

AZ AKTÍV-PASSZÍV HALOGATÁS KÉRDŐÍV MAGYAR VÁLTOZATÁNAK PSZICHOMETRIAI JELLEMZŐI ÉS MÓDOSÍTOTT STRUKTÚRÁJA

JAGODICS BALÁZS¹ – KÓRÓDI KITTI¹ – DR. MARTOS TAMÁS² –
DR. KŐRÖSSY JUDIT¹ – DR. SZABÓ ÉVA¹

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

²SZTE-BTK Pszichológiai Intézet, Személyiség-, Klinikai és Egészségpszichológiai Tanszék

E-mail: balazs.jagodics@gmail.com

Beérkezett: 2019. április 1. – *Elfogadva:* 2019. június 6.

Háttér és célkitűzések: A halogató viselkedés kutatásában egyre hangsúlyosabb szerepet kap a maladaptív passzív halogató és a hatékony stratégiaként alkalmazható aktív halogató elkülönítése. Tanulmányunk célja a Choi és Moran (2009) által kidolgozott Aktív-Passzív Halogató Kérdőív magyar változatának (Szabó, 2012) pszichometriai tesztelése volt. *Módszer:* Magyar egyetemi hallgatókból álló mintán (N = 843) ellenőriztük a kérdőív struktúráját, reliabilitását és kapcsolatát más pszichológiai tényezőkkel.

Eredmények: A feltárási és megerősítő faktorelemzések alapján egy passzív és egy aktív halogató alskála jelenik meg a korábbiakban használt ötfaktoros struktúrával szemben. Az alskálák belső megbízhatósága jónak tekinthető. Az aktív halogató pozitív, míg a passzív halogató negatív kapcsolatban áll az önértékeléssel és a tanulási énhatékonysággal. Az időperspektívát tekintve a passzív halogató a múlt-negatív orientációval pozitív, míg a jövőorientációval negatív együtt járást mutat. A halogatósfaktorokon alapuló klaszterelemzés szerint kialakított csoportok között különbség van a tanulási eredmény tekintetében. A legeredményesebbek a nem halogatók csoportjába tartozók, őket követik az aktív és a passzív halogatók.

Következtetések: Az eredmények alapján kapott nyolcitemes kérdőív alkalmas a klasszikus passzív halogató, illetve az időnyomás-preferencia kapcsán kialakuló aktív halogató elkülönítésére. Azonban az eredeti modellben használt további aktívhalogató-típusok feltárására más eszközök kidolgozása szükséges.

Kulcsszavak: aktív halogató, passzív halogató, önértékelés, időperspektíva, tanulmányi eredmény

BEVEZETÉS

A halogatás

A feladatok teljesítésének halogatása az élet számos területén problémát okozhat. A halogatás megjelenhet a munka világában és a magánéletben egyaránt, leggyakrabban azonban az oktatási területeken foglalkoznak a kérdéssel. A nézőpontok és vizsgálati szempontok sokszínűsége miatt a halogatás meghatározására is a diverzitás jellemző. A definíciók szintjén a leggyakrabban előkerülő elemek a feladatok végrehajtásának késleltetésére, elodázására, illetve az ehhez a folyamathoz kapcsolódó szubjektív kellemetlenség érzésére koncentrálnak (Chu és Choi, 2005; Choi és Moran, 2009; Flett, Stainton, Hewitt, Sherry és Lay, 2012). A személy szubjektív érzései mellett egyes definíciókban a teljesítmény minőségi romlása, illetve szélsőséges esetben a feladat teljesítetlensége jelenik meg mint a halogatás külső indikátora. Emiatt a halogatás értelmezése során a jelenség gyakran az önszabályozás kudarcaént jelenik meg (Ferrari, 2001; Park és Sperling, 2012). A halogató viselkedés forrásának megítélését illetően több megközelítés jellemzi a kutatókat. Az egyik szemlélet szerint a halogatóra való hajlam általános személyiségjegynek tekinthető (Lay, 1986), míg mások olyan viselkedésként definiálják, amely területenként és a külső tényezőktől függően változik (Klingsieck, 2013).

A halogatás egyik legtöbbet kutatott területe a tanulási folyamatok során mutatott viselkedés. Ennek különös jelentőséget ad, hogy a tanulás esetében a halogatás legtöbb esetben a teljesítmény elmaradásával hozható kapcsolatba (Klingsieck, Grund, Schmid és Fries, 2013), habár nem minden esetben van direkt kapcsolat a halogatás mértéke és a tanulmányi eredmények között (Cao, 2012). A halogatással kapcsolatos korai kutatások egyértelműen a viselkedés maladaptív jellegét emelték ki (Ferrari, 2001), és tartós személyiségjegyekkel hozzák összefüggésbe (Schouwenburg és Lay, 1995; Takács, 2010).

Ugyanakkor az is egyértelműnek látszik, hogy az egyetemi tanulási környezet, a kreditrendszer működése mint szituatív változó közvetve hatással van a diákok halogató viselkedésének megjelenésére is (Takács, 2005). A halogatás témakörében az ezredfordulón végzett átfogó szakirodalmi metaanalízis is a viselkedés negatív aspektusát emeli ki, és rámutat a halogatás összetett jellegére (Van Eerde, 2002). A lelkiismeretesség személyiségvonással közepes erősségű negatív kapcsolatot tárt fel, míg az önkadályozással pozitív együtt járást figyelt meg (Van Eerde, 2002).

Az elmúlt évtizedekben megjelentek árnyaltabb elméletek is, amelyekben elkülönítik a kártékony és nem szándékos passzív halogatást a hatékonyságot nem szükség-szerűen gátló, tudatos döntésben gyökerező aktív halogatástól (Chu és Choi, 2005). A halogatás differenciált felfogása szerint a passzív halogatás esetében a jelenség hátterében a feladattal kapcsolatos negatív érzések dominálnak, míg az aktív halogatás eredményes lehet, ha a személynek az időbeli késleltetéssel valóban sikerül a feladatvégzést optimális keretek közé áthelyezni.

A kétféle halogatás éles elkülönítését sugalló modellekkel szemben több kritikát is megfogalmaztak. Egyes kutatók amellet érvelnek, hogy a halogatás aktív formái

valójában kívül esnek a halogatásdefiníciók által körülhatárolt fogalmi kereteken, hiszen a folyamat során nem a feladat teljesítéséhez fűződő kellemetlen érzések dominálnak, hanem tudatos, problémaorientált megoldási stratégia alkalmazása történik (Chowdhury és Pychyl, 2018). Mások amellett érvelnek, hogy a halogatás alapvetően a sikertelen önszabályozáshoz kapcsolódó probléma, így az aktív halogatás koncepciója egybefonódna az „aktív önszabályozási probléma” kifejezéssel, amely számos értelmezési nehézséget vet fel (Tice és Bratslavsky, 2000).

