészségre károsak, és a másodlagos irracionális hiedelmek (alacsony frusztrációs tolerancia, rettegés, becsmérlés) közvetítő szerepet játszanak ebben. Sportolói kontextusban is találtak bizonyítékot erre a modellre, hiszen Mansell és Turner (2022) feltárták, hogy az elsődleges irracionális hiedelem – dogmatikus követelések – a másodlagos irracionális hiedelmeken keresztül váltják ki a pszichológiai distressz állapotát. Ennek következtében valószínűsíthető, hogy a dogmatikus követelések alskálája megoszt némi varianciát a többi alskálával. Az eredeti (Turner & Allen, 2018) és más nyelvre (pl. Nejati et al., 2022) validált mérőeszközök esetében is ez a skála mutatja a legalacsonyabb belső konzisztenciát, amely bizonyítja a hasonlóságot a magyar és a más nyelvekre validált iPBI között. A teszt-reteszt vizsgálat eredményei megerősítik az iPBI-HUN időbeli megbízhatóságát és megismételhetőségét. Összességében az iPBI-HUN nemcsak a váliditás, hanem a reliabilitás kritériumainak is megfelel.

Tekintettel arra, hogy sikerült a magyar nyelvű mérőeszköz érvényességét és megbízhatóságát feltárnunk, szeretnénk sportolói kontextusra meghatározni a standard értékeket, amelyeknek átlagértékeit a teljes kérdőív és skálánként is a *2. táblázat* szemlélteti. Több kutatás is bizonyítja, hogy a sportolók irracionális hiedelmeinek csökkenése

hozzájárul különböző pszichológiai problémák kezeléséhez (pl. Turner, 2022; Turner, 2019). Következésképp az eredményeink alapján átlag feletti pontszám(ok) (lásd 2. táblázat) esetében javasoljuk az irracionális hiedelmek csökkentésére irányuló beavatkozások alkalmazását.

Jelen tanulmány eredményei alapján kijelenthető, hogy a 16 tételes magyar nyelvű Irracionális Teljesítményhiedelmek Leltár (iPBI-HUN) érvényes és megbízható pszichometriai értékeket mutat magyar sportolók körében mind tudományos vizsgálatokhoz, mind pedig gyakorlati munkához. Fontos azonban kiemelni, hogy a kutatásnak vannak limitációi. Az egyik az, hogy nem vizsgáltuk a mérőeszköz konkurens validitását. Ennek fő oka, hogy jelenlegi tudásunk szerint nincs olyan, már magyar nyelvre validált, azonos célra használt kérdőív, amely alkalmas lett volna az összevetésre. A másik fontos limi-

tációja, hogy a mérőeszköz hazai mintán való alkalmazhatóságát bizonyos itemek kizárásával értük el, ami nem a legideálisabb eljárás egy pszichometriai vizsgálatban. Továbbá nemi és sportforma szerinti különbségek esetében csak férfi és egyéni sportolóknál mutat elfogadható értékeket a megerősítő faktoranalízis. Következésképp az alábbi kutatás továbbfejlesztéseként javasoljuk az eszköz további validitásvizsgálatának lefolytatását, különösen női és csapatsportoló populáción. Összességében az iPBI-HUN az első magyar nyelvű mérőeszköz, amely alkalmas a sportolók irracionális hiedelmeinek mérésére. A mérőeszköz kutatási célú felhasználása hozzájárulhat meglévő kutatási eredmények megerősítéséhez és újak feltárásához, valamint segítheti a magyar sportolókkal foglalkozó sportpszichológusokat a diagnosztikai folyamatokban.

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

A Kulturális és Innovációs Minisztérium ÚNKP-23-3 kódszámú Új Nemzeti Kiválóság Programjának a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Alapból Finanszírozott Szakmai Támogatásával Készült.



