

KELLER TAMÁS

Ha a jegyek nem elég jók...

Az önértékelés szerepe a felsőoktatásba való jelentkezésben

A szerző a felsőoktatásba való jelentkezés esélyeinek vizsgálatakor a diákok tanulmányi eredményeit és a saját képességeikre vonatkozó becslésüket – az önértékelésüket – állítja középpontba. A kutatás kérdése, hogy a diákok önértékelése képes-e megváltoztatni a tanulmányi eredmény felsőoktatásba való jelentkezésre gyakorolt hatását. A tanulmány a Társi Életpálya-felvétel iskolai paneladatait elemezi 4500 fős mintán, azoknak a diákoknak az esetében, akik középiskolai tanulmányaikat a 2006/2007-es tanévben kezdték meg, és 2010 és 2012 között fejezték be. Az eredmények szerint az, ha valaki az osztályátlaghoz képest pozitívabban ítéli meg önmagát, elsősorban a közepesnél rosszabb tanulók esetében fokozza a felsőoktatásba való jelentkezés valószínűségét.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: I20, I23.

Bevezetés

„A jó tanulónak be se kell fejezni ezt a mondatot. Minek befejezni? Maradt-e szemerényi kétség afelől, hogy be tudja fejezni?” Ha lenne folytatása Karinthy Frigyes *A jó tanuló* felel című novellájának, akkor biztosan lehetnének afelől is, hogy Steinmann, a jó tanuló, továbbtanult. A diákok többségének azonban nem kimagaslók az eredményei. Felmerül tehát a kérdés, hogy az átlagos vagy annál rosszabb tanulók továbbtanulási hajlandóságára milyen tényezők vannak hatással. A továbbtanulási döntéseket elemező korábbi – elsősorban szociológiai – vizsgálatok a döntést meghatározó társadalmi státusbeli tényezőkre hívják fel a figyelmet (*Breen–Goldthorpe* [1997], *Van de Werfhorst és szerzőtársai* [2003]). A téma pszichológiai irodalma ugyanakkor a tantárgyspecifikus önértékelés jelentőségét hangsúlyozza (*Guo és szerzőtársai* [2015], *Nagy és szerzőtársai* [2006]). Ez a tanulmány e két megközelítést ötvözi, amikor azt a kérdést vizsgálja, hogy az önértékelés hogyan képes a diákok – amúgy családi

* A tanulmány alapjául szolgáló kutatást az OTKA PD 105976. számú ösztöndíja támogatta.

hátterük által erősen meghatározott – iskolai teljesítményének hatását módosítani az egyetemre való jelentkezés esetében.

Az önértékelés azért lehet lényeges eleme a továbbtanulási döntéseknek, mert meghatározhatja azt, hogy a diákok milyen iskolai erőfeszítéseket tesznek. A továbbtanulási döntések pedig legalább annyira múlnak a diákok képességein, mint igyekezetén. Az iskolai erőfeszítések azonban meglehetősen költségesek, legalábbis abban a tekintetben, hogy a jelenben tett befektetésnek csak a távolabbi bizonytalan jövőben lesznek eredményei. Tehát lényegesek lehetnek azok a tényezők, amelyek képesek befolyásolni a diákok erőfeszítéseit. Az önértékelés ebben az értelemben azért lehet fontos, mert az a diák, aki önmagát tehetségesnek gondolja, feltételezhetően nagyobb eséllyel vállalja ezeket a költséges erőfeszítéseket, hiszen éppen azért, mert önmagát tehetségesnek tartja, egyúttal nagyobb eséllyel gondolhatja azt, hogy igyekezete nem lesz felesleges (vö. *Azmat–Iriberry* [2010]).