Összességében elmondható, hogy a halogatás releváns pszichológiai probléma, amelynek feltárása, mechanizmusának mélyebb megismerése jelentős a tanulási folyamatok sikeressége és a probléma megoldása szempontjából is. A fogalom koncepciójának tisztázását elősegítheti, ha sikerül olyan mérési eljárásokat kidolgozni, amelyek alkalmasak annak bizonyítására, hogy létezik-e adaptív és maladaptív halogató viselkedés. Ehhez azonban arra van szükség, hogy feltárjuk a kapcsolatot a kétféle halogatást feltételező mérőeszköz eredményei és más, a tanulási teljesítménnyel egyértelműen kapcsolatban álló konstruktumok között.

A differenciált halogatás koncepciójára épülő mérőeszközök

A nemzetközi szakirodalomban Chu és Choi (2005), illetve Choi és Moran (2009) alapozták meg a differenciált halogatás koncepciót, amelynek mérésére kidolgoztak egy mérőeszközt is. A halogatás passzív és aktív formáinak együttes megragadására szolgáló 22 tételből álló kérdőívben az egyes itemekre hétfokozatú Likert-skálán adnak választ a kitöltők. A tételek közül 16 item vonatkozik az aktív halogatóra, azon belül is négy különálló faktort különítettek el a mérőeszköz megalkotói: *feladat befejezése utáni elégedettség, szándékos döntés a halogatás mellett, határidők sikeres betartása és az időnyomás-preferencia*, amely arra utal, hogy a személy akkor tud leghatékonyabban teljesíteni, ha már közeleg a határidő. A fennmaradó 6 tétel a *passzív halogatás* mérését célozza meg (Choi és Moran, 2009). Az eredetileg angol nyelvű kérdőív lengyel változatát először egy nem publikált kéziratban említik (Stepien és Ciecuch, 2014), később Klym-Guba és Karaś (2018) használta egy kutatásban. Eredményeik szerint az aktív halogatás skála jó megbízhatóságot mutatott, de a kérdőív faktorstruktúráját ebben az esetben nem ellenőrizték. A kérdőív portugál nyelvű változatát brazil egyetemistákból álló mintán tesztelték (Gouveia, Pessoa, Coutinho, Barros és Fonseca, 2014). Az eredmények megerősítették az eredeti faktorstruktúra érvényességét, amelyet a megerősítő faktorelemzés jó illeszkedésmutatói támasztottak alá. Ugyanakkor a mérőeszköz adaptációjával kapcsolatban limitációk is felmerülnek, ugyanis a skálák belső megbízhatósága viszonylag alacsonynak bizonyult (Cronbach $\alpha \leq 0,72$).

A kérdőív magyar nyelvű adaptációját Szabó (2012) tesztelte egyetemi hallgató kitöltőkből álló mintán (N = 596 fő). A kutatás során az eredeti angol nyelvű változat faktorstruktúráját alkalmazta. A magyar mintán az alskálák megbízhatósága jónak bizonyult, azonban a kérdőív struktúrájának érvényességét feltáró és megerősítő faktorelemzéssel nem támasztották alá.

Az egyes halogatásformák kapcsolata más változókkal

Az Aktív-Passzív Halogatás Kérdőív angol nyelvű változatát (Choi és Moran, 2009) számos kutatás használta a tanulmányi eredményességgel való összevetésre. Az aktív halogatás skála egyetemista mintán pozitív együtt járást mutatott a tanulási énhatékonysággal, valamint más, a halogatási jellemzőket kifejezetten tanulási kontextusban vizsgáló kérdőív eredményével (Cao, 2012). Ugyanebben a vizsgálatban nem találtak együtt járást a célorientációs stílusokkal és a teszteken nyújtott tanulmányi teljesítménnyel. A célorientációt tekintve azonban egy másik kutatás esetében negatív együtt járást találtak az aktív halogatás és az elsajátító-elkerülő orientáció között középiskolás diákok esetében (Corkin, Yu és Lindt, 2011). Ugyanakkor Wessel, Bradley és Hood (2019) a halogatási jellemzők kapcsolatát tárta fel egy konkrét feladat teljesítésének eredményességével egyetemista mintán. Az összefüggések elemzése rámutatott arra, hogy a passzív halogatás pontszám valóban a feladat végrehajtását veszélyeztető, káros késlekedéssel jár együtt, míg az aktív halogatásnál hasonló, hatékonyságot rontó hatás nem figyelhető meg.

A kérdőív magyar nyelvű változatával végzett vizsgálatban a halogatást a célorientációval, a perfekcionizmussal és a metakognitív vélekedésekkel hozták összefüggésbe (Szabó, 2012). Az eredmények szerint a pozitív metakognitív vélekedések és a halogatás formái között nem volt összefüggés. Azonban az aktív halogatás negatív, míg a passzív halogatás pozitív kapcsolatot mutatott a negatív metakognitív vélekedésekkel. Emellett a magasabb aktívhalogatás-érték alacsonyabb negatív perfekcionizmussal járt együtt. A célorientációval kapcsolatos elemzések szignifikáns, de gyenge korrelációkat tártak fel a halogatás egyes tényezőivel.

Összességében úgy látjuk, hogy az aktív halogatás koncepcióját illető kritikák, illetve az adaptációkat övező bizonytalanságok (például a magyar változat esetén a feltáró és megerősítő faktorelemzés hiánya) szükségessé teszik a kérdőív struktúrájának ellenőrzését.

A vizsgálat célja

A témában korábban végzett vizsgálatok rámutatnak arra, hogy az aktív és passzív halogatás dimenziók kapcsolatban állnak más pszichológiai jellemzőkkel, illetve viselkedéses mintázatokkal. Ez a konstruktum szerepet játszhat az iskolai alulteljesítés, de akár a korai iskolaelhagyás (dropout) jelenségének magyarázatában is. Ezért tartottuk szükségesnek, hogy megvizsgáljuk a korábban magyarra fordított kérdőív pszichometriai jellemzőit, valamint a halogatás egyes formáinak kapcsolatát más változókkal. Jelen tanulmány célja, hogy bemutassa a Halogatás Kérdőív (Choi és Moran, 2009; Szabó, 2012) magyar nyelvű változatának ismételt felvételét és az adatokon végzett újabb elemzések nyomán kialakult alternatív struktúrát. A kérdőív statisztikai mutatóinak és strukturális elemzésének bemutatása mellett célunk a kérdőív konvergens és divergens validitásának vizsgálata is. Ennek megfelelően vizsgáltuk a Halogatás Kérdőív eredményeinek kapcsolatát az időperspektíva, a tanulási énhatékonyság és az önértékelés mutatóival, amelyet a korábbi kutatások valószínűsítettek. Hipotéziseink a következők voltak:

H1: A tanulmányi eredményesség és az aktív halogatás között pozitív, míg a passzív halogatással negatív együtt járást feltételeztünk (Klingsieck, Grund, Schmid és Fries, 2013).

H2: A passzív halogatás és a jövőorientáció között negatív együtt járást vártunk, míg a jelenfatalista és a jelenhedonista időperspektíva tekintetében pozitív összefüggést feltételeztünk (Zabelina, Chestyunina, Trushina és Vedeneva, 2018).

