

BOLDOGSÁGMÉRÉS AZ ISKOLÁBAN

VARGHA ANDRÁS^{1,2} – TÖRÖK REGINA¹ – DIÓSI KAROLA^{1,2} –
OLÁH ATTILA²

¹Károli Gáspár Református Egyetem

²Eötvös Loránd Tudományegyetem

E-mail: vargha.andras@kre.hu

Béérkezett: 2019. szeptember 11. – *Elfogadva:* 2019. október 14.

Felnőttek esetén a szubjektív jóllét és a mentális egészség mérésére számos kérdőív áll rendelkezésre, de gyermekek esetén ilyen teszteknek szűkében vagyunk. A szubjektív jóllét mérése iskolai környezetben is fontos, magyar nyelvű teszt azonban az általános iskolai korosztály számára nem áll rendelkezésre. A jelen tanulmány célja Ivens (2007) e célra kialakított tesztjének magyarra adaptálása (IGYBH), illetve egy öt pilléren (jóllét, savoring, alkotó-végrehajtó hatékonyság, önreguláció, reziliencia) nyugvó felnőtt magyar mentális egészség teszt, a MET 10–14 éves korosztályra adaptálása. Az elvégzett pszichometriai elemzések igazolták mindkét teszt szerkezeti megfelelőségét 10 éves kor fölött, és pozitív eredményeket kaptunk a két teszt validitásával kapcsolatban is. Érdekes eredményként adódott, hogy magasabb osztályokban a tanulók szubjektív jóllét-szintje alacsonyabb.

Kulcsszavak: boldogságmérés, szubjektív jóllét, mentális egészség, IGYBH, METGy

BEVEZETÉS

A boldog ember egészséges, és gyorsabban gyógyul (Veenhoven, 2008), tovább él (Diener és Chan, 2011), hatékonyabban dolgozik (Zelenski, Murphy és Jenkins, 2008), empatikus és segítőkész (Hauser, Preston és Stansfield, 2014), illetve kreatív (Myers, 2000). A köznapi boldogság – tudományos terminussal szubjektív jóllét (vö. Ivens, 2007) – a globális jóllét¹ mentális állapota. Boldog az az ember, aki humán természetének minden aspektusában, vagyis biológiai, pszichológiai, szociális és spi-

¹ A globális jelző itt nem arra utal, hogy valamilyen világméretű jelentőséggel bíró skáláról van szó, hanem arra, hogy a skála egy olyan általános jóllétet mér, mely egyaránt magában foglalja a biológiai, a pszichológiai, a társas és a spirituális jóllétet.

rituális szinten egyaránt jól működik, miközben jól is érzi magát a bőrében (Oláh és Kapitány-Fövény, 2012).

Felnőttek esetén a szubjektív jóllét és a mentális egészség mérésére számos teszt áll rendelkezésre (lásd pl. Diener, Emmons, Larsen és Griffin, 1985; Szabó, 2019). Szerkesztettek ilyen tesztet 14–18 éves serdülők számára is (pl. Láng, 2019), ennél fiatalabb gyermekek esetén azonban a paletta korántsem ilyen gazdag. Mindössze Ivens (2007) iskolai környezetben alkalmazható gyerekboldogság kérdőívét (School Children's Happiness Inventory, SCHI) említhetjük. De miért is fontos a szubjektív jóllét és a mentális egészség mérése az iskolában? Az evidens morális okon túl említsünk meg két további indokot.

1. A mentális zavarokkal rendelkező tanulók iskolai teljesítményükben is gyengébbek, továbbá viselkedésükkel gyakran osztálytársaikra is negatívan hatnak (Roesser, Van der Wolf és Strobel, 2001).

2. A szubjektív jóllét magas szintjével jellemezhető tanulók többnyire pozitív, optimista, bizalomteli állapotban vannak, s ezáltal nyitottak új ismeretek befogadására és a flow átélésére iskolai környezetben (Fredrickson és Branigan, 2005; Reinhardt, 2009).

Ezen okok fontosságát felismerve vágtunk bele olyan magyar nyelvű pszichológiai tesztek kialakításába, amelyek alkalmasak a szubjektív jóllét és a mentális egészség mérésére iskolai környezetben. A szubjektív jóllét mérésére Ivens (2007) angol nyelvű Iskolai Gyerekboldogság Kérdőívét (IGYBK) adaptáltuk magyar nyelvre, a mentális egészség mérésére pedig a felnőtt magyar populációra kialakítás alatt álló Mentális Egészség Tesztet (MET, vö. Oláh, Nagy, Magyaródi, Török és Vargha, 2018; Vargha, Diósi, Pásztor, Ódor és Csengődi, 2018) igazítottuk a 10–14 éves korosztályra. Jelen tanulmányunk e vizsgálatokkal kapcsolatos munkánkat és azok eredményeit ismerteti.

Az Ivens-féle Iskolai Gyerekboldogság Kérdőív (IGYBK)

A 8–15 éves gyermekek iskolai szubjektív jóllétének mérésére kialakított IGYBK 30 tételből áll, és a vizsgált személynek 4-fokú Likert-skálán kell megítélnie, hogy az adott állítás mennyire igaz rá (1: nagyon nem jellemző, 4: nagyon jellemző). A kérdőív állításai mind arról szólnak, hogy a kitöltő az elmúlt héten hogyan érezte magát az iskolában (pl. Tele voltam energiával; Ideges voltam; Akartam iskolába jönni; Rosszkedvű voltam stb.). Az IGYBK tesztszerkesztési koncepciója követi azt az elvet, miszerint a szubjektív jóllétnek van egy pozitív és egy negatív összetevője (Diener, 1984). Ez okból a tételek fele pozitív (pl. Tele voltam energiával), fele pedig negatív (pl. Rosszkedvű voltam) megfogalmazású. Az IGYBK pozitív (IGYBpoz) és negatív (IGYBneg) alszállítja a pozitív, illetve a negatív megfogalmazású tételek pontértékeinek összegeként adódik, az IGYB összpontszámot pedig az összes tétel pontértékének összegeként kapjuk, miután a negatív tételek pontértékét átfordítottuk.

A mérőeszköz létrehozásának egyik indoka egy olyan skála hiánya volt, melynek segítségével azonosítani lehet az iskolában bántalmazott (angolul bullied) gyerekeket. Ezt tekintették az IGYBK egyik kritérium validitásának is, és ennek Ivens (2007) konkurens prediktív vizsgálata szerint az IGYBK meg is felelt. Hierarchikus regresszió-

elemzéssel keresztmetszeti mintán ugyanis azt kapták, hogy az IGYB egy kombinált bántalmazásskála varianciájának 11%-át magyarázza. Egy másik vizsgálatban (Ivens, 2007, 2. vizsgálat) egy 77 fős minta segítségével azt is sikerült kimutatni, hogy az IGYB az önbecsüléssel ($r = 0,49$) és a PANAS-C (Laurent és mtsai, 1999) érzelem (Affect) alskálájával ($r = 0,71$) közepesen, illetve kiemelkedően erős pozitív, a depresszióval pedig közepesen erős negatív ($r = -0,55$) kapcsolatban van, az előzetes elvárásoknak megfelelően.

A Mentális Egészség Teszt (MET)

A pozitív pszichológia egyik küldetése és feladata az, hogy egy elméletileg megalapozott és mérőeszközként tekintve is érvényes tesztet dolgozzon ki a mentális egészség mérésére. Magyar populációban Oláh és mtsai (2018) nevéhez fűződik egy új mentális egészséget mérő kérdőív, a *Mentális Egészség Teszt (MET)* kidolgozása. A mentális egészség magában foglalja azt a készséget, amellyel az egyén megéli és megőrzi pozitivitását. Ehhez tartozik a hatékony megküzdés képessége, a savoringre való hajlam, valamint a reziliencia és a dinamikus önszabályozás jelenléte. Ebből fakadóan a mentális egészségnek az az 5 pillére, amelynek mérésére a MET-et kidolgozták:

1. Globális jóllét: az érzelmi, pszichológiai, szociális és spirituális téren egyaránt megtapasztalt magas szintű jóllét (Oláh és Kapitány-Fövény, 2012).