A továbbtanulási döntéseket vizsgáló emberitőke-irodalom arra feltételezésre épít, hogy a továbbtanulási döntések meghozatalának egyik fontos momentuma az iskolai végzettség szerinti kereseti hozamok kalkulálása. Ez a feltételezés egyben magában foglalja azt is, hogy a diákok jól informáltak a kereseti hozamok tekintetében. Korábbi kutatások azt mutatják, hogy ez a hipotézis nagyrészt helyes, legalábbis abban a tekintetben, hogy a gazdaságilag fejlett országokban a diákoknak meglehetősen precíz információik vannak a bizonyos iskolai végzettséggel elérhető keresetekről (*Avery–Kane* [2004], *Varga* [2001]), de ez az összefüggés nem feltétlenül teljesül a fejlődő országokban (*Jensen* [2010]). A diákok általában a saját továbbtanulási beruházásaik jövőbeli megtérülésével szemben optimistábbak, és azt gondolják, hogy ugyanazzal az iskolai végzettséggel az átlagnál magasabb kereseti hozamot fognak realizálni (*Botelho–Pinto* [2004]). Mindenestre számos országban végzett empirikus elemzés egybehangzóan megállapítja, hogy a munkaerő-piaci keresletre vonatkozó várakozások pozitívan befolyásolják a továbbtanulási hajlandóságot (*Betts* [1996], *Varga* [2001], *Wolter* [2000]). Továbbá célzott információk kísérletek tanulsága szerint, ha diákok információt kapnak bizonyos iskolai végzettséggel elérhető keresetről, ez később növeli az elért iskolai végzettségüket (*Jensen* [2010], *Nguyen* [2008]).

A továbbtanulási döntéseket elemző szociológiai vizsgálatok főként a társadalmi – elsősorban státusbeli – magyarázatokra koncentráltak. *Breen–Goldthorpe* [1997] alapmodellje arra világít rá, hogy a különböző státusú diákok motivációi és értékei eltérnek, különbözőképpen értékelik az iskolai sikert, valamint erőforrásaik sem egyeznek. A továbbtanulási döntéseikben kimutatható státus szerinti differencia pedig nagyrészt ezekre a különbségekre vezethető vissza. Később *Breen* [1999] arra is kitért, hogy az alacsony és magas státusú diákok egymástól eltérő módon értelmezik a képességek és a szorgalom iskolában betöltött szerepét. Az alacsony státusú diákok – pontos ismeretek híján – inkább gondolják azt, hogy az iskolai előmenetelük főként a képességeken, és nem a szorgalmon múlik. Ezért – és mivel magasabb státusú társaikhoz viszonyítva általában rosszabb tanulók – kevesebb eséllyel tanulnak tovább.

A családi háttérből származó hátrányok – bár némileg ledolgozhatók – adottak. Fontos lehet tehát azoknak a tényezőknek az elemzése, amelyek képesek módosítani a szülői háttér vagy akár a tanulmányi eredmény hatását. A pszichológiai szakirodalomban

kidolgozott érték-elvárás modell (*expectancy-value theory*) szerint a diákok teljesítménnyel kapcsolatos döntéseit nagymértékben befolyásolja az önmagukról alkotott feladat-specifikus önértékelésük (Eccles [2009], magyarul fontos összefoglaló a témában: Molnár [2009]). Ezt az összefüggést empirikus vizsgálatok (Guo és szerzőtársai [2015], Jackson [2003]) is alátámasztották. Keveset tudunk azonban arról, hogy az önértékelés vajon módosítja-e az iskolai osztályzatok hatását, vagyis befolyásolja-e azoknak a diákoknak az esélyeit, akik jegyeik alapján a továbbtanulás szempontjából határon mozognak. A magyar felsőoktatásba való bekerülésről ugyanis köztudott, hogy bár 2005 óta nem az intézmények felvételiztetnek, lényegében a korábbi rendszer él tovább, vagyis a középiskolában szerzett tanulmányi eredmény és az érettségi során nyújtott teljesítmény határozza meg azt, hogy ki tanulhat tovább (Kiss [2008]).

Az olyan egyéni szintű jellemzők keresése, amely befolyásolja a továbbtanulást, két szempontból is lényeges. Egyrészt tudjuk, hogy egy adott iskolatípus kiválasztása nagymértékben meghatározza a felhalmozott tudás nagyságát (Filippin-Paccagnella [2011], Hermann [2013]). Másrészt ismert az is, hogy a diákok képességeiben lévő különbségek leghatékonyabban kiskorban változtathatók meg, később csak nagyon költségesen (Cunha-Heckman [2007]). Ebből a szempontból azok az egyéni jellemzők, amelyek hozzájárulnak a továbbtanulási döntésekhez, és így közvetetten szerepük van a tudás megszerzésben, figyelmet érdemelnek, főképpen akkor, ha ezek megfelelő eszközökkel fejleszthetők is. Ennek a tanulmánynak az a célja, hogy az önértékelés hatását vizsgálja az egyetemre való jelentkezésben, különösképpen pedig annak mélyebb feltárása, hogy az önértékelés hogyan módosítja az iskolai osztályzatok továbbtanulásra gyakorolt hatását.