H3: Az aktív halogatás és a jelenfatalista, múlt-pozitív és múlt-negatív időperspektíva faktorok között fordított irányú, míg a jövőorientációval és a jelenhedonizmussal pozitív összefüggést vártunk (Zabelina, Chestyunina, Trushina és Vedeneva, 2018).

H4: Feltételeztük, hogy az aktív halogatás pozitív összefüggést mutat a Rosenberg Önértékelés Skála átlagpontszámával, és negatív együtt járást a passzív halogatással (Ferrari, 1994).

H5: Feltételeztük, hogy az aktív halogatás pozitív együtt járást mutat a tanulási énhatékonyságot mérő kérdőív átlagpontszámával, és negatív összefüggésben áll a passzív halogatással (Klassen, Krawchuk és Rajani, 2008; Odaci, 2011).

MÓDSZER

Minta és eljárás

A vizsgálatban összesen 843 fő vett részt, akik mindannyian elsőéves egyetemi hallgatók voltak (488 nő és 355 férfi, $M_{(\text{életkor})} = 22,04$ év, $SD_{(\text{életkor})} = 5,99$ év). A kérdések megválaszolása online felületen történt. A kérdőív kitöltésének lehetőségéről a hallgatók a tanulmányi rendszer tájékoztató felületén keresztül kaptak értesítést. A kitöltők egyedi azonosítószámot kaptak a kitöltés során, amely alapján az egyetem tanulmányi rendszerének vezetője a félév végén a rendelkezésünkre bocsájtotta a tanulmányi eredményeiket. Ennek köszönhetően a kutatók számára anonimak maradtak a kitöltésben részt vevő személyek. A vizsgálatához való csatlakozás önkéntes volt, és a résztvevők a kitöltés megkezdése előtt részletes tájékoztatást kaptak az adatfelvétel módszeréről és céljáról, valamint engedélyezték tanulmányi eredményeik követését.

Mérőeszközök

Az adatfelvétel során először a demográfiai tényezőkre vonatkozó kérdéseket tettünk fel. Ezek közé tartozik a nem, az életkor, illetve az egyetemi képzésre vonatkozó információk (kar, szak, képzési forma, szakválasztás szempontjai). A demográfiai adatok mellett több pszichológiai tényezőre vonatkozó kérdőívet vettünk fel, ezeket az SPSS for Windows 24.0, illetve a Jamovi 0.9.5.12. verziójú statisztikai szoftverekkel elemeztük. Az eljárás során a hiányzó értékeket tartalmazó adatsorokat kihagytuk az elemzésből. A tesztbattériából a kutatás szempontjából releváns mérőeszközöket ismertetjük.

Aktív-Passzív Halogatás Kérdőív

A vizsgálatban Choi és Moran (2009) Aktív-Passzív Halogatás Kérdőívének magyar változatát használtuk (Szabó, 2012). A 22 tételes kérdőív magyar fordításának megfogalmazását elsőként összehasonlítottuk az eredeti angol nyelvű változattal, mert az eredeti közleményben nem volt információ a fordítás folyamatáról. A magyar kérdőívet két fordító vetette össze az eredeti változattal egymástól függetlenül. Egyetlen tétel esetében felmerült a fordítás pontatlanságának kérdése, amelyet szakértői javaslatra korrigáltunk. Az eredeti tétel angolul: *“I finish most of my assignments right before deadlines because I choose to do so.”* Eredeti magyar fordítás (Szabó, 2012): *„Szívesen fejezem be a feladataimat jóval a határidő előtt.”* Jelen vizsgálatban használt módosítás: *„Szívesen fejezem be a feladataimat éppen a határidő előtt.”* A kérdőív teteleire hétfokozatú Likert-skálán válaszoltak a kitöltők (1 = „Egyáltalán nem jellemző”; 7 = „Teljes mértékben jellemző”).

Időperspektíva Kérdőív

Az időperspektíva azt a személyre jellemző beállítódást írja le, amely orientálja az egyén időhöz fűződő viszonyát (Zimbardo és Boyd, 1999). Az időperspektívával kapcsolatos kutatások hat fő orientációs típust különböztetnek meg: múlt-negatív, múlt-pozitív, jelenhedonista, jelenfatalista, jövőorientált és transzcendentális. Az egyénre jellemző időperspektíva kapcsolatban áll több pszichológiai tényezővel és viselkedéses jellemzővel, például az egészség-magatartással (Guthrie, Butler és Ward, 2009), megküzdési módokkal (Wills, Sandy és Yaeger, 2001), illetve a tanulmányi motivációval (Phan, 2009) és eredményességgel (Zimbardo és Boyd, 1999), valamint az általunk vizsgált halogatással (Zabelina és mtsai, 2018). A vizsgálat során az Időperspektíva Kérdőív (Orosz, Dombi, Tóth-Király és Roland-Lévy, 2017) 17 tételes rövidített verzióját használtuk. A mérőeszköz jó pszichometriai mutatókkal és belső megbízhatósággal rendelkezik. A kérdőív teteleire ötfokozatú Likert-skálán válaszolhatnak a kitöltők (1 = „Egyáltalán nem igaz”; 3 = „Semleges”; 5 = „Teljesen igaz”). A kérdőív alapján öt alskála pontszáma számítható ki: *múlt-pozitív* (Cronbach $\alpha = 0,729$) és *múlt-negatív* (Cronbach $\alpha = 0,837$) orientáció, *jelenhedonista-kockázatkereső* (Cronbach $\alpha = 0,743$) és *jelenfatalista* (Cronbach $\alpha = 0,632$) perspektíva, illetve *jövőorientált* (Cronbach $\alpha = 0,764$) beállítódás. A skálák jó megbízhatósági értékekkel rendelkeznek.

Rosenberg Önértékelés Skála

Az önértékelés viszonylag stabil pszichológiai jellemző, amely szorosan kapcsolódik az egyéni pszichés jólléthez, emiatt gyakran áll a kutatások fókuszában (Sallay, Martos, Földvári, Szabó és Ittész, 2014). Az eredetileg Rosenberg (1965) által kidolgozott RSES-H skála az önértékelés konstruktumának megbízható mérőeszköze. A kérdőívnek több magyar változata is készült, amelyek közül a Sallay és munkatársai (2014) által létrehozott 10 tételes verziót alkalmaztuk kutatásunkban. A mérőeszköz kiváló belső megbízhatósággal és pszichometriai jellemzőkkel bír, melyeket a jelenlegi adatokon is

ellenőriztünk (Cronbach $\alpha = 0,901$). A kitöltők négyfokozatú Likert-skálán jelölhették válaszaikat (1 = „Egyáltalán nem értek egyet”; 4 = „Teljes mértékben egyetértek”).