2. Savoring: a pozitív élmények, az öröm érzésének átélése, tudatosítása és feldolgozása (Szondy, Martos, Szabó-Bartha, Pünkösty, 2014).

3. Alkotó-végrehajtó individuális és szociális hatékonyság: az a kompetencia, amellyel az egyén képes a nehezített alkalmazkodási helyzet körülményeit megváltoztatni, igényeinek megfelelően eljutni a választott céljaihoz, továbbá akár az önmaga, akár a fizikai vagy szociális környezet megváltoztatására szőtt terveit szándékainak megfelelően megvalósítani (Oláh, 2005).

4. Önreguláció: a figyelem és a tudati működés feletti kontroll, célelésben perzisztencia, az érzelmi állapotok kontrollálása, az önszabályozás képessége (Oláh, 2005).

5. Reziliencia: lelki rugalmasság, pszichológiai ellenálló képesség (Block és Kremen, 1996; Smith és mtsai, 2008). Azon tényezőket foglalja magában, amelyek elősegítik a stresszes helyzetekhez történő sikeres alkalmazkodást, a lelki gödrökből, megrázkódásokból való gyors és hatékony felépülést (Campbell-Sills és Stein, 2007; Connor és Davidson, 2003; Southwick, Bonanno, Masten, Panter-Brick és Yehuda, 2014; Southwick és Charney, 2018).

Az erre az 5 pillérré kialakított 5 skálával a Mentális Egészség Teszt konstruktuuma itemanalízis és konfirmatív faktoranalízis (CFA) által igazoltan jó modellt alkot a felnőtt magyar populációban (Oláh és mtsai, 2018). A modell ötvözi a flourishing (virágzás) fogalmát azokkal a képességekkel (megküzdés, savoring, reziliencia, dina-

mikus önszabályozás, pszichológiai immunitás), amelyek szerepet játszanak a mentális egészség megőrzésében.

Vargha és munkatársai (2018) vizsgálták a Mentális Egészség Teszt skáláinak kapcsolatát szociodemográfiai változókkal. Az ordinális jellegű szociodemográfiai változókkal Spearman-féle rangkorrelációkat számoltak, nominális változók (nem és családi állapot) esetén pedig csoportátlagokat hasonlítottak össze. Nagy mintán (N = 554) végzett elemzéseik főbb eredményei nevezetesen: (1) A kor pozitívan korrelál az önregulációval és a rezilienciával. (2) Az iskolázottság pozitívan korrelál a jólléttel, az alkotó-végrehajtó hatékonysággal és a rezilienciával. (3) A gyermekek száma pozitívan korrelál a jólléttel, a rezilienciával és az önregulációval. (4) Az anyagi helyzet pozitívan korrelál a jólléttel és az alkotó-végrehajtó hatékonysággal. (5) A férfiak jobbak az önregulációban, viszont alacsonyabb a savoringszintjük. (6) A házasságban élők magasabb pontszámot értek el az egyedülállókkal összehasonlítva a jóllét és a reziliencia tekintetében, illetve magasabb pontszámot értek el a párkapcsolatban élőkkel összehasonlítva az önreguláció és a reziliencia tekintetében. A párkapcsolatban élők az egyedülállókval összehasonlítva magasabb jóllétszintet mutattak.

MÓDSZER

Résztvevők

Az érvényes vizsgálati mintát² 1415 3–8. osztályos tanuló képezte az ország 28 különböző általános iskolájából, Zalától Békésig. Az iskolákban az volt a közös, hogy mind egyikben folyt boldogságóra³ legalább egy osztályban. Az ilyen osztályokba járók száma 1172 volt (579 fiú és 590 lány, 3 gyerek neme nem volt megadva), 243-an (111 fiú és 131 lány, 1 gyerek neme nem volt megadva) pedig olyan osztályokba jártak, amelyek nem vettek részt a boldogságóra-programban. A vizsgálatokra 2018–2019-ben került sor többnyire a boldogságórákon vagy osztályfőnöki órákon, ritkán egyéb órák (pl. énekóra) alatt. A kérdőíveket a Jobb Veled a Világ Alapítvány közreműködésével⁴ e-mailben küldtük el az iskoláknak, akik helyben kinyomtatták, a vizsgálatokat elvégezték, és a kitöltött kérdőíveket postán visszaküldték.

Etikai vonatkozások

A vizsgálat a KRE Pszichológiai Intézetének Kutatásetikai Bizottsága engedélyével zajlott (IKEB 177/2018/P).

² Hozzáférhetőségi minta

³ Vö. <http://boldogsagora.hu/>

⁴ A szerzők ezúton mondanak köszönetet Lengyel Adriennek, aki az alapítvány részéről tartott kapcsolatot az iskolákkal.

Mérőeszközök

Az Ivens-féle Iskolai Gyerekboldogság Kérdőív magyar változata (IGYBKH)

A 30 tételes eredeti angol kérdőívet (lásd Ivens, 2007, Appendix) a jelen cikk első szerzője fordította le magyarra két kompetens nyelvi lektor⁵ által ellenőrzöten (lásd cikkünk mellékletét). A 30 tétel mindegyikénél a vizsgált személynek 4-fokú Likert-skálán kell eldöntenie, hogy az adott állítás mennyire igaz rá: 1 – „nagyon nem jellemző”, 4 – „nagyon jellemző”. A kérdőív 15. (I enjoyed myself) és 21. (I felt good) tételét egyaránt a „Jól éreztem magam” állítással fordítottuk, egyrészt a lényegében azonos jelentés miatt, másrészt azért, hogy legyen a 30 tételes kérdőívben olyan kontroll állítás, melynek segítségével a komolytalan vagy túlságosan bizonytalan és ezért értékelhetetlen kitöltők kiszűrhetők. Vizsgált személyeink közül a két azonos 4-fokozatú állításra 28-an 2 egységgel, 20-an 3 egységgel eltérő értékű választ adtak, vagyis a kérdőívben az egymástól mindössze ötállításonyi távolságra elhelyezkedő 16. és 21. kijelentésre 48-an ellenkező irányú választ jelöltek be. E személyek adatait természetesen kihagytuk az elemzésekből – a fentebb megadott érvényes mintába nem is számítottuk be őket, ugyanúgy, ahogy azokat se, akik a 30 közül legalább öt tételre nem adtak érvényes választ (N = 26 fő).