Adatok

Az elemzésben felhasznált adatok az Társi Életpálya-felvételtől származnak. Ez egy egyéni szintű panelfelvétel, amely a 2005/2006. tanévben nyolcadik osztályt végzetek populációjából vett mintán alapszik, és alapvetően a magyarországi fiatalok középiskolai pályafutását vizsgálja. A rendelkezésre álló összesen hat hullám évi rendszerességgű kérdezés során előállított adatokat tartalmaz, vagyis minden iskolai tanévben egy megkérdezés történt. Az adatfelvétel kezdete 2006. szeptember, amikor a diákok megkezdtek a 9. évfolyamot. Az adatokhoz hozzákapszthatók továbbá a nyolcadik osztályos Országos Kompetenciamérés matematika- és szövegértés-teszt-pontszámai is 2005 májusából. Ily módon nemcsak a diákok iskolai osztályzatai, hanem egy központi, standardizált, teszten elért eredményei is ismertek.

A minta

Az empirikus elemzés során használt al minta azokat a diákokat tartalmazza, akik érettségit szereztek (tehát gimnáziumban vagy szakközépiskolában tanultak), és ezt a bizonyítványt a középiskola megkezdéstől (2006. szeptember) számított négy vagy

öt éven belül megszerezték (vagyis már leérettségizetek), illetve ha nem, akkor az adott iskolatípusok végzős tanulói, vagyis leadhattak érvényes jelentkezési lapot 2012 februárjában. Ez a szűrő feltétel adottság, ugyanis az adatfelvétel hat hulláma által biztosított „ablakban” tudunk csak vizsgálni. Emiatt azok, akik több mint kétszer évet ismételték, már nincsenek benne a mintában, ugyanakkor a minta tartalmazza azokat, akik öt évfolyamos (például plusz nulladik év) középiskolát kezdtek meg, még akkor is, ha közben egyszer évet ismételték.

A szűrőfeltételeknek megfelelően összesen 4569 főt számlál azoknak a csoportja, akiken – ha nem lenne adathiány – az elemzés elvégezhető. Főként az elemzésben használt két kulcsváltozóban (iskolai osztályzat, önértékelés) lévő adathiány miatt azonban az elemzéshez felhasznált minta 4500 diák adatát tartalmazza. A kiinduló populációhoz viszonyítva a minta a 2006/2007-es tanévben (kilencedik évfolyamon) gimnáziumot kezdők 76 százalékát, a szakközépiskolásoknak pedig 53 százalékát tartalmazza. A panelkopás miatt ez az arány megegyezik a 2009/2010-es (12. évfolyamon) gimnáziumban tanulók 92 százalékával és szakközépiskolában tanulók 77 százalékával. A minta jellemzője ugyanakkor, hogy az elemzésben szereplő diákok tulajdonságai „előnyösebbek”, mint a 2006/2007-es tanévben kilencedik osztályos tanulmányaikat megkezdőké.