Tanulási énhatékonyság

Az énhatékonyság érzés arra a meggyőződésre utal, hogy a személy milyen mértékben érzi magát képesnek az életében felmerülő nehézségek hatékony megoldására (Bandura). Általános, belső meggyőződésként leginkább a korábbi tapasztalatok és a külső visszajelzések formálják a saját kompetenciák megítélését. Az énhatékonyság egyrészt általános jellemző, másrészt vonatkozhat speciális területekre is. Kutatásunkban kifejezetten a tanulási énhatékonyságot vizsgáltuk Kopp, Schwarzer és Jerusalem (1995) kérdőívének módosított verziójával. A kérdőív eredeti tétéleit megtartottuk, de az instrukcióban utaltunk arra, hogy kifejezetten a tanulással kapcsolatban kérjük a válaszokat. A kérdőív 4 tételből áll, a válaszadók négyfokozatú Likert-skálán jelölhették válaszaikat (1 = „Egyáltalán nem jellemző rám”; 4 = „Teljesen jellemző rám”). A skála jó megbízhatósággal rendelkezik (Cronbach $\alpha = 0,736$).

Etikai vonatkozások

A vizsgálathoz való csatlakozás önkéntes volt, és a résztvevők a kitöltés megkezdése előtt részletes írásbeli tájékoztatást kaptak az adatfelvétel módszeréről és céljáról. A kitöltők nem részesültek ellenszolgáltatásban a részvételért. A kutatás folyamatát és a használt módszereket a Pszichológiai Kutatások Egyesült Etikai Bíráló Bizottsága előzetesen jóváhagyta (referenciaszám: 2017/131).

EREDMÉNYEK

A Halogatás Kérdőív magyar változatának strukturális elemzése

A 22 állítást felhasználva feltáró faktoranalízist végeztünk el, maximum likelihood módszerrel, oblimin rotációval, mely során két faktor emelkedett ki 1,0 sajátérték felett, a KMO értéke 0,91 volt. Az első faktor (Passzív halogatás) a variancia 24,2%-át, míg a második faktor (Aktív halogatás) a variancia 19%-át magyarázza. Az eredeti két faktor összesen a teljes variancia 43,1%-át fedi le. Az eredeti kérdőívvel (Choi és Moran, 2009) ellentétben a jelenlegi mintán az aktív halogatás nem különült el további alfaktorokra. Az összes tételt felhasználva az 1. táblázatban látható faktorstruktúra alakult ki.

Tabachnick és Fidell (2001) irányelveinek megfelelően egy tétel minimum töltésének meg kellett haladnia a $|0,33|$ -as értéket, keresztöltése pedig nem lehetett ennél magasabb egyszerre két faktoron. Az alacsony faktortöltések (3., 12., 15. tételek) és a magas keresztöltések (2., 13., 17., 20., 21. tételek) miatt eltávolítottunk 8 tételt.

1. táblázat. A feltáró faktorelemzés eredménye, amely maximum likelihood módszerrel, varimax rotációval készült

Tételek	Faktorok	
	Passzív	Aktív
16. Hajlamos vagyok az utolsó pillanatig halogatni a dolgokat.	0,86	
10. Gyakran az utolsó pillanatban állok neki egy feladat megoldásának, aztán nehéz azt időre befejezmem. (F)	0,81	
19. Gyakran későn kezdek el kapkodni. (F)	0,78	
22. Általában késlekedem, mielőtt elkezdek egy munkát, amit el kell végeznem.	0,763	
5. Miután meghoztam egy döntést, halogatom, hogy nekikezdek.	0,699	
18. Előbb-utóbb elhatározom, hogy tanulni fogok, de ennél nem jutok tovább.	0,685	
8. Gyakran kapom magam azon, hogy olyan feladatokkal vagyok elfoglalva, amiket már napokkal korábban el akartam végezni.	0,681	
6. Szándékosan elhalasztok egy feladatot, hogy a végsőig fokozzam a motivációm.	0,453	
13. Szívesen fejezem be a feladataimat éppen a határidő előtt.	0,377	0,234
15. Azért, hogy jobban kihasználjam az időmet, szándékosan elhalasztok néhány feladatot.	0,293	
3. Szándékosan halasztok el néhány feladatot, hogy hatékonyabban használjam ki az időmet.	0,256	
7. Feszültnek érzem magam és nem tudok összpontosítani, mikor túlságosan szorít az idő. (F)		0,837
11. Feszült leszek, mikor sürget a határidő. (F)		0,786
4. Nem teljesítek jól, ha sietve kell megoldanom egy feladatot. (F)		0,757
20. Igazi kín számomra, hogy közelgő határidők nyomása alatt dolgozzam. (F)	-0,21	0,665
1. A teljesítményem csökken, mikor versenyt futok a határidővel. (F)		0,651
17. Zaklatott leszek és nehezen szánom rá magam a cselekvésre, ha nyomás alatt vagyok kénytelen dolgozni. (F)	-0,235	0,648
21. Jobb eredményeket érek el, ha lassabb tempóban, de jóval a határidő előtt fejezek be egy feladatot. (F)	0,284	0,584
14. Ha az utolsó pillanatig halasztok dolgokat, nem vagyok elégedett az eredményeikkel. (F)		0,543
12. Ha egyszer belefogok valamibe, akkor azt nehezen tudom befejezni. (F)	-0,285	0,276
2. Gyakran nem tudom megvalósítani a kitűzött céljaimat. (F)	-0,477	0,253
9. A feladataim többségét tudatosan a határidő előtt befejezem.	-0,486	

Megjegyzés: A 0,2 alatti faktortöltések nem szerepelnek a táblázatban.

A megmaradt tételeken megerősítő faktoranalízist végeztünk, azonban az eredmény gyenge modellilleszkedést mutatott [$\chi^2(76) = 538, p < 0,001; \chi^2/df = 7,08; RMSEA = 0,09; 0,08 \leq 90\% CI \leq 0,09; CFI = 0,92; TLI = 0,9$]. A modifikációs indexeket megvizsgálva további tételeket távolítottunk el a modelltől (6., 9., 11., 16., 18., 22.). Így végül egy kétfaktoros struktúrát kaptunk, amelyben mindkét skálához 4-4 item tartozik. A belső konzisztencia értékei a skálakon belüli tételek között a Nunnally (1978) által megállapított minimum 0,7-es értékhez képest magasabbak. Az így kialakult struktúra illeszkedésmutatóit Hu és Bentler (1999) irányelveit figyelembe véve ellenőriztük. Ezek alapján a mutatók jó illeszkedésre utalnak [$\chi^2(19) = 63, p < 0,001; \chi^2/df = 3,31; RMSEA = 0,05; 0,039 \leq 90\% CI \leq 0,067; CFI = 0,98; TLI = 0,97$]. A négy-négy tételből álló két új faktor a teljes variancia 55%-át magyarázza, ebből a passzív halogatás faktor 29,9%-ot, az aktív halogatás faktor pedig 25,1%-ot ($KMO = 0,8$). A végleges struktúrát a 2. táblázat mutatja.

A 3. táblázatban bemutatjuk a kérdőív Cronbach α értékeit és a leíró statisztika legfontosabb eredményeit. A belső konzisztencia értékei jónak bizonyultak.