Az érvénytelen jegyzőkönyvek elhagyása után a 16. és a 21. tétel értékét pontszámuk átlagával helyettesítettük, és az így adódó 29 változón az Iskolai Gyerekboldogság Kérdőív pozitív (IGYBpoz) és negatív (IGYBneg) alskálájának azonosításához az Ivens (2007) vizsgálatában leírt utat követtük, és ezeket tartalmuk alapján *Pozitív érzelmek*, illetve *Negatív érzelmek* skálának neveztük el. Főfaktoranalízist (vö. Vargha, 2019, 5.3. fejezet) követően Varimax-forgatást hajtottunk végre az első két faktoron.⁶ A forgatott faktorok közül az elsőt a 15 negatív tétel feszítette ki (0,334–0,628 közti súlyokkal), a másodikat pedig a 14 pozitív tétel (0,369–0,621 közti súlyokkal). Bár az ezen tételek pontértékének sima összegezésével definiált két alskála Cronbach-alfa-értéke (0,863, illetve 0,855) kiváló belső konzisztenciát jelzett, a sima kétskálás modellt tesztelő – Mplus programmal futtatott – konfirmatív faktoranalízis (CFA; vö. Vargha, 2019, 6. fejezet) nehezen elfogadható, felemás eredményre vezetett. Az abszolút illeszkedési mutatók ugyan jó modellre utaltak (RMSEA = 0,051 < 0,06; C95 = [0,048; 0,053] tartalmazza a 0,05-öt; pClose = 0,359 > 0,05 n.sz.; SRMR = 0,058 < 0,08), a modell illeszkedése szignifikánsan rossz volt ($\chi^2 = 1612,8$, $f = 376$, $p < 0,0001$), a takarékosági index meghaladta a 3,5-et ($\chi^2/f = 4,2$), és a relatív illeszkedési mutatók értéke (CFI = 0,807; TLI = 0,792) távol volt a minimálisan elfogadható 0,90-es szinttől (vö. Vargha, 2019, 6.3. táblázat). Ezt az eredményt a robusztus MLMV-módszerrel⁷ kaptuk, mely saját tapasztalataink szerint a normalitás sérülése esetén a legjobb robusztus ML-alternatíva, s ennél jobbat most sem sikerült kapni sem az MLR, sem az MLM robusztus módszer-

⁵ A szerzők ezúton mondanak köszönetet Kontra Miklósnak és Varga Györgynek, akik a fordítást ellenőrizték és több helyen javították.

⁶ Érvényes esetek száma: 1131.

⁷ Maximum likelihood modellbecslés robusztus standard hibákkal, valamint átlaggal és varianciával korrigált khi-négyszet tesztstatisztikával (skálaeltolást alkalmazó módszer), vö. <http://lavaan.ugent.be/tutorial/est.html>

rel. Az illeszkedés akkor sem javult, ha bifaktoros modellt adtunk meg, vagy ha egyetlen közös másodrendű faktor alá hoztuk a GYBpoz és a GYBneg skálát.

Ezután a teszt javítása érdekében a CFA-ban – maradva az MLMV módszernél – több lépésben mindkét alskálából elhagytuk a legalacsonyabb faktorsúlyú tételket. Így végül mindkét alskálát 6 tételre rövidítettük, ami összhangban van azzal a Karl Wuensch által megfogalmazott elvárással, hogy minden faktor tartalmazzon minimum 6 változót.⁸ Ebben a modellben⁹ már minden tétel faktorsúlya meghaladta a 0,50-et (IGYBpoz: 0,51–0,78; IGYBneg: 0,52–0,71) és az illeszkedési mutatók az illeszkedési statisztika ($\chi^2 = 135,0$, $f = 53$, $p < 0,0001$) kivételével mind kiváló szintűek voltak (takarékossági index = 2,55; RMSEA = 0,035; C95 = [0,027; 0,042]; pClose = 1; SRMR = 0,026; CFI = 0,974; TLI = 0,968). A χ^2 -statisztika szignifikanciájának fő oka az 1000 feletti mintaelemszám, mely az elméleti modelltől való kismértékű eltéréseket feleslegesen túlhangsúlyozza. Megjegyezzük, hogy amikor MLMV helyett az MLR módszert választottuk, az illeszkedési mutatók értékei csak a 3. tizedesben különböztek az MLMV esetén kapottaktól.

Ezzel a tesztrövidítéssel IGYBpoz-ba a 6., 11., 16., 23., 26. és 30., IGYBneg-be pedig a 4., 5., 12., 13., 15. és 25. sorszámú tételek kerültek (vö. Melléklet). Az érvénytelen kérdőívek kiszűrése érdekében továbbra is javasoljuk a 16. tétel megismétlését a kérdőívben (kis módosítással, hogy a szó szerinti ismétlés ne okozzon gondot) és a kiértékelésnél e két tétel átlagolását. A rövidített, 13 tételtes teszt tehát a tételek sorszámaival megadva: 16., 4., 6., 5., 11., 12., 23., 13., 16. (így módosítva: Kellemben éreztem magam), 15., 26., 25. (így pontosítva: Fel akartam adni, mindentől elment a kedvem), 30. Elemzéseinkben az esetenként hiányzó adatok miatt a két alskálát tételük átlagolásával számítottuk ki, a teszt két alskáláját egyesítő főskálát (IGYB) pedig IGYBpoz és a pozitívra átfordított IGYBneg átlagaként.

Ezzel a tesztrövidítéssel a skálák Cronbach-alfa-értéke továbbra is kiváló szintű maradt (IGYB: 0,85; IGYBpoz: 0,78; IGYBneg: 0,80). A kapott modellben IGYBpoz és IGYBneg látens faktora 0,715-ös korrelációban volt, ami erős függésüket és a teszt alapvetően egydimenziós voltát jelzi. Végül megemlítjük, hogy a teljes és a rövidített teszt azonos IGYBpoz, IGYBneg, IGYB skálái közti korreláció rendre 0,911, 0,906 és 0,943 volt ($N = 1415$), vagyis a tételek számának csökkentésével nem változott meg a skálák jelentéstartalma.

A Mentális Egészség Teszt Gyermek változata (METGy)

A mentális egészség feltérképezésére szerkesztett 20 tételtes kérdőívet a felnőtt MET-kérdőív (Oláh és mtsai, 2018) gyerekekre igazításával állítottuk össze (lásd melléklet). Ebben a munkában figyelembe vettük általános iskolai tanulók és pedagógusok visszajelzéseit is. A 20 tétel mindegyikénél a vizsgált személynek 6-fokú Likert-skálán kell eldöntenie, hogy az adott állítás mennyire jellemző rá: 1 – „egyáltalán nem

⁸ Vö. core.ecu.edu/psyc/wuenschk/MV/FA/FA-SPSS.pptx

⁹ Érvényes értékek száma: $N = 1288$

jellemző”, 6 – „teljes mértékben jellemző”. A 20 tételből 19-et vontunk be a METGy öt skálájába, egy (a 9.) pedig egy kontrollként használható Flow tétel.

A MET eredeti változatában (Oláh és mtsai, 2018) *Globális jóllét*nek nevezett skálát METGy-ben átneveztük sima *Jóllét* skálának abból a megfontolásból, hogy a kérdőív ezt mérő három tétele (1. Mindennapjaimban érezhetően több az öröm, mint a bánat, 16. Lelkiállapotom jónak mondható, 20. Mindent összevetve mennyire mondanád magad boldognak?) nem alkalmas a globális jóllét mind a négy – biológiai, pszichológiai, szociális és spirituális – összetevőjének lefedésére. Ez a skála ezekkel a tétélekkel inkább tekinthető a szubjektív jóllét egy mértékének.

A mellékletben minden tétel után feltüntetjük, hogy melyik skálába tartozik (J: Jóllét, S: Savoring, AV: Alkotó-végrehajtó individuális és szociális hatékonyság, Ö: Önreguláció, R: Reziliencia), persze ez a vizsgálati személyeknek kiadott kérdőívben nem szerepelt. Az átfordítandó tétéleket mínusz (–) jellel jelöltük (ilyenek az R és egy kivétellel az Ö skála tétélei).

Mivel a kérdőív számos állítása nehezebben érthető, mint az IGYB tétélei, a METGy-t csak az 5–8. osztályosokkal töltettük ki. Az elemzésekből kihagytuk azokat, akik a 20 tételből 3-nál több kérdésre nem válaszoltak, a megmaradó elemszám $N = 707$ lett (339 fiú, 365 lány, 3 gyerek neme nem volt megadva).