Az elemzési modell változói

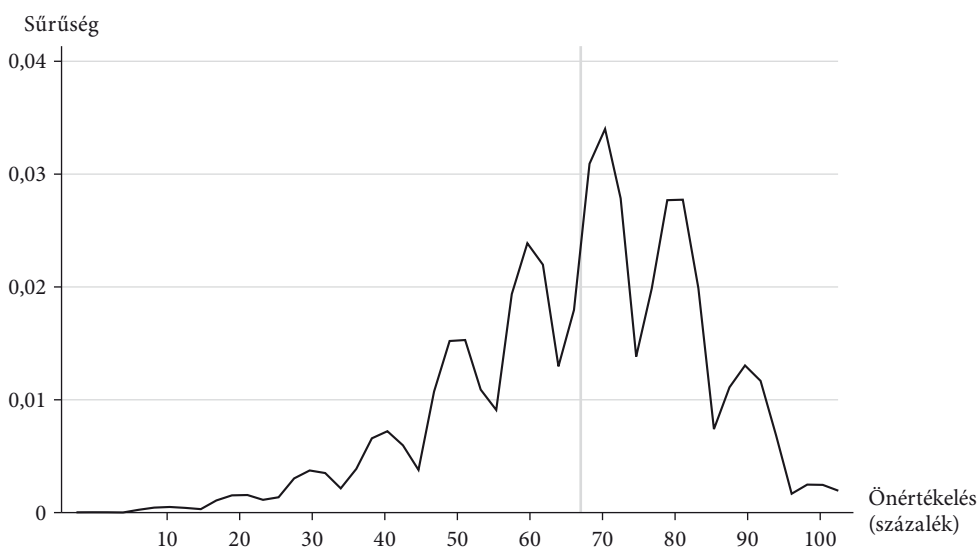
FÜGGŐ VÁLTOZÓ: A FELSŐOKTATÁSBA VALÓ JELENTKEZÉS • Az elemzésben használt függő változó, hogy a megkérdezett „*jelentkezett-e valamilyen felsőfokú, egyetemi képzésre*”. A kérdésre csak igennel és nemmel lehetett válaszolni. Az igen 1, a nem 0 kódot kapott. Fontos, hogy a kérdés ténylegesen beadott jelentkezési lapra vonatkozott, nem pedig jelentkezési szándékra. A kérdések az Életpálya-felvétel ötödik és hatodik hullámából származnak. Kizárólag az ősszel induló képzésekre való jelentkezést vizsgáltuk, vagyis a keresztféléves jelentkezést nem. Ez azt jelenti, hogy 2010, 2011, illetve 2012 februárjában lévő jelentkezésről beszélünk. Elképzelhető természetesen, hogy a diákok egy része később – nem egyből az érettségi után (vagy az azt követő két évben) – jelentkezett felsőoktatásra. A későbbi egyetemi jelentkezésekről azonban nem rendelkezünk információkkal, hiszen a kutatásnak mind ez ideig hat hulláma áll rendelkezésre. A függő változó tehát jobbról cenzorált.

A mintában levő diákok 57 százaléka jelentkezett felsőoktatási képzésbe a három időpont valamelyikében (ha valaki az egymást követő években többször is jelentkezett, akkor mindig az időben korábbi jelentkezést vettük figyelembe). Az összes felsőoktatási képzésbe jelentkező 58 százaléka 2010-ben, 39 százaléka 2011-ben és 3 százaléka 2012-ben adta be jelentkezési lapját. A 2010-ben végzősök 4 százaléka adta be jelentkezési lapját egy évvel a végzést követően (a végzés évében 51 százalékuk), míg ez az arány a 2011-ben érettségizők esetében 0,5 százalék (a végzés évében 63 százalékuk jelentkezett), ami azt mutatja, hogy a diákok nagy többsége az érettségi évében jelentkezett egyetemre. (Az elemzésben szereplő főbb kérdések összegző leíró statisztikáit a *Függelék F1. táblázata* tartalmazza.)

ÖNÉRTÉKELÉS • A diákok önértékelésének méréséhez a következő kérdést használtuk föl: „Mit gondol, a mostani kilencedikes osztályában, ha egy teszten, amin összesen 100 pontot lehetett elérni, az osztály átlaga 70 pont lett, akkor Ön hány pontot ért volna el?” A kérdésre egy 0-tól 100-ig tartó skálán lehetett válaszolni annak az értéknek a megjelölésével, amelyet a megkérdezett a legvalószínűbbnek tartott. A válaszok eloszlását az 1. ábra mutatja. A kérdésre adott válasz átlaga 67 pont körül található. A kérdés szövegében is megjelölt 70 pontos osztályátlagot a diákok 25 százaléka jelölte meg, a második leggyakoribb érték (21 százalék) azonban 80 pont volt. Összességében a kérdésre adott válasz átlaga alacsonyabb, mint a kérdésben megadott osztályátlag. A diákok nagyobb része (66,2 százalék) gondolja tehát úgy, hogy a képzeletbeli teszten rosszabb – de legfeljebb ugyanolyan – szintet ért volna el, mint az osztálytársai.

1. ábra

Az önértékelési kérdésre adott válaszok eloszlása*



* Kérdés: „Mit gondol, a mostani kilencedikes osztályában, ha egy teszten, amin összesen 100 pontot lehetett elérni, az osztály átlaga 70 pont lett, akkor Ön hány pontot ért volna el?”
N = 4355.