Jóllehet az első faktort aktív halogatásnak neveztük, a tételek tartalma valójában a korábbi időnyomás-preferencia alskálából megmaradt három tételt, valamint az eredeti struktúrában a feladat befejezése utáni elégedettség (Choi és Moran, 2009; Szabó, 2012) faktorból átkerült további egy tételt tartalmazza. A későbbiekben ezért talán érdemes lesz ennek a faktornak inkább az időnyomás-preferencia nevet adni.

2. táblázat. A kérdőív módosított struktúrája feltáró faktorelemzésének eredménye, amely maximum likelihood módszerrel, varimax rotációval készült

Tételek	Faktorok	
	Passzív	Aktív
10. Gyakran az utolsó pillanatban állok neki egy feladat megoldásának, aztán nehéz azt időre befejeznem.	0,829	
19. Gyakran későn kezdek el kapkodni.	0,796	
8. Gyakran kapom magam azon, hogy olyan feladatokkal vagyok elfoglalva, amiket már napokkal korábban el akartam végezni.	0,741	
5. Miután meghoztam egy döntést, halogatom, hogy nekikezdek.	0,712	
4. Nem teljesítek jól, ha sietve kell megoldanom egy feladatot. (F)		0,820
7. Feszültnék érzem magam és nem tudok összpontosítani, mikor túlságosan szorít az idő. (F)		0,777
1. A teljesítményem csökken, mikor versenyt futok a határidővel. (F)		0,687
14. Ha az utolsó pillanatig halasztok dolgokat, nem vagyok elégedett az eredményeikkel. (F)		0,502

Megjegyzés: A 0,2 alatti faktortöltések nem szerepelnek a táblázatban

3. táblázat. Az aktív és passzív halogatás alskálák leíró statisztikai mutatói

	N	Cronbach α	Átlag	Szórás	Csoport	N	Átlag	Szórás
Aktív halogatás	811	0,78	4,14	1,46	Férfi	338	4,34	1,43
					Nő	473	3,99	1,46
Passzív halogatás	805	0,86	3,47	1,55	Férfi	338	3,54	1,52
					Nő	468	3,42	1,56

A halogatás kapcsolata a nemmel és a tanulmányi eredménnyel

Különböző változók mentén megvizsgáltuk a kérdőíven elért pontszámok különbségeit. Szignifikáns különbséget találtunk a nemek tekintetében. A férfiak az aktív halogatás skálán szignifikánsan magasabb átlagpontszámot értek el, mint a nők [$t(809) = -3,31, p < 0,001$], a passzív halogatás skálán azonban nem mutatkozott különbség [$t(803) = -1,08, p = 0,28$]. A csoportokra vonatkozó részletes adatok a 3. táblázatban láthatók.

Első hipotézisünkben feltételeztük, hogy a tanulmányi eredményesség és az aktív halogatás között pozitív, míg a passzív halogatással negatív együtt járás van. A tanulmányi eredménnyel (kredittel súlyozott átlag) való kapcsolatot korrelációs vizsgálattal ellenőriztük. Az eredmények nem mutattak összefüggést az aktív halogatással ($r = -0,0247, p = 0,487$), és a passzív halogatás esetében is csupán elhanyagolható negatív kapcsolatot tárt fel az elemzés ($r = -0,107, p = 0,002$).

Konvergens és divergens validitás

A konvergens és a divergens validitás tesztelése érdekében megvizsgáltuk a Halogatás Kérdőív pontszámainak korrelációját a korábban említett kérdőívek értékeivel.

Második hipotézisünkben feltételeztük, hogy a passzív halogatás és a jövőorientáció között negatív együtt járás van, míg a jelenfatalista és a jelenhedonista időperspektíva tekintetében pozitív összefüggést feltételeztünk. A passzív halogatás skála fordított irányú kapcsolatot mutatott az Időperspektíva Kérdőív jövőorientáció ($r = -0,57, p < 0,001$) skálájával, egyenes irányút pedig a múlt-negatív ($r = 0,28, p < 0,001$), a jelenfatalista ($r = 0,27, p < 0,001$) és a jelenhedonista-kockázatkereső skálákkal ($r = 0,16, p < 0,001$). A passzív halogatás és a múlt-pozitív skála között nem találtunk szignifikáns kapcsolatot ($r = -0,02, p = 0,65$).

Harmadik hipotézisünkben az aktív halogatás és a jelenfatalista, múlt-pozitív és múlt-negatív időperspektíva faktorok között fordított irányú, míg a jövőorientációval és a jelenhedonizmussal pozitív összefüggést vártunk. Ennek megfelelően gyenge, fordított irányú kapcsolatot találtunk az aktív halogatás és a jelenfatalista ($r = -0,17, p < 0,001$), a múlt-pozitív ($r = -0,13, p < 0,001$) és a múlt-negatív skálák között ($r = -0,2, p < 0,001$). Az aktív halogatás nem mutatott összefüggést a jelenhedonizmus-kockázatkereső ($r = 0,04, p = 0,22$) és a jövőorientáció között ($r = 0,006, p = 0,87$).

Negyedik hipotézisünkben feltételeztük, hogy az aktív halogatás pozitív összefüggést mutat a Rosenberg Önértékelés Skála átlagpontszámával, és negatív együtt jár az aktív halogatással. Az önértékelés mindkét halogatásskálával szignifikánsan, gyenge-közepes mértékben korrelál, azonban a kapcsolat ellentétes irányú a két halogatástípus esetében (aktív: $r = 0,29, p < 0,001$; passzív: $r = -0,371, p < 0,001$).

Ötödik hipotézisünkben feltételeztük, hogy az aktív halogatás pozitív együtt jár az aktív halogatással. Az önértékelés mindkét halogatásskálával szignifikánsan, gyenge-közepes mértékben korrelál, azonban a kapcsolat ellentétes irányú a két halogatástípus esetében (aktív: $r = 0,29, p < 0,001$; passzív: $r = -0,371, p < 0,001$).

A halogatás egyéni mintázatai és kapcsolata a tanulmányi eredményességgel

A Halogatás Kérdőív két faktora két egymástól elkülönülő dimenzióknak tűnik, így szükségesnek láttuk megvizsgálni, hogy az egyes dimenziókon elért pontszámok milyen egyedi mintázatokba rendeződnek. Az egyéni mintázatok feltárását az is indokolta, hogy nem találtunk lineáris összefüggést az alskálák és a tanulmányi eredmény között. Ezért érdemesnek tartottuk megvizsgálni, hogy az egyes halogatáskombinációk hogyan kapcsolhatók a tanulmányi sikerességhez.

A K-mean klaszterelemzés (10 iterációval az eredeti klaszterközéppontoktól való minimális eltérés 6,129) eredményeként három jól értelmezhető csoportot sikerült azonosítani. Az elemzés során arra törekedtünk, hogy olyan mintázatokot keressünk, amelyek markánsan elkülönülnek a két jellemző mentén egymástól. Az elemzési eljárás során a háromnál több klaszterre osztó megoldásokban több olyan klaszter is keletkezett, amelyek jellemzői a klaszterközéppontok távolsága alapján nem különböztek egymástól, valamint kis elemszámú klasztereket is eredményeztek. Ezért döntöttünk a három, hasonló elemszámú, és egymástól jól elkülöníthető, valamint tartalmi szempontból is értelmezhető klaszter megtartása mellett (4. táblázat).