KULTURÁLIS ÉS INNOVÁCIÓS
MINISZTERIUM



Új Nemzeti
Kiválóság Program

SUMMARY

THE HUNGARIAN VALIDATION OF THE IRRATIONAL PERFORMANCE BELIEFS INVENTORY (iPBI)

Background and aims: In the field of scientific and practical sport psychology, Rational Emotive Behavior Therapy (REBT) has gained prominence as an assessment and intervention approach. Its foundation lies in identifying and rationalizing irrational beliefs (demandingness, low frustration tolerance, awfulizing, depreciation). To make this intervention applicable in both scientific and applied sport psychology in Hungary, creating a validated

measurement tool in Hungarian is essential. Therefore, this study aims to explore the validity, reliability, and standardization of the Hungarian version of the Irrational Performance Beliefs Inventory (IPBI), originally in English.

Method: The research involved 334 Hungarian amateur and professional athletes engaged in individual or team sports. Following internationally accepted principles of translation and cultural adaptation, the 20-item iPBI developed for athletes was translated into Hungarian. Additionally, the Competitive Sport Anxiety Inventory (CSAI) was used to measure competitive anxiety. Confirmatory factor analysis was employed to explore construct validity, while linear regression analysis was used for predictive validity. To assess internal consistency, inter-scale correlation coefficients were examined, and test-retest methodology was employed for assessing repeatability within the class by using interclass correlation coefficients.

Results: The results of the confirmatory factor analysis of the original 20-item version did not show adequate fit indices. After excluding four problematic items, the 16-item version demonstrated satisfactory values in confirmatory factor analysis. Irrational beliefs predict all three components of the multidimensional anxiety model (cognitive, somatic, self-confidence). Internal consistency and test-retest examinations also confirm the reliability of the 16-item version.

Discussion: This study confirms the validity, reliability, and standard values of the 16-item Hungarian Irrational Performance Beliefs Inventory (iPBI-HUN). The iPBI-HUN is suitable for both scientific and practical use in the Hungarian population.

Keywords: sport psychology, REBT, iPBI, validity, reliability

IRODALOM

- Chadha, N. J., Turner, M. J., & Slater, M. J. (2019). Investigating irrational beliefs, cognitive appraisals, challenge and threat, and affective states in golfers approaching competitive situations. *Frontiers in Psychology, 10*, 2295. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02295>
- Chotpitayasunondh, V., & Turner, M. J. (2019). The development and validation of the thai-translated irrational performance beliefs inventory (T-iPBI). *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy, 37*(2). <https://doi.org/10.1007/s10942-018-0306-6>
- Ciarrochi, J., Said, T., & Deane, F. P. (2005). When simplifying life is not so bad: The link between rigidity, stressful life events, and mental health in an undergraduate population. *British Journal of Guidance & Counselling, 33*(2), 185–197. <https://doi.org/10.1080/03069880500132540>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- David, D., Cristea, I., & Hofmann, S. G. (2018). Why cognitive behavioral therapy is the current gold standard of psychotherapy. *Frontiers in Psychiatry, 9*, 4. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00004>