Elsőként megnéztük a skálák Cronbach-alfa-értékeit (J: 0,789; S: 0,675; AV: 0,708; Ö: 0,396; R: 0,700). Kiderült, hogy Ö esetében az egyetlen nem fordított tétel (13. Érzelmeim, indulataim ritkán vezetnek meggondolatlan tette) negatív (–0,11) itemmaradék-korrelációval markánsan kilógott az önreguláció skálájából, ezért kihagytuk, amivel a skála Cronbach-alfa-értéke 0,623-ra emelkedett. Bár ez az érték még mindig alacsonyabb a szokásosan elvárt 0,70-es szintnél, már ad némi reményt, hogy az ötskálás modellt tesztelő CFA elfogadható lesz. Úgy is lett, a CFA-ban – szintén az MLMV módszerrel becsült – 5 faktoros modell illeszkedési mutatói az illeszkedési statisztika ($\chi^2 = 235,76$, $f = 124$, $p < 0,0001$) kivételével mind kiváló szintűek voltak (takarékosági index = 1,90; RMSEA = 0,037; C95 = (0,030; 0,044); pClose = 0,999; SRMR = 0,043; CFI = 0,948, TLI = 0,935). A χ^2 -statisztika szignifikanciájának fő oka itt is a nagy mintaelemszám. Ennél jobb illeszkedést nem sikerült kapni sem az MLR, sem az MLM robusztus módszerrel. Az illeszkedés érezhetően rosszabb volt, amikor egyetlen közös másodrendű faktor alá hoztuk az öt skálát (itt pl. RMSEA = 0,049, CFI = 0,905), bifaktoros modell megadása esetén pedig az illeszkedés nem is konvergált.

Megemlíjtük, hogy a CFA modelljében megengedtük, hogy a Savoring-skála két tétéle (a kérdőívben a 3. és a 11. tétel) esetében a reziduálisok korreláljanak, a nagyon hasonló megfogalmazás miatt.

Az IGYB változóihoz hasonlóan a METGy öt skáláját is a skálába tartozó itemek átlagolásával képeztük (természetesen minden fordított tétel pontértékét visszafordítva a $7 - x$ transzformációval), a teszt Általános Mentális Egészséget mérő összevont mutatóját (ÁME) pedig az öt skála átlagolásával.

STATISZTIKAI ELEMZÉSEK ÉS EREDMÉNYEIK

A két teszt skáláinak alapstatisztikáit az 1. táblázat tartalmazza.¹⁰ Ha az IGYBneg átlagát az IGYBpoz skálájára transzformáljuk (az 1–4 értékkészlet figyelembevételével az $y = 5 - x$ lineáris transzformáció alkalmazásával), 3,345-öt kapunk, mely szignifikánsan nagyobb az IGYBpoz átlagánál, 3,086-nél ($t = 18,443$; $f = 1414$; $p < 0,0001$). Mivel Cohen $d = 0,474$, a két átlag között szakmailag közepes szintű különbség van. Ez azt jelenti, hogy az IGYBH (és feltehetően más hasonló tesztek esetén is) a fordított tételknél a tanulók szívesen jelölnek be az alsó határhoz közeli, kis negativitású, tehát magas pozitívitású értékeket, amit direkt megfogalmazású tételek esetén a magas értékek bejelölésével kevésbé hajlandók megtenni. Vagyis negatív megfogalmazású tételeket alkalmazva könnyebben kapunk magas – és nehezebben kapunk alacsony – értékeket, mint pozitív megfogalmazásúak esetén. Előjelpróbát alkalmazva azt is láthatjuk, hogy a szignifikancián túl ($z = 15,668$, $p < 0,0001$) az átfordított IGYBneg-érték az esetek 65,2%-ában nagyobb, és csak 25,4%-ában kisebb, mint az IGYBpoz-érték. Ez fontos tanulságul kell, hogy szolgáljon a verbális kérdőívek megszerkesztése során. Megjegyezzük, hogy ez a jelenség fiúknál (Cohen $d = 0,574$) markánsabban jelentkezik, mint lányoknál (Cohen $d = 0,395$), amit kétszemponos vegyes varianciaanalízis- (VA-) elemzésben az interakció szignifikanciája is jelez [$F(1; 1409) = 4,720$; $p = 0,03$].

Az 1. táblázat Ferdeség- és Csúcsosság-értékeinek szignifikanciáiból az is kiolvasható, hogy az IGYBH és a METGy skálái egy (AV) kivételével mind erősen nem normális eloszlásúak, mely körülményt a további statisztikai elemzések során figyelembe kell majd vennünk. A METGy esetében tapasztalható alacsonyabb elemszám (707) oka, hogy ezt a tesztet csak felső tagozatosoknál vettük fel.

1. táblázat. Az IGYBH és a METGy skáláinak alapstatisztikái

Változó	N	Átlag	Szórás	Ferdeség	Csúcsosság
IGYBpoz	1415	3,086	0,565	-0,662***	0,224
IGYBneg	1415	1,655	0,547	1,027***	1,100***
IGYB	1415	3,215	0,489	-0,932***	1,080***
Jóllét	707	4,396	1,000	-0,589***	0,306
Savoring	707	4,439	1,027	-0,489***	-0,009
AV	707	3,662	0,863	0,140	0,204
Önreguláció	707	3,887	1,027	-0,491***	0,152
Reziliencia	707	4,446	0,834	-0,792***	1,039***
ÁME	707	4,166	0,648	-0,456***	0,959***

Megjegyzések: *: $p < 0,05$ **: $p < 0,01$ ***: $p < 0,001$; AV = Alkotó-végrehajtó individuális és szociális hatékonyság, ÁME = Általános Mentális Egészség

Ezután kiszámítottuk a két teszt skáláin belül, majd a skálák között a páronkénti korrelációkat, a normalitás sérülése miatt a Pearson-féle lineáris korrelációk helyett Spearman-féle rangkorrelációkat alkalmazva (lásd 2. táblázat).

¹⁰ Ezeket és a további elemzéseket a ROPstat szoftverrel végeztük el (Vargha, 2016).

2. táblázat. Az IGYBH és a METGy skáláinak Spearman-féle rangkorrelációs mátrixa (elemszámok: az IGYBH-n belül N = 1415, az összes többi viszonylatban N = 707)

Változó	IGYBneg	IGYB	J	S	AV	Ö	R	ÁME
IGYBpoz	-0,494**	0,871**	0,674**	0,463**	0,412**	0,187**	0,445**	0,644**
IGYBneg		-0,843**	-0,544**	-0,248**	-0,180**	-0,383**	-0,552**	-0,572**
IGYB			0,697**	0,410**	0,340**	0,321**	0,570**	0,698**
J				0,512**	0,395**	0,220**	0,530**	0,795**
S					0,425**	0,091*	0,220**	0,679**
AV						0,076*	0,151**	0,583**
Ö							0,444**	0,549**
R								0,670**

Megjegyzések: *: $p < 0,05$ **: $p < 0,01$; J = Jólét, S = Savoring, AV = Alkotó-végrehajtó individuális és szociális hatékonyság, Ö = Önreguláció, R = Reziliencia, ÁME = Általános Mentális Egészség

A 2. táblázat alapján az alábbi észrevételeket tehetjük.

1. Az IGYBH-n belül a pozitív és a negatív alskála egyaránt 0,8 feletti korrelációban van az IGYB főskálával, ami megerősíti a teszt egydimenziós jellegét. Ugyanakkor a köztük lévő mindössze 0,5 körüli szorosságú – vagyis mindössze 25% körüli kölcsönös megmagyarázott varianciaarányú – kapcsolat (a kiszámított Pearson-féle r értéke is csak -0,55) arra utal, hogy az egyenes és a fordított tételekből kiszámított skálák nemcsak értékszintjük nagyságában, hanem értelmezésükben is eltérhetnek. Esetünkben nem elég tehát az IGYBH IGYB főskálájára szorítkozni, érdemes az alskálák jelentését külön-külön is megvizsgálni.