4. táblázat. A halogatás mintázatai
(klaszterközéppontok és klasztertagság a halogatás két dimenziójának összekapcsolásával)

	Klaszterközéppontok		
	1. klaszter (N = 298) passzív halogatók	2. klaszter (N = 313) aktív halogatók	3. klaszter (N = 222) nem halogatók
Aktív halogatás (időnyomás-preferencia)	3,66	5,44	2,92
Passzív halogatás	5,16	2,53	2,54

Az első csoportba azok tartoznak, akikre inkább a passzív halogatási mód jellemző, és kevésbé az aktív halogatás. A második klaszterbe azok tartoznak, akik inkább aktív halogató viselkedéssel jellemezhetők. A harmadik csoportba azok kerültek, akikre a halogatás egyik formája sem jellemző meghatározó mértékben, azaz mindkét skálán alacsony pontszámot értek el. A csoportok létszám szerinti eloszlása viszonylag kiegyenlített. A halogatás egyéni mintázatának összefüggését a tanulmányi eredményességgel (kredittel súlyozott átlag) ANOVA próbával ellenőriztük. Az eredmények szerint szignifikáns különbség van az 1. és 3. klaszter tagjainak tanulmányi teljesítménye között ($F = 3,678$, $p = 0,026$). A nem halogatók szignifikánsan magasabb tanulmányi eredményt mutatnak, mint az 1. klaszterbe tartozó passzív halogatók. Az aktív halogatók (2. klaszter) tanulmányi eredménye ($M = 3,726$, $SD = 1,002$), jóllehet magasabb, mint a passzív halogatóké ($M = 3,596$, $SD = 1,102$) és kissé alacsonyabb, mint a nem halogatóké ($M = 3,837$, $SD = 0,904$), de a különbség a TukeyB teszt szerint nem szignifikáns.

Inkrementális validitás: regresszioelemzés

Hierarchikus regresszioelemzéssel vizsgáltuk meg, hogy a halogatás általunk elkülönített két alskálája más prediktorokkal együtt vizsgálva is képes-e magyarázni valamely más változó varianciájának egy részét, illetve más mérőeszközökhöz képest rendelkezik-e önálló előrejelző erővel. Független változónak a tanulási éhatékonyságot választottuk, majd első lépésként az időperspektíva öt alskáláját, második lépésként a passzív halogatás, harmadik lépésként pedig az aktív halogatás alskálát vettük be a modellbe. A teljes modell esetében a magyarázott variancia 27,7%. Az eredmények szerint mind az aktív, mind a passzív halogatás szignifikáns mértékben magyarázza a tanulási éhatékonyságot, a többi változó beszámításával, azoktól függetlenül is [$F(7,716) = 40,6, p < 0,001$]. A modell részletei az 5. táblázatban vannak feltüntetve.

5. táblázat. A hierarchikus regresszioelemzés eredménye. A modell függő változója a tanulási éhatékonyság volt

	β	ΔR^2	F
1. lépés		0,2	36,3**
Időperspektíva_Múlt-negatív	-0,11**		
Időperspektíva_Múlt-pozitív	0,08*		
Időperspektíva_Jelenhedonista- kockázatkereső	0,04		
Időperspektíva-jövőorientált	0,28**		
Időperspektíva-jelenfatalista	-0,04		
2. lépés		0,07	45,1**
Aktív halogatás	0,26**		
3. lépés		0,01	40,6**
Passzív halogatás	-0,13*		

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

DISZKUZZIÓ

Kutatásunk célja a Choi és Moran (2009) által kidolgozott Aktív-Passzív Halogatás Kérdőív magyar változatának (Szabó, 2012) vizsgálata volt pszichometriai mutatók szempontjából. Az eredeti kérdőív konstrukciója arra az előfeltevésre épül, hogy létezik passzív és aktív halogatási forma (Choi és Moran, 2009; Chu és Choi, 2005). Ez utóbbit a szerzők változatos okokkal és módszerekkel kapcsolják össze. Így alakult ki a kérdőív eredeti verziójának öt faktora (passzív halogatás, *feladat befejezése utáni elégedettség, szándékos döntés a halogatás mellett, határidők sikeres betartása és időnyomás-preferencia*). Az általunk végzett feltáró, majd megerősítő faktorelemzés eredménye szerint a kérdőív magyar változata (Szabó, 2012) nem illeszkedik a Choi és Moran (2009) által kialakított eredeti faktorszerkezethez. Így nem állíthatjuk, hogy az aktív halogatás minden elemét megbízhatóan elkülöníti egymástól. A megerősítő faktorelemzés két markánsan különböző faktor meglétét igazolta, az egyik a passzív halogatás alskála, a másik alskálát viszont kizárólag az időnyomás-preferenciával összefüggő viselkedésre utaló

itemek alkotják, ami csak egy része az eredeti aktív halogatás konstruktumnak. Ha megvizsgáljuk az eredeti kérdőív azon itemeit, amelyek a mi vizsgálatunkban a megerősítő faktorelemzés után nem kerültek be a végső skálába, azt láthatjuk, hogy olyan faktorok elemeiről van szó, mint a *feladat befejezését követő elégedettség* és a *szándékos döntés a halogatás mellett*. A feladat megoldása után érzett elégedettség valóban kérdés, hogy mennyiben tekinthető a halogatás konstruktum részének, ahogy erre már Chowdhury és Pychyl (2018) is utaltak. Másrészt a szándékos halogatás egy jobb teljesítmény reményében jelentheti a passzív halogatás racionalizációját is. A személy valójában halogat, de ezt egy olyan magyarázathoz kapcsolja, amely enyhíti a passzív halogatással kapcsolatos esetleges büntudatot vagy lelkiismeret-furdalást. Így azt is mondhatjuk, hogy az általunk kialakított rövid, kétfaktoros kérdőív tisztábban jeleníti meg a halogatás két formáját, és némileg eltávolodik attól a gondolattól, hogy az aktív halogatás összetettebb és minden esetben konstruktívabb hozzáállást eredményez teljesítményhelyzetekben. Ezért is tartjuk indokoltnak a kérdőív nevének megváltoztatását. A két alskála belső megbízhatósága jónak mondható, ami lehetővé tette a konvergens és inkrementális validitás vizsgálatát.

A kérdőív *konvergens validitását* az időperspektíva és az önértékelés mutatóval való korrelációs vizsgálatok támasztották alá. A passzív halogatás a szakirodalom alapján (Zabelina és mtsai, 2018) is várt irányú negatív kapcsolatban van az időperspektíva jövőorientáció skálájával, és pozitív korrelációt mutat a múlt-negatív, a jelenfatalista és a jelenhedonista-kockázatkereső skálákkal. Az aktív halogatás konstruktumához tartozó időnyomás-preferenciát mérő alskála eredményei ezzel ellentétben enyhe negatív kapcsolatban állnak a jelenfatalista, jelenhedonista és múlt-negatív hozzáállással. A passzív halogatás alskála negatívan kapcsolódik az önértékeléshez és a tanulási énhatékonysághoz is, míg az aktív halogatás (időnyomás-preferencia skála) mindkét változóval pozitív kapcsolatban van (Ferrari, 1994; Klassen és mtsai, 2008; Odaci, 2011). Az inkrementális vizsgálatánál is kielégítő eredményeket kaptunk, az általunk vizsgált skálák önállóan és a más tényezőkkel együtt is rendelkeznek előrejelző értékkel a tanulási énhatékonysággal kapcsolatban.