- Deffenbacher, J. L., Zwemer, W. A., Whisman, M. A., Hill, R. A., & Sloan, R. D. (1986). Irrational beliefs and anxiety. *Cognitive Therapy and Research, 10*(3), 281–291. <https://doi.org/10.1007/BF01173466>
- Dryden, W. (1995). *Brief rational emotive behaviour therapy*. Wiley.
- Ellis, A. (1957). Rational psychotherapy and individual psychology. *Journal of Individual Psychology, 13*, 38–44.
- Ellis, A., & Dryden, W. (1997). *The practice of rational emotive behavior therapy* (2nd Ed.). Springer Publishing Co.
- Ellis, A., & Ellis, D. J. (2014). Rational emotive behavior therapy. In G. R. VandenBos, E. Meidenbauer, & J. Frank-McNeil (Eds.), *Psychotherapy theories and techniques: A reader* (pp. 289–298). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/14295-031>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis*. Pearson Education Limited.
- Hajjar, S. E. (2018). Statistical analysis: internal-consistency reliability and construct validity. *International Journal of Quantitative and Qualitative Research Methods, 6*(1), 56–57.
- Hayes, S. C., & Hofmann, S. G. (2017). The third wave of cognitive behavioral therapy and the rise of process-based care. *World Psychiatry, 16*(3). <https://doi.org/10.1002/wps.20442>
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy*. Guilford Press.
- Himle, D. P., Thyer, B. A., & Papsdorf, J. D. (1982). Relationships between rational beliefs and anxiety. *Cognitive Therapy and Research, 6*(2), 219–223. <https://doi.org/10.1007/BF01183895>
- 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jordana, A., Ramis, Y., Chamorro, J. L., Pons, J., Borrueco, M., De Brandt, K., & Torregrossa, M. (2023). Ready for failure? Irrational beliefs, perfectionism and mental health in male soccer academy players. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy, 41*(2), 454–477. <https://doi.org/10.1007/s10942-022-00491-x>
- Jordana, A., Turner, M. J., Ramis, Y., & Torregrossa, M. (2020). A systematic mapping review on the use of Rational Emotive Behavior Therapy (REBT) with athletes. *International Review of Sport and Exercise Psychology, 16*(1), 231–256. <https://doi.org/10.1080/1750984X.2020.1836673>
- Kabat-Zinn, J. (1994). *Wherever you go, there you are: Mindfulness meditation in everyday life*. Hyperion.
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th Edition). Guilford Press.
- Lange-Smith, S., Cabot, J., Coffee, P., Gunnell, K., & Tod, D. (2023). The efficacy of psychological skills training for enhancing performance in sport: A review of reviews. *International Journal of Sport and Exercise Psychology, 22*(4), 1–18. <https://doi.org/10.1080/12197X.2023.2168725>

- Lindner, H., Kirkby, R., Wertheim, E., & Birch, P. (1999). A brief assessment of irrational thinking: The shortened General Attitude and Belief Scale. *Cognitive Therapy and Research*, 23(6), 651–663. <https://doi.org/10.1023/A:1018741009293>
- Mansell, P. C., & Turner, M. J. (2022). Testing the REBT-I model in athletes: Investigating the role of self-confidence between irrational beliefs and psychological distress. *Psychology of Sport and Exercise*, 63(3), 102284. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2022.102284>
- Martens, R., Burton, D., Vealey, R. S., Bump, L. A., & Smith, D. E. (1990). Development and validation of the competitive state anxiety inventory-2 (CSAI-2). In R. Martens, R. S. Vealey, & D. Burton (Eds.), *Competitive anxiety in sport* (pp. 117–213). Human Kinetics Books.
- Mesagno, C., Tibbert, S. J., Buchanan, E., Harvey, J. T., & Turner, M. J. (2021). Irrational beliefs and choking under pressure: A preliminary investigation. *Journal of Applied Sport Psychology*, 33(6), 569–589. <https://doi.org/10.1080/10413200.2020.1737273>
- Meyers, R. J., Roozen, H. G., & Smith, J. E. (2011). The community reinforcement approach: an update of the evidence. *Alcohol Research & Health: The journal of the National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism*, 33(4), 380–388.
- Michel-Kröhler, A., & Turner, M. J. (2022). Link between irrational beliefs and important markers of mental health in a german sample of athletes: Differences between gender, sport-type, and performance level. *Frontiers in Psychology*, 13, 918329. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.918329>
- Nejati, M., Farsi, A., Moteshareie, E., & Turner, M. J. (2022). The Persian irrational performance beliefs inventory (iPBI-Persian): Translation, confirmatory factor analysis, and test–retest reliability, in Iranian athletes. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 40(2), 191–205. <https://doi.org/10.1007/s10942-021-00395-2>
- Nelson, R. E. (1977). Irrational beliefs in depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 45(6), 1190–1191. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.45.6.1190>
- Schutz, R. W., & Gessaroli, M. E. (1993). Use, misuse, and disuse of psychometrics in sport psychology research. In R. N. Singer, M. Murphey, & L. K. Tennant (Eds.), *Handbook of research on sport psychology* (pp. 901–917). Macmillan. <http://www.gbv.de/dms/bowker/toc/9780028971957.pdf>
- Sipos, K., Kudar, K., Bejek, K., & Tóth, L. (1999). Standardisation and validation of the Hungarian Competitive State Anxiety Inventory-2 (CSAI-2). *20th International Conference of Stress and Anxiety Abstract Book*, 131.
- Skinner, B. F. (1963). Operant behavior. *American Psychologist*, 18(8), 503–515. <https://doi.org/10.1037/h0045185>
- Szokolszky, Á. (2004). *Kutatómunka a pszichológiában: Metodológia, módszerek, gyakorlat*. Osiris.
- Terry, P. C., Lane, A. M., & Fogarty, G. J. (2003). Construct validity of the Profile of Mood States-Adolescents for use with adults. *Psychology of Sport and Exercise*, 4(2), 125–139. [https://doi.org/10.1016/S1469-0292\(01\)00035-8](https://doi.org/10.1016/S1469-0292(01)00035-8)
- Terwee, C. B., Bot, S. D. M., de Boer, M. R., van der Windt, D. A. W. M., Knol, D. L., Dekker, J., Bouter, L. M., & de Vet, H. C. W. (2007). Quality criteria were proposed for

- measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*, 60(1), Article 1. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2006.03.012>
- Tóth, R., Turner, M. J., Kökény, T., & Tóth, L. (2022). “I must be perfect”: The role of irrational beliefs and perfectionism on the competitive anxiety of Hungarian athletes. *Frontiers in Psychology*, 13, 994126. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.994126>
- Tóth, R., Turner, M. J., Mannion, J., & Tóth, L. (2023). The effectiveness of rational emotive behavior therapy (REBT) and mindfulness-based intervention (MBI) on psychological, physiological and executive functions as a proxy for sports performance. *BMC Psychology*, 11(1), 442. <https://doi.org/10.1186/s40359-023-01486-8>
- Turner, M. (2022). *The rational practitioner: The sport and performance psychologist's guide to practicing rational emotive behaviour therapy*. Routledge.
- Turner, M., & Bennett, R. (Eds.). (2018). *Rational emotive behaviour therapy in sport and exercise*. Routledge.
- Turner, M. J. (2016). Rational Emotive Behavior Therapy (REBT), Irrational and Rational Beliefs, and the Mental Health of Athletes. *Frontiers in Psychology*, 7, 1423. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01423>
- Turner, M. J. (2019). *Rational emotive behavior therapy in sport and exercise*. Routledge.
- Turner, M. J., & Allen, M. S. (2018). Confirmatory factor analysis of the irrational Performance Beliefs Inventory (iPBI) in a sample of amateur and semi-professional athletes. *Psychology of Sport and Exercise*, 35, 126–130. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2017.11.017>
- Turner, M. J., Allen, M. S., Slater, M. J., Barker, J. B., Woodcock, C., Harwood, C. G., & McFayden, K. (2018). The development and initial validation of the Irrational Performance Beliefs Inventory (iPBI). *European Journal of Psychological Assessment*, 34(3), 174–180. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000314>
- Turner, M. J., Carrington, S., & Miller, A. (2019). Psychological distress across sport participation groups: The mediating effects of secondary irrational beliefs on the relationship between primary irrational beliefs and symptoms of anxiety, anger, and depression. *Journal of Clinical Sport Psychology*, 13(1), 17–40. <https://doi.org/10.1123/jcsp.2017-0014>
- Turner, M. J., Chadha, N. J., Davis, H., Deen, M. S., Gilmore, H., Jones, J. K., Goldman, S., & Terjesen, M. (2022). At the Coalface: Practitioner Perspectives on Applying Rational Emotive Behaviour Therapy (REBT) in High Performance Sport. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 41(2), 251–271. <https://doi.org/10.1007/s10942-022-00461-3>
- Turner, M. J., Kirkham, L., & Wood, A. G. (2018). Teeing up for success: The effects of rational and irrational self-talk on the putting performance of amateur golfers. *Psychology of Sport and Exercise*, 38, 148–153. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2018.06.012>
- Víslá, A., Flückiger, C., grosse Holtforth, M., & David, D. (2016). Irrational Beliefs and Psychological Distress: A Meta-Analysis. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 85(1), 8–15. <https://doi.org/10.1159/000441231>
- Wild, D., Grove, A., Martin, M., Eremenco, S., McElroy, S., Verjee-Lorenz, A., Erikson, P., & ISPOR Task Force for Translation and Cultural Adaptation. (2005). Principles of good