2. A METGy skáláin belül az interkorrelációk széles terjedelemben, 0,076–0,530 között szóródnak, ami egyedi jelentésüknek ad teret.

3. A METGy-n belül az ÁME legerősebben, közel 0,80-as szinten a Jólét skálával korrelál, így az ÁME elsődlegesen a jóllét (szubjektív jóllét) szintjéről informál. Ettől leginkább különböző jelentése az Önreguláció és az Alkotó-végrehajtó hatékonyság skálának lehet.

4. Az IGYBH és a METGy skálái közti korrelációk alapján az alábbi következtések fogalmazhatók meg.

a) IGYBpoz-zal mindig erősebb korrelációban vannak a METGy egyenes megfogalmazású tételekből építkező skálái (Jólét, Savoring, Alkotó-végrehajtó hatékonyság), mint IGYBneg-gel (pl. az Alkotó-végrehajtó hatékonyság esetében 0,412 vs. -0,180). A fordított tételekből építkező skálák (Önreguláció, Reziliencia) esetében viszont a helyzet fordított, itt mindig IGYBneg-gel kapcsolatban tapasztalhatunk erősebb korrelációt (pl. az Önreguláció esetében -0,383 vs. 0,187).

b) A METGy skálái közül a legerősebb, 0,70-es szintű korrelációt a Jóléttel és az ÁME-vel láthatjuk, ami megerősíti, hogy az IGYB skála alapvetően egy szubjektív jóllét-mutató, ahogy a METGy Jólét skálája is.

A nem és az osztály hatását is megnéztük, s ezzel kapcsolatban az alábbi eredményeket kaptuk.

1. Az IGYBH-ban a fiúk Cronbach-alfája mindhárom skálán alacsonyabb (0,755; 0,776; 0,831), mint a lányoké (0,804; 0,818; 0,867), a 3. táblázat adataihoz hasonlóan,

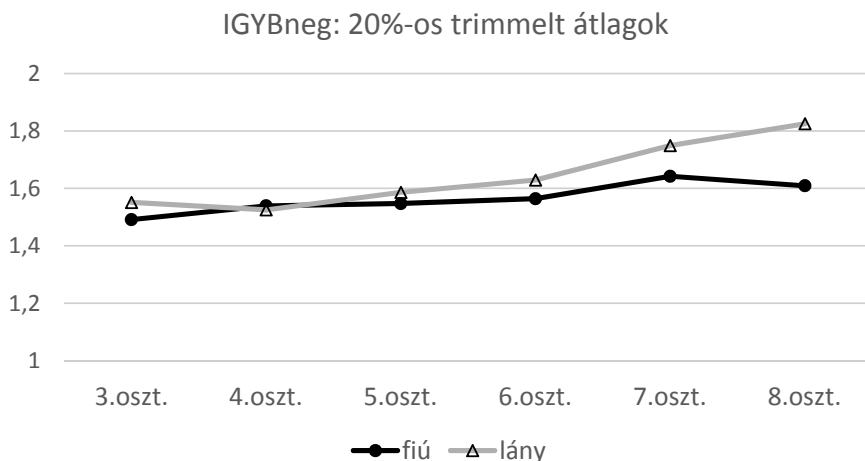
de a skálák nagyságsszintje között Mann–Whitney-próbával nem jött ki szignifikáns különbség ($p > 0,05$).

2. Az esetleges interakciók felderítése céljából a nemmel és az osztállyal robusztus kétszemponos elemzéseket végeztünk (20%-os trimmelt VA-t és rang-VA-t), és az IGYBneg-gel kapcsolatban kaptunk szignifikáns interakciós hatást (mindkét elemzésnél $p < 0,05$ szinten). Ennek oka, hogy magasabb osztályokban a lányok IGYBneg-szintje fokozatosan nő, és egyre jobban meghaladja a fiúkét (lásd *1. ábra*). Ebből eredően összességében a lányok fölényével a nem hatása is szignifikáns lett (mindkét elemzésnél $p < 0,001$ szinten) és úgyszintén lányoknál az iskolázottság IGYBneg-emelő hatása (Spearman-féle $r_s = 0,161$, $p < 0,001$). Hozzáteesszük, hogy ezek a szignifikáns hatások a szakmai értelmezhetőség határán vannak.

3. Ugyanakkor az IGYBpoz és az IGYB a teljes mintán is szignifikáns negatív kapcsolatban van az osztállyal ($r_s = -0,207$, ill. $r_s = -0,185$; $p < 0,001$), vagyis magasabb osztályokban a tanulók szubjektív jóllét-szintje alacsonyabb. Az osztály hatását IGYBpoz-ra robusztus rang-VA-val vizsgálva szintén erősen szignifikáns hatást kaptunk, 5,4%-os közepes szintű rang η^2 -tel.

4. A fiúk Cronbach-alfái a METGy-ben is alacsonyabbak, mint a lányoké, minden skála esetében (lásd *3. táblázat*). A skálák nagyságsszintje tekintetében viszont nem kaptunk szakmailag releváns különbségeket (az átlagokból, rangátlagokból kiszámított Cohen-d egy esetben se haladta meg a 0,20-as szintet), bár a Savoring és az Alkotó-végrehajtó hatékonyság egyaránt szignifikánsan magasabb szintű volt lányoknál, mint fiúknál (Mann–Whitney-próba, $p < 0,01$).

5. AV esetében még szignifikáns osztályhatást is tapasztaltunk (kétszemponos trimmelt VA-ban, illetve rang-VA-ban az osztály hatása egyaránt $p < 0,001$ szinten szignifikáns; vö. *2. ábra*), bár a hatás mértéke itt is kicsi (rang $\eta^2 = 0,02$).

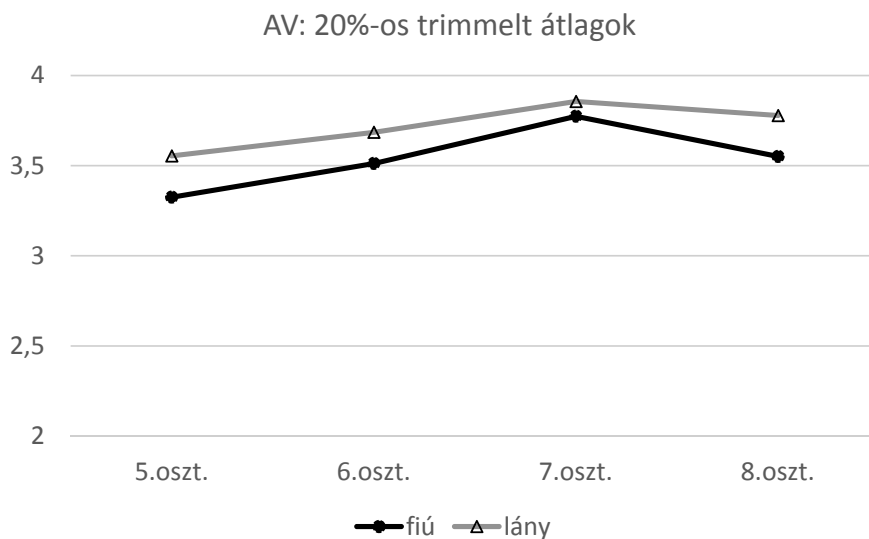


1. ábra. Az IGYBneg skála 20%-os trimmelt átlagai a nem és az osztály szerinti bontásban

3. táblázat. A METGy skáláinak Cronbach-alfával mért belső konzisztenciája fiúknál és lányoknál

	J	S	AV	Ö	R	ÁME
Fiúk	0,783	0,648	0,704	0,600	0,644	0,803
Lányok	0,798	0,699	0,712	0,635	0,738	0,860

Megjegyzés: A skálák teljes neveit illetően lásd a 2. táblázatot



2. ábra. A METGy Alkotó-végrehajtó individuális és szociális hatékonyság (AV) skálájának 20%-os trimmelt átlagai a nem és az osztály szerinti bontásban

Korreláltattuk még a két teszt skáláit a METGy kérdőív Flow („Ha valami igazán foglalkoztat, azt nehéz helyzetekben is képes vagyok élvezettel és elmélyülten csinálni.”) tételének pontszámával is, és a 4. táblázatban látható eredményekre jutottunk. Ezek összhangban vannak a flow és a mentális egészség sokak által igazolt pozitív kapcsolatával (Oláh, 2005). Végül megjegyezzük, hogy vizsgált skálaváltozóink nagyságsszintje nem függött attól, hogy a tanuló járt-e boldogságórákra, vagy sem.