Úgy véljük, hogy az elemzés nyomán kialakított módosított kérdőív alkalmas a passzív halogatás azonosítására, amely a tanulmányi sikertelenség, a lemorzsolódás egyik meghatározó tényezője (De Paola és Scoppa, 2015). A kérdőív másik alskálája is megbízhatóan méri az időnyomás-preferenciát, amely része lehet az aktív halogatás konstruktumának, de nem fedi le annak minden elemét. Ezért szükségesnek látjuk a módosított kérdőív elnevezését „*halogatás és időnyomás-preferencia*” kérdőívre változtatni. Az elnevezés megváltoztatását az is indokolja, hogy az időnyomás-preferencia csak akkor lehet az aktív, konstruktív halogatás része, ha a személynek pontosan sikerül eltalálni azt az időzítést a halogatás során, amely már létrehozza az őt inspiráló időnyomást, de még biztosít elegendő időt a munka jó színvonalú befejezésére is. Viszont, ha a személy időnyomás-preferencia miatt túl sokáig halogat egy feladatot (pl. rosszul méri fel a megoldáshoz szükséges minimális időt), akkor az eredmény szempontjából a viselkedése már nem lesz konstruktív, holott az aktív halogatás megnevezés fogalom erre utalna (Chu és Choi, 2005). Az időnyomás-preferencia ambivalens hatására utal kutatásunk egyik eredménye is, mely szerint a halogatásmintázat alapján második klaszterbe tartozók (időnyomás-preferenciával jellemezhetők) jobban teljesítenek, mint a

passzívan halogatók, de nem olyan jól, mint azok, akikre a halogatás egyik formája sem jellemző. Tanulmányi teljesítményük lényegében a passzívan halogatók és a nem halogatók csoportjának értéke közé esik, tehát nem minden esetben egyértelműen hatékony stratégia.

A kérdőív időnyomásra vonatkozó alszkálaitemeinek megfogalmazása jelen formájában nem tükröz aktivitást. Ugyanis az itemek mind fordított tételek, tehát az időnyomás-preferencia elutasítására kérdeznek rá, ami inkább az elkerülő viselkedés hiányán keresztül implikálja az időnyomás kedvelését, keresését. Ezért érdemes volna a jövőben megfordítani az időnyomás-preferencia-tételeket, hogy a válaszadók azt fejezhessék ki, mennyire kedvező vagy hasznos számukra ez a viselkedés. Ez a megoldás jobban implikálná az aktív, kereső attitűdöt.

Limitációk és továbbfejlesztési lehetőségek

Kutatásunk limitációját elsősorban az jelenti, hogy az általunk vizsgált minta nem volt reprezentatív, valamint hogy homogén, elsőéves egyetemi hallgatókból álló mintát használtunk, akik viszonylag hasonló életkori és képzettségi paraméterekkel jellemezhetők. Így jelen skála eredményei a teljes populációra nem általánosíthatók. A skála további vizsgálata indokolt lehet diverz mintán. Elképzelhető, hogy az egyetemi tanulmányi tapasztalatok nyomán megjelenének az aktív halogatás egyéb elemei is. Ezt megerősíthetné a mérőeszközzel végzett longitudinális vizsgálat is. Emellett jelen kutatásban a kérdőív idői stabilitását nem állt módunkban ellenőrizni.

Következtetések

Kutatásunk legfőbb értékének azt tartjuk, hogy a Halogatás Kérdőív magyar változatának felülvizsgálatával sikerült létrehozni egy jelentősen rövidebb, pontosan körülhatárolható mérési tartománnyal rendelkező, és kiváló pszichometriai jellemzőkkel bíró kérdőívet, amely a halogató viselkedés két fontos elemét ragadja meg. A kérdőív továbbfejlesztett változata alkalmas lehet a halogatás más jelentős tényezőkkel való kapcsolatának feltárására, valamint a diákok tanulmányi sikerességét előrejelző vizsgálatokban való felhasználásra is.

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

A szerzők közül dr. Szabó Éva, dr. Kőrössy Judit, dr. Martos Tamás és Jagodics Balázs kutatási támogatásban részesült az EFOP-3.4.3-16-2016-00014 „A Szegedi Tudományegyetem oktatási és szolgáltatási teljesítményének innovatív fejlesztése a munkaerő-piaci és a nemzetközi verseny kihívásaira való felkészülés jegyében” projekt keretében, amit ezúton is köszönünk.

IRODALOM

- Cao, L. (2012). Examining 'active' procrastination from a self-regulated learning perspective. *Educational Psychology, 32*(4), 515–545. <https://doi.org/10.1080/01443410.2012.663722>
- Choi, J. N., & Moran, S. V. (2009). Why Not Procrastinate? Development and Validation of a New Active Procrastination Scale. *The Journal of Social Psychology, 149*(2), 195–212. <https://doi.org/10.3200/SOCP.149.2.195-212>
- Chowdhury, S. F., & Pychyl, T. A. (2018). A critique of the construct validity of active procrastination. *Personality and Individual Differences, 120*, 7–12. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.08.016>
- Chu, A. H. C., & Choi, J. N. (2005). Rethinking Procrastination: Positive Effects of „Active” Procrastination Behavior on Attitudes and Performance. *The Journal of Social Psychology, 145*(3), 245–264. <https://doi.org/10.3200/SOCP.145.3.245-264>
- Corkin, D. M., Yu, S. L., & Lindt, S. F. (2011). Comparing active delay and procrastination from a self-regulated learning perspective. *Learning and Individual Differences, 21*(5), 602–606. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2011.07.005>
- De Paola, M., & Scoppa, V. (2015). Procrastination, academic success and the effectiveness of a remedial program. *Journal of Economic Behavior & Organization, 115*, 217–236. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2014.12.007>
- Ferrari, J. R. (1994). Dysfunctional procrastination and its relationship with self-esteem, interpersonal dependency, and self-defeating behaviors. *Personality and Individual Differences, 17*(5), 673–679. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(94\)90140-6](https://doi.org/10.1016/0191-8869(94)90140-6)
- Ferrari, J. R. (2001). Procrastination as self-regulation failure of performance: effects of cognitive load, self-awareness, and time limits on 'working best under pressure'. *European Journal of Personality, 15*(5), 391–406. <https://doi.org/10.1002/per.413>
- Flett, G. L., Stainton, M., Hewitt, P. L., Sherry, S. B., & Lay, C. (2012). Procrastination Automatic Thoughts as a Personality Construct: An Analysis of the Procrastinatory Cognitions Inventory. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy, 30*(4), 223–236. <https://doi.org/10.1007/s10942-012-0150-z>
- Gouveia, V. V., Pessoa, V. da S., Coutinho, M. de L., Barros, I. C. da S., & Fonseca, A. A. da. (2014). Escala de Procrastinação Ativa: evidências de validade fatorial e consistência interna. *Psico-USF, 19*(2), 345–354. <https://doi.org/10.1590/1413-82712014019002008>
- Guthrie, L. C., Butler, S. C., & Ward, M. M. (2009). Time perspective and socioeconomic status: A link to socioeconomic disparities in health? *Social Science & Medicine, 68*(12), 2145–2151. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.04.004>
- 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>
- Klassen, R. M., Krawchuk, L. L., & Rajani, S. (2008). Academic procrastination of undergraduates: Low self-efficacy to self-regulate predicts higher levels of procrastination. *Contemporary Educational Psychology, 33*(4), 915–931. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2007.07.001>
- Klingsieck, K. B. (2013). Procrastination in Different Life-Domains: Is Procrastination Domain Specific? *Current Psychology, 32*(2), 175–185. <https://doi.org/10.1007/s12144-013-9171-8>
- Klingsieck, K. B., Grund, A., Schmid, S., & Fries, S. (2013). Why Students Procrastinate: A Qualitative Approach. *Journal of College Student Development, 54*(4), 397–412. <https://doi.org/10.1353/csd.2013.0060>
- Klym-Guba, M., & Karaš, D. (2018). Polish version of the Questionnaire for Eudaimonic Well-Being – three factors rather than one. *Health Psychology Report, 6*(3), 273–283. <https://doi.org/10.5114/hpr.2018.75684>
- Kopp, M. S., Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (1995). *Hungarian Adaptation of the General Self-Efficacy Scale*. <http://userpage.fu-berlin.de/~health/hungar.htm>