practice for the translation and cultural adaptation process for patient-reported outcomes (PRO) measures: Report of the ISPOR task force for translation and cultural adaptation. *Value in Health: The Journal of the International Society for Pharmacoeconomics and Outcomes Research*, 8(2), 94–104. <https://doi.org/10.1111/j.1524-4733.2005.04054.x>

Wood, A. G., Barker, J. B., Turner, M. J., & Sheffield, D. (2018). Examining the effects of rational emotive behavior therapy on performance outcomes in elite paralympic athletes. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*, 28(1), 329–339. <https://doi.org/10.1111/sms.12926>

MELLÉKLETEK

1. melléklet. Magyar Irracionális Teljesítményhiedelmek Leltár (iPBI-HUN)

Alább olyan állításokat talál, amelyek gondolatokat és hiedelmeket írnak le. Olvassa el az összes állítást figyelmesen, majd az alapján válassza ki a megfelelő számot, hogy mennyire ért egyet vagy sem Önre vonatkozóan az adott állítással.

	Változók	Egyáltalán nem értek egyet	Inkább nem értek egyet	Egyet is értek meg nem is	Inkább egyet-értek	Teljes mértékben egyet-értek
1	Ha kudarcokkal nézek szembe, az megmutatja, hogy milyen ostoba vagyok.	1	2	3	4	5
2	Számomra fontos embereknek pozitívan kell tekinteniük rám.	1	2	3	4	5
3	Borzasztó, ha mások esélyt sem adnak nekem.	1	2	3	4	5
4	Vesztes vagyok, ha nem tudok sikeres lenni azokban a dolgokban, amelyek számítanak nekem.	1	2	3	4	5
5	Csapattársaimnak tisztelnie kell engem.	1	2	3	4	5
6	Nem tudom elviselni, ha nem tudom jobban csinálni a dolgaimat.	1	2	3	4	5
7	Nem viselkedhetnek lekezelően velem azok az emberek, akik fontosak számomra.	1	2	3	4	5
8	Amennyiben nem lenne biztos helyem a csapatban, az azt mutatná, hogy értéktelen vagyok.	1	2	3	4	5
9	Szörnyű, ha a csapattársaim nem tisztelnek engem.	1	2	3	4	5
10	Társaim nem utasíthatnak el.	1	2	3	4	5
11	Nem tudom elviselni, ha a képességeim nem fejlődnek folyamatosan.	1	2	3	4	5

	Változók	Egyáltalán nem értek egyet	Inkább nem értek egyet	Egyet is értek meg nem is	Inkább egyet-értek	Teljes mértékben egyet-értek
12	Nem bírom elviselni, ha olyan dolgokban kudarcot vallok, amelyek fontosak számomra.	1	2	3	4	5
13	Szörnyű lenne, ha a társaim elutasítanának.	1	2	3	4	5
14	Nem tudom elviselni, ha nem vagyok sikeres azokban a dolgokban, amelyek fontosak számomra.	1	2	3	4	5
15	Ha valaki úgy gondolja, hogy nem vagyok jó abban, amit csinálok, az azt jelentené, hogy nem érek semmit.	1	2	3	4	5
16	Szörnyű, amikor mások azt gondolják, hogy én érdemben nem járultam hozzá a dolgokhoz.	1	2	3	4	5

Pontozás:Dogmatikus követelések: $2 + 5 + 7 + 10 / 4$ Alacsony frusztrációs tolerancia: $6 + 11 + 12 + 14 / 4$ Rettegés: $3 + 9 + 13 + 16 / 4$ Becsmérlés: $1 + 4 + 8 + 15 / 4$