Végül az IGYBH és a METGy közti kapcsolat differenciáltabb vizsgálata céljából a két teszt skáláit (alskáláit) korreláltattuk a másik teszt egyes tételeivel, és azonosítottuk közülük a legerősebben korrelálókat. IGYBpoz-zal a METGy tételei közül legerősebben az 1. („Mindennapjaimban érezhetően több az öröm, mint a bánat” = $r = 0,603$; tau-b = 0,481), a 20. („Mindent összevetve mennyire mondanád magad boldognak?”: $r = 0,577$; tau-b = 0,432), illetve a 16. („Lekiállapotom jónak mondható”: $r = 0,572$; tau-b = 0,450) korrelált. Ugyanezt az eredményt kaptuk az IGYBneg-gel kapcsolatban is, némileg gyengébb korrelációkkal.

4. táblázat. Az IGYBH és a METGy skáláinak korrelációi a METGy kérdőív 9. (Flow) tételének pontszámával (N = 706)

Skála	Pearson r	Kendall tau-b
IGYBpoz	0,317**	0,246**
IGYBneg	-0,214**	-0,161**
IGYB	0,296**	0,231**
Jóllét	0,366**	0,276**
Savoring	0,369**	0,296**
AV	0,392**	0,309**
Önreguláció	0,023	0,015
Reziliencia	0,176**	0,112**
ÁME	0,387**	0,288**

Megjegyzések: *: $p < 0,05$ **: $p < 0,01$; AV = Alkotó-végrehajtó individuális és szociális hatékonyság, ÁME = Általános Mentális Egészség

A METGy esetében a Jóllét skálával kaptuk a legerősebb korrelációkat:

- „Jól éreztem magam.” ($r = 0,597$, $\text{tau-b} = 0,472$);
- „Pozitív érzések voltak bennem.” ($r = 0,556$, $\text{tau-b} = 0,458$);
- „Rossz hangulatban voltam.” ($r = -0,516$, $\text{tau-b} = -0,408$);
- „Rosszkedvű voltam.” ($r = -0,513$, $\text{tau-b} = -0,389$).

Értelmezhető és jelentésükkel összhangban lévő korrelációkat kaptunk még az alkotó-végrehajtó hatékonysággal („Jól dolgoztam”: $r = 0,423$, $\text{tau-b} = 0,337$; „Összpontosítottam”: $r = 0,389$, $\text{tau-b} = 0,314$) és az önregulációval („Ideges, feszült voltam”: $r = -0,423$, $\text{tau-b} = -0,337$; „Mérgecs voltam”: $r = -0,318$, $\text{tau-b} = -0,252$). Mindezen r és Kendall-féle tau-b korrelációk $p < 0,001$ szinten szignifikánsak voltak.

MEGBESZÉLÉS

A szubjektív jóllét mérése iskolai környezetben is fontos, magyar nyelvű teszt azonban az általános iskolai korosztály számára nem áll rendelkezésre. A jelen tanulmány célja Ivens (2007) e célra kialakított tesztjének magyarra adaptálása (IGYBH), illetve egy felnőtt magyar mentális egészség teszt (MET) 10–14 éves korosztályra adaptálása (METGy) volt. Az IGYBH célja a szubjektív jóllét mérése iskolai környezetben, a Mentális Egészség Teszt Gyermek változata azonban ennél szélesebb spektrumú, a mentális egészség öt pillérén (jóllét, savoring, alkotó-végrehajtó hatékonyság, önreguláció, reziliencia) nyugodt teszt.

Az elvégzett pszichometriai elemzések (CFA, itemanalízis) alátámasztották mindkét teszt szerkezeti megfelelőségét. Az IGYBH pozitív és negatív érzelmek alszállaja (IGYBpoz és IGYBneg) ugyanazt a közös konstruktumot (szubjektív jóllét) feszíti ki, egymással csak mérsékelt, 0,5 körüli korrelációban van, ami egyaránt adódhat önálló jellegük-ből (Watson és Tellegen, 1999), valamint abból, hogy egyenes és fordított állításokra a vizsgált személyek nem egyforma módon válaszolnak. Mindenképpen érdemes új vizsgálatokban különféle változókkal jobban tisztázni az IGYBH két alszállájának jelen-

tése közti különbségeket. A jelen vizsgálat ehhez azt tette hozzá, hogy eredményeink szerint negatív megfogalmazású tétéleket alkalmazva könnyebben kapunk magas, és nehezebben kapunk alacsony értékeket, mint pozitív megfogalmazásúak esetén, különösen fiúknál. A nemi különbség oka talán az, hogy a fiúk nehezebben ismerik be gyengeségeiket, hibáikat, negatív érzelmeiket – ami lehet a neveltetésük következménye is (a fiúkat a lányokkal szemben sokkal inkább arra nevelik, hogy ne fejezzék ki a negatív érzelmeiket, fájdalmaikat). A megfogalmazás formájának jelentőségét tükrözi az is, hogy az Iskolai Gyerekboldogság Kérdőív és a Mentális Egészség Teszt skáláit korreláltatva az azonos megfogalmazású tétélekből álló skálák esetében szisztematikusan szorosabb kapcsolatokat találtunk, mint az ellentétes megfogalmazású tétélekből álló skálák esetében (lásd 2. táblázat első két sora).

Emellett lányoknál fokozottabb az IGYBneg szintjének növekedése 3–8. osztály között, mint fiúknál (lásd 1. ábra), miközben ezzel összhangban az IGYBpoz szintje mindkét nemnél hasonló mértékben csökken. Más szavakkal: magyar iskolákban a tanulók közérzete, szubjektív jólléte az általános iskola magasabb osztályaiban általában alacsonyabb, mint alsóbb osztályokban, ami talán a magasabb osztályokban egyre nehezedő tanulmányi követelményeknek köszönhető. Finn tanulóknál hasonló eredményeket kapott Uusitalo-Malmivaara (2014). Elképzelhető, hogy lányok erre érzékenyebbek, amit a szociális elvárásoknak kevésbé kitett, negatív megfogalmazású tétélekre adott válaszok hitelesebben tükröznek. Persze lehet, hogy itt egyszerűen arról van szó, hogy ahogy a gyerekek nőnek, érnek, úgy tudatosítják egyre inkább az élet nehézségeit és a felnőtt élet felelősségével járó terheket. Vagyis a 10 éves gyerekek még életkorukból és kevesebb felelősségükből fakadóan gondtalanabbak, boldogabbak, mint idősebb társaik.