A mintának ez a jellegzetessége figyelemre méltó abból a szempontból, hogy a mintában eleve a jobb képességű, jobban teljesítő (szakközépiskolás és gimnazista) diákok szerepelnek. A szakirodalom (Alicke–Govorun [2005], Dunning és szerzőtársai [1989]) egyébként úgy tartja, hogy annak ellenére, hogy az emberek nagy többsége közepszerű, mégis másokhoz viszonyítva általában jobbnak tartják magukat, és ezzel a számukra kedvező torzítással az emberek többsége hajlamos azonosulni (Williams–Gilovich [2008]). Az, hogy az erre a kérdésre adott válaszokban a korábbi kutatások eredményei nem feltétlenül igazolódnak vissza, azzal lehet összefüggésben, hogy itt a „közepes diák” egészen pontosan meg

volt határozva, illetve a kérdés iskolai szituációhoz van kötve. Mindenesetre az elemzésben a kérdésre adott választ kategorikus formában is szerepeltettük (1-es kód: azok, akik önmagukat az osztálytársaikhoz képest pozitívabban értékelték, a minta 33,8 százaléka).

A felhasznált kérdés jellemzője, hogy – szemben a korábbi hasonló témájú vizsgálatokkal (*Musu-Gillette és szerzőtársai* [2015]) – az önértékelést általánosságban, nem pedig egy adott területen (például tantárgyhoz kötötten) méri. Tantárgyspecifikus önértékelés sajnos nem lett megkérdezve az Életpálya-felvételeben. Lehetőség volt azonban arra (a *Függelék F2. táblázat* 1. oszlopa), hogy az önértékelést összehasonlítsuk bizonyos, a pszichológiai és közgazdasági irodalomban gyakran használt személyiségjellemzőkkel. A Rotter-féle belső kontrollt mérő skála (*Rotter* [1966]) például azt mutatja, hogy az egyén mennyire tekinti az őt érő eseményeket irányíthatónak. A Rosenberg-féle skála az önbecsülésre vonatkozik (*Rosenberg* [1965]), a társas kompetencia *Harter* [1982] által javasolt skálája pedig arra, hogy mennyire érzi magát valaki integráltnak az adott osztályközösségben. Az említett személyiségjellemzők összességében szignifikáns pozitív kapcsolatban vannak az önértékeléssel, annak szórását azonban együttesen kevéssé magyarázzák (6 százalék).

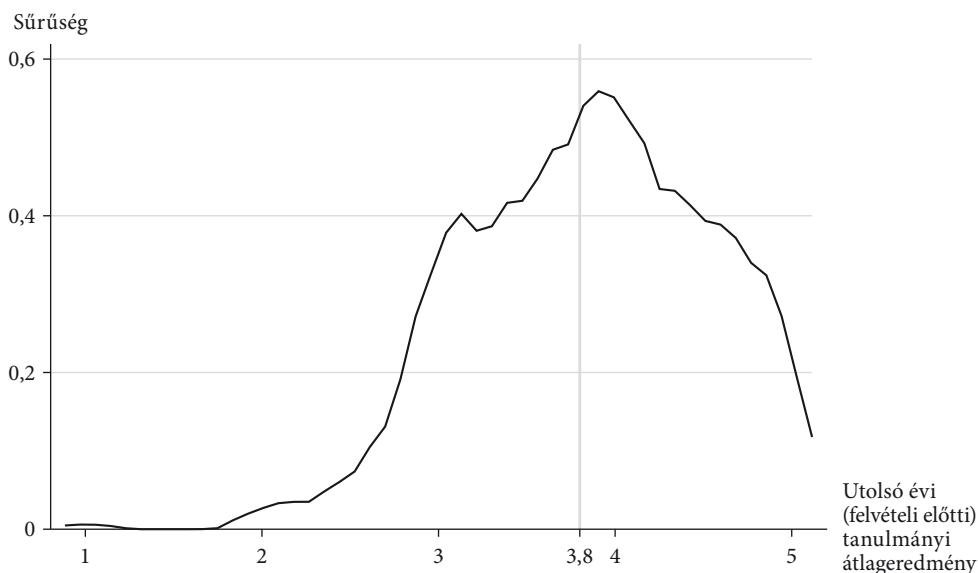
A diákok kilencedik osztály elején mért önértékelését azonban viszonylag jól magyarázza az, hogy (visszatekintve) hogyan értékelték saját nyolcadik osztályos teljesítményüket [*F2. táblázat* (2) oszlop]. Bár a nyolcadik osztályos teljesítményt is kilencedik osztályban kérdezték, indokolt lehet feltételezni, hogy az önértékelés stabil, és ha nem is szorosan, de természetesen pozitív összefüggésben van a tanulmányi eredménnyel [*F2. táblázat* (3) oszlop]. A későbbiekben építünk ezekre a feltételezésekre (időben stabil önértékelés, amely nem tökéletes függvénye a tanulmányi eredménynek).