- Lay, C. (1986). At last, my research article on procrastination. *Journal of Research in Personality*, 20, 474–495.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. Upper Saddle River: McGraw-Hill.
- Odaci, H. (2011). Academic self-efficacy and academic procrastination as predictors of problematic internet use in university students. *Computers & Education*, 57(1), 1109–1113. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2011.01.005>
- Orosz, G., Dombi, E., Tóth-Király, I., & Roland-Lévy, C. (2017). The Less is More: The 17-Item Zimbardo Time Perspective Inventory. *Current Psychology*, 36(1), 39–47. <https://doi.org/10.1007/s12144-015-9382-2>
- Park, S. W., & Sperling, R. A. (2012). Academic Procrastinators and Their Self-Regulation. *Psychology*, 03(01), 12–23. <https://doi.org/10.4236/psych.2012.31003>
- Phan, H. P. (2009). Amalgamation of future time orientation, epistemological beliefs, achievement goals and study strategies: Empirical evidence established. *British Journal of Educational Psychology*, 79(1), 155–173. <https://doi.org/10.1348/000709908X306864>
- Rosenberg, M. (1965). Society and the Adolescent Self-Image. In *Princeton Legacy Library*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Sallay V., Martos T., Földvári M., Szabó T., & Ittész A. (2014). Hungarian version of the Rosenberg Self-esteem Scale (RSES-H): An alternative translation, structural invariance, and validity. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 15(3), 259–275. <https://doi.org/10.1556/Mental.15.2014.3.7>
- Schouwenburg, H. C., & Lay, C. H. (1995). Trait procrastination and the big-five factors of personality. *Personality and Individual Differences*, 18, 481–490.
- Stepien, M., & Ciecuch, J. (2014). *New Active Procrastination Scale*. Kiadatlan kézirat.
- Szabó, L. (2012). Az aktív és passzív halogatás háttértényezői egyetemi hallgatók körében. In Fülöp M. & Szabó É. (Szerk.), *A pszichológia mint társadalomtudomány*. Budapest: ELTE Eötvös Kiadó.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using Multivariate Statistics*. Boston: Allyn and Bacon.
- Takács, I. (2005). The influence of the changing educational system on student behaviour. procrastination: symptom or...? *Periodica Polytechnica Social and Management Sciences*, 13(1), 77–85.
- Takács, I. (2010). The reasons of overextended studies: Relationship between temperament, character and procrastination. *Periodica Polytechnica Social and Management Sciences*, 18(2), 51–61.
- Tice, D. M., & Bratslavsky, E. (2000). Giving in to Feel Good: The Place of Emotion Regulation in the Context of General Self-Control. *Psychological Inquiry*, 11(3), 149–159. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1103_03
- Van Eerde, W. (2002). A meta-analytically derived nomological network of procrastination. *Personality and Individual Differences*, 35, 1401–1418.
- Wessel, J., Bradley, G. L., & Hood, M. (2019). Comparing effects of active and passive procrastination: A field study of behavioral delay. *Personality and Individual Differences*, 139, 152–157. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.11.020>
- Wills, T. A., Sandy, J. M., & Yaeger, A. M. (2001). Time perspective and early-onset substance use: A model based on stress-coping theory. *Psychology of Addictive Behaviors*, 15(2), 118–125. <https://doi.org/10.1037/0893-164X.15.2.118>
- Zabelina, E., Chestyunina, Y., Trushina, I., & Vedeneyeva, E. (2018). Time Perspective as a Predictor of Procrastination. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 238, 87–93. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2018.03.011>
- Zimbardo, P. G., & Boyd, J. N. (1999). Putting time in perspective: A valid, reliable individual-differences metric. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(6), 1271–1288. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.6.1271>

MODIFIED STRUCTURE AND PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE HUNGARIAN VERSION OF THE ACTIVE-PASSIVE PROCRASTINATION SCALE

JAGODICS, BALÁZS – KÓRÓDI, KITTI – MARTOS, TAMÁS – KŐRÖSSY, JUDIT – SZABÓ, ÉVA

Background and goals: Distinguishing the classic maladaptive behavior of passive procrastination and the efficient strategy of active procrastination is an increasingly important research area. The goal of our study is to test the psychometric properties of the Hungarian version (Szabó, 2012) of the Active-Passive Procrastination Scale (Choi & Moran, 2009). Methods: We tested the structure and the reliability of the scale, and its relationship with other psychological factors on a sample of Hungarian university students (N = 843).

Results: Unlike the original five-factor structure, the exploratory and confirmatory factor analysis supported a passive and an active procrastination subscale. The reliability of these subscales proved to be good. Active procrastination is linked positively, while passive procrastination is linked negatively to self-esteem and academic self-efficacy. Passive procrastination is positively linked to negative time perspective, while it has negative relationship with future orientation. There are differences in academic achievement between the three groups created based on the cluster analysis of the procrastination results. Non-procrastinators are the most successful, followed by active- and passive procrastinators.

Conclusions: The results confirmed the 8-item scale to be an appropriate measure of passive procrastination and active procrastination due to preference of time-pressure. Although it seems necessary to develop additional tools to measure the other types of active procrastination as proposed in the original model.

Keywords: active procrastination, passive procrastination, self-esteem, time perspective, academic achievement

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)