A vizsgált tesztek validitását részben igazolják a teszttételek tartalmi (felszíni/face validitás), a két teszt skálái közti korrelációk (leginkább a szubjektív jóllét jelentésű IGYB és a Jóllét skála között; vö. 2. táblázat), valamint a flow-val kapott szakmailag is értékelhető szintű korrelációk (vö. 4. táblázat), ahol a szubjektív jóllét szintje mellett fontos szerepet kapnak a mentális egészség más összetevői is (különösen az alkotó-végrehajtó hatékonyság és a savoring). A két teszt alskáláinak jelentését megerősítették a másik teszt tétéleivel kiszámított korrelációk is.

A METGy-n belül az érzelmi és indulati kontroll sikerességét jelző Önreguláció skála meglehetősen önálló pillérnek tűnik. Megemlíjtük még, hogy Vargha, Korényi, Pomsár és Váits (2019) középiskolásokkal végzett vizsgálatában ($N = 127$) az érzelmi IQ szignifikáns 0,25 körüli korrelációban volt az IGYBpoz és IGYB, illetve szignifikáns $-0,20$ körüli korrelációban az IGYBneg skálával, továbbá szintén pozitívan korrelált a METGy-ben a Jólléttel ($r = 0,22$) és a Rezilienciával ($r = 0,19$). Természetesen a METGy öt skálájának teljes tisztázásához még további vizsgálatokra van szükség, ahogy az IGYBH iskolai hasznosíthatóságát illetően is. Más kultúrákban ilyen jellegű vizsgálatokról számolt be például Allodi (2009), Navarro, Ruiz-Oliva, Larrañaga és Yubero (2013), illetve Wang és Wang (2015).

Emellett egy Magyarországon folytatott kutatás is megerősítette a két teszt validitását (Török, Bene-Kovács, Göbel és Vargha, 2019), melynek keretében a Kodály-koncepció használatának hatását vizsgáltuk a mentális egészségre és a szubjektív jóllétre 5. és 6. osztályos általános iskolás diákoknál. 224 tanulótól gyűjtött adatok alapján a

Kodály-koncepció iskolában tanulók szignifikánsan jobb alkotó-végrehajtó hatékonysággal rendelkeztek [$F(2; 221) = 6,900; p = 0,0012$], mint az általános tanterv szerint tanuló diákok, illetve a sporttagozatos osztály tagjai. A vizsgálatban hangulatgörbék ábrázolását is kértük a gyermekektől, ami megerősítette a kvantitatív elemzések érvényességét. Azok a tanulók, akik az iskolában és otthon is jól érezték magukat, szignifikánsan jobb eredményt értek el az IGYBH és a METGy skáláin (az Önregulációt kivéve).

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

A szerzők ezúton mondanak köszönetet a vizsgálatokban való részvételért és az adatok rögzítéséért Egyházi Zsófia, Kispál Sára, Korényi Zsófia, Nagy Gabriella, Pomsár Zsófia, Sipos Adrienn, Váits Petra KRE-s hallgatónak, valamint a KRE BTK Benda Kálmán Szakkollégium Pszichológiai Műhelye minden hallgatójának. A cikkben említett kutatásokat a Károli Gáspár Református Egyetem (20643B800/2018 számú kutatói pályázat) és az NKFI támogatta (NKFI-6, 116965 számú pályázat).

IRODALOM

- Allodi, M. W. (2009). Goals and values in school: a model developed for describing, evaluating and changing the social climate of learning environments. *Social Psychology of Education, 13*(2), 207–235.
- Block, J., & Kremen, A. M. (1996). IQ and ego-resiliency: conceptual and empirical connections and separateness. *Journal of Personality and Social Psychology, 70*(2), 349–371.
- Campbell-Sills, L., & Stein, M. (2007). Psychometric analysis and refinement of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Validation of a 10-item measure of resilience. *Journal of Traumatic Stress, 20*(6), 1019–1028.
- Connor, K. M., & Davidson, J. R. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson resilience scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety, 18*(2), 76–82.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin, 95*(3), 542–575.
- Diener, E., & Chan, M. Y. (2011). Happy people live longer: Subjective well-being contributes to health and longevity. *Applied Psychology: Health and Well-Being, 3*(1), 1–43.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment, 49*(1), 71–75.
- Fredrickson, B. L., & Branigan, C. (2005). Positive emotions broaden the scope of attention and thought action repertoires. *Cognition and Emotion, 19*(3), 313–332.
- Hauser, D. J., Preston, S. D., & Stansfield, R. B. (2014). Altruism in the wild: When affiliative motives to help positive people overtake empathic motives to help the distressed. *Journal of Experimental Psychology: General, 143*(3), 1295.
- Ivens, J. (2007). The Development of a Happiness Measure for Schoolchildren. *Educational Psychology in Practice, 23*(3), 221–239.
- Láng, A. (2019). A serdülőkorú pszichológiai jóllét multidimenziális mérőeszköze: Az EPOCH kérdőív magyar változatának (EPOCH-H) pszichometriai jellemzői. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika, 20*(1), 12–34.

- Laurent, J., Catanzaro, S. J., Joiner, T. E., Rudolph, K. D., Potter, K. I., Lambert, S., et al. (1999). A measure of positive and negative affect for children: Scale development and preliminary validation. *Psychological Assessment*, 11(3), 326–338.
- Myers, D. G. (2000). The funds, friends, and faith of happy people. *American Psychologist*, 55(1), 56.
- Navarro, R., Ruiz-Oliva, R., Larrañaga, E., & Yubero, S. (2013). The Impact of Cyberbullying and Social Bullying on Optimism, Global and School-Related Happiness and Life Satisfaction Among 10-12-year-old Schoolchildren. *Applied Research in Quality of Life*, 10(1), 15–36.
- Oláh, A. (2005). *Érzelmek, megküzdés és optimális élmény*. Budapest: Trefort Kiadó.
- Oláh, A. & Kapitány-Fövény, M. (2012): A pozitív pszichológia tíz éve. *Magyar Pszichológiai Szemle*, 67(1), 19–45.
- Oláh, A., Nagy, H., Magyaródi, T., Török, R., & Vargha, A. (2018). Egy új mentális egészséget mérő kérdőív, a MET kidolgozása. In Lippai Edit (szerk.), *Változás az állandóságban. A Magyar Pszichológiai Társaság XXVII. Országos Tudományos Nagygyűlése. Kivonatkötet*. Budapest: Magyar Pszichológiai Társaság, 80–81.
- Reinhardt, M. (2009). Miért hasznosak a pozitív érzelmek iskolai környezetben? *Iskolakultúra*, 19(9), 24–46.
- Roeser, R. W., Van der Wolf, K., & Strobel, K. R. (2001). On the relation between social-emotional and school functioning during early adolescence: Preliminary findings from Dutch and American samples. *Journal of School Psychology*, 39(2), 111–139.
- Smith, B. W., Dalen, J., Wiggins, K., Tooley, E., Christopher, P., & Bernard, J. (2008): The Brief Resilience Scale: Assessing the Ability to Bounce Back. *International Journal of Behavioral Medicine*, 15, 194–200.
- Southwick, S. M., & Charney, D. S. (2018). *Resilience: The science of mastering life's greatest challenges*. New York: Cambridge University Press.
- Southwick, S. M., Bonanno, G. A., Masten, A. S., Panter-Brick, C., & Yehuda, R. (2014). Resilience definitions, theory, and challenges: interdisciplinary perspectives. *European Journal of Psychotraumatology*, 5(1), 25338.
- Szabó, A. (2019). Validity of the Hungarian Version of the Subjective Happiness Scale (SHS-HU). *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 20(1), 180–201.
- Szondy, M., Martos, T., Szabó-Bartha, A. & Pü nkösty, M. (2014). A Rövidített Pozitív Élmények Feldolgozási Módjai Skála magyar változatának reliabilitás- és validitásvizsgálata. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 15(3), 305–316.
- Uusitalo-Malmivaara, L. (2014). Happiness Decreases during Early Adolescence — A Study on 12- and 15-Year-Old Finnish Students. *Psychology*, 5(6), 541–555.
- Török, R., Bene-Kovács, B., Göbel, O. & Vargha, A. (2019). *A zene és a sport jótékony hatásai az általános iskolás diákok jóllétére*. Poszter a Magyar Pszichológiai Társaság XXVIII. Országos Tudományos Nagygyűlésén. Debrecen, 2019. május 30. – június 1.
- Vargha, A. (2016). A ROPstat statisztikai programcsomag. *Statisztikai Szemle*, 94(11–12), 1165–1192.
- Vargha, A. (2019). *Többváltozós statisztika dióhéjban: változó-orientált módszerek*. Budapest: Pólya Kiadó.
- Vargha, A., Diósi, K., Pásztor, A., Ódor, V. & Csengődi, M. (2018). A MET kapcsolata szociodemográfiai változókkal. In Lippai Edit (szerk.), *Változás az állandóságban. A Magyar Pszichológiai Társaság XXVII. Országos Tudományos Nagygyűlése. Kivonatkötet*. Budapest: Magyar Pszichológiai Társaság, 81.
- Vargha, A., Korényi, Zs., Pomsár, Zs. & Váits, P. (2019). Boldogságmérés 5–8. osztályban. In Lippai Edit (szerk.), *Összetart a sokszínűség. A Magyar Pszichológiai Társaság XXVIII. Országos Tudományos Nagygyűlése. Kivonatkötet*. Budapest: Magyar Pszichológiai Társaság, 139.

- Veenhoven, R. (2008). Healthy happiness: Effects of happiness on physical health and the consequences for preventive health care. *Journal of Happiness Studies*, 9(3), 449–469.
- Wang, F., & Wang, D. (2015). Place, Geographical Context and Subjective Well-being: State of Art and Future Directions. In D. Wang, S. He (Eds), *Mobility, Sociability and Well-being of Urban Living* (pp. 189–230). Berlin, Heidelberg: Springer.
- Watson, D., & Tellegen, A. (1999). Issues in dimensional structure of affect-effects of descriptors, measurement error, and response formats: Comment on Russell and Carroll. *Psychological Bulletin*, 125, 601–610.
- Zelenski, J. M., Murphy, S. A., & Jenkins, D. A. (2008). The happy-productive worker thesis revisited. *Journal of Happiness Studies*, 9(4), 521–537.

MELLÉKLET

Iskolai Gyerekboldogság Kérdőív (IGYBH)

A következő állítások arról szólnak, hogy a múlt héten hogyan érezted magad az iskolában. Legegyél olyan őszinte, amennyire csak tudsz, és jelezd minden állításnál a megfelelő oszlopban való bejelöléssel (X), hogy az rád milyen mértékben volt jellemző a múlt héten!

Az elmúlt héten az iskolában	Nagyon nem jellemző	Nem jellemző	Kicsit jellemző	Nagyon jellemző
1. Tele voltam energiával				
2. Ideges, feszült voltam				
3. Akartam iskolába jönni				
4. Rosszkedvű voltam				
5. Szomorú voltam				
6. Nyugodtnak, lazának éreztem magam				
7. Úgy éreztem, beteg vagyok				
8. Úgy éreztem, hogy az iskola biztonságos hely				
9. Összpontosítottam				
10. Gyengének éreztem magam				
11. Pozitív érzések voltak bennem				
12. Mérges voltam				
13. Sírni akartam				
14. Mindenkiel jól kijöttem				
15. Rossz hangulatban voltam				
16. Jól éreztem magam				
17. Fáradt voltam				
18. Nyugodtnak éreztem magam				
19. Élveztem a munkát				
20. Sajnáltam magam				
21. Jól éreztem magam				
22. Zavart voltam				
23. Magabiztos voltam				
24. Indulatos voltam				
25. Fel akartam adni				
26. Úgy éreztem, teljesen éber vagyok				
27. Fejfájásaim voltak				
28. Jól dolgoztam				
29. Réműlt voltam				
30. Jól éreztem magam mások társaságában				

Mentális Egészség Teszt Gyermek változata (METGY)

A következő állítások az emberek általános életérzését, jellemző tulajdonságait és életfelfogását írják le. Nincsenek jó vagy rossz válaszok. Kérlek, légy olyan őszinte, amennyire csak tudsz, és jelezd minden tétnél a megfelelő oszlopban való bejelöléssel (X), hogy az rád milyen mértékben jellemző!

	egyáltalán nem jellemző	nem jellemző	kicsit jellemző	jellemző	nagyon jellemző	teljes mértékben jellemző
1. Mindennapjaimban érezhetően több az öröm, mint a bánat. (J)						
2. Könnyen válok türelmetlenné. (Ö-)						
3. Könnyen fel tudom eleveníteni a múlt kellemes emlékeinek örömét. (S)						
4. Mindennel elégedetlen vagy közömbös vagyok. (R-)						
5. Gyakran vannak olyan ötleteim, amelyekhez mások eredményesen tudnak kapcsolódni és továbbgondolásra készítenek őket. (AV)						
6. Túlságosan fáradt vagyok ahhoz, hogy bármit is csináljak. (R-)						
7. Mások szerint is jó problémamegoldó vagyok. (AV)						
8. Hirtelen természetű vagyok (előbb cselekszem, utána gondolkodom). (Ö-)						
9. Ha valami igazán foglalkoztat, azt nehéz helyzetekben is képes vagyok élvezettel és elmélyülten csinálni. (Flow)						
10. Gyakran van olyan érzésem, hogy a világ csak úgy elmegy mellettem. (R-)						
11. Szeretem elraktározni az átélt örömteli idők emlékét, hogy később felidézhessem őket. (S)						

	egyáltalán nem jellemző	nem jellemző	kicsit jellemző	jellemző	nagyon jellemző	teljes mértékben jellemző
12. Más emberek úgy tűnik, változnak, magamról úgy érzem, hogy egy helyben topogok. (R-)						
13. Érzelmeim, indulataim ritkán vezetnek meggondolatlan tetterre. (Ö)						
14. Jókedvre tudom hangolni magam, ha elképelem, milyen lesz egy közelgő boldog idő. (S)						
15. Gyakran hibáztatom magam. (R-)						
16. Lelkiállapotom jónak mondható. (J)						
17. Jó vagyok az olyan munkákban, ahol új és eredeti ötletek kellene. (AV)						
18. Ideges leszek, ha valami nem úgy alakul, ahogy terveztem. (Ö-)						
19. Gyakran jök a megsejtéseim arról, hogy hogyan gondolkoznak és éreznek az emberek. (AV)						
20. Mindent összevetve mennyire mondanád magad boldognak? (1 és 6 között, 1 = Teljesen boldogtalan, 6 = Teljesen boldog): (J)						

MEASURING SCHOOL HAPPYNESS

VARGHA, ANDRÁS – TÖRÖK, REGINA – DIÓSI, KAROLA – OLÁH, ATTILA

Subjective well-being (SWB) and mental health have been studied amongst adults using a variety of self-reported methods. However, there are available relatively few tests of SWB for children. Measuring SWB is also important in the school environment, but there is no valid and reliable Hungarian scale for elementary schoolchildren. The aim of the study presented in this paper was to adapt the School Children's Happiness Inventory (Ivens, 2007) to Hungarian, and to adapt the Mental Health Test developed for adults and based on five pillars (well-being, savoring, creative-executive effectiveness, self-regulation and resilience) for schoolchildren aged 10 to 14. Above the age of 10, the psychometric properties of both tests confirmed their structural reliability and supported their validity. An interesting result is that SWB is in a negative relationship with age among school children.

Keywords: *happiness tests, subjective well-being, mental health, SCHI*

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)