AZ UTOLSÓ ÉV TANULMÁNYI ÁTLAGEREDMÉNYE • Az iskolai osztályzatok esetében a tanulmányi átlageredményt vettük figyelembe a középiskola befejezésének évét megelőző tanév végén. Ez gyakorlatilag a 11. osztályos tanulmányi átlagnak felel meg. Az adathiányt – amennyiben lehetséges volt – a diákok 5,3 százaléka esetében korábbi bizonyítványok eredményeivel pótoltuk. A tanulmányi átlag eloszlását a 2. ábra szemlélteti. A mintában szereplők esetében az átlagos tanulmányi eredmény 3,8.

EGYÉNI KÉPESSÉGEK • A kutatás szempontjából elengedhetetlen annak a kérdésnek a megfelelő modellezése, hogy összefüggésben van-e a diákok önértékelése olyan, az utolsó évi osztályzataikban nem tükröződő információkkal, amelyeket azonban a diákok tudhatnak magukról. Fontos, hogy ezek az információk lehetnek egyéni és iskolai szintűek is. Ilyen, a becslések pontosságát torzító, nem mért képességek meglétét két okból is valószínűsíthetjük. Egyrészt a 11. osztályos bizonyítvány beleszámlát a felvételibe, ezért elképzelhető, hogy a tanárok a diákok tényleges képességeihez képest kedvezőbb osztályzatokat adtak. Másrészt az önértékelést a kilencedik osztály első félévében kérdezték meg. Elképzelhető tehát, hogy a diákok akkori tanulmányi

2. ábra

A felvételi előtti tanulmányi átlageredmény

 $N = 4355$.

eredményük szerint ítélték meg saját teljesítményüket, ez pedig nem szükségszerűen egyezik a két-három évvel későbbi eredményeikkel.

Azzal a feltételezéssel élve, hogy a fiatalok önértékelésében lévő különbségeket feltehetően jobban leírja az, hogy milyen tanulók voltak a megkérdezés idején, mint néhány évvel később, a kilencedik osztály első félévében szerzett bizonyítványukat is bevontuk a becslési eljárásba. Mivel ez bizonyítvány a diákok 11 százaléka esetében hiányzott, a későbbi (jellemzően a kilencedik osztályos év végi) eredménnyel pótoltuk az adathiányt.

Természetesen az iskolai osztályzatok sem mérik pontosan a diákok képességeit. Egyrészt a tanárok az osztályzatokkal kedvezhetnek bizonyos diákoknak (Terrier [2014]), másrészt vannak olyan képességek, amelyeket a tanárok nem tudnak megfigyelni (Keller [2015a]). Ilyen például, hogy a diákok az iskolában megszerzett tudást miképpen képesek alkalmazni. Ezeknek a képességeknek a kontrollálására a nyolcadik osztályban mért országos kompetenciamérés eredményeit használtuk fel külön matematikából és külön szövegértésből. A változókat nulla várható értékű és egységnyi szórású standardizált formára konvertáltuk át.

A diákok saját képességeiket azonban nemcsak az osztályzataikból becsülhetik meg, hanem abból is, hogy milyen iskolába járnak. Abban az esetben, ha valaki jó középiskolába került be, azzal a többletinformációval is rendelkezik, hogy iskolája magas színvonalú. Elképzelhető tehát, hogy függetlenül az osztályzataitól, pozitívabban vélekedik magáról az, aki tudja, hogy egy jó iskolában tanul, hiszen képes volt ide bekerülni. Bár az önértékelésre vonatkozó kérdés az osztályátlaghoz való viszonyítást feltételezi – ezért nem szükségszerű, hogy az iskola minősége befolyásolja az

önértékelést –, a modellek minden esetben tartalmaznak iskola-fixhatásokat. Annál is inkább, mert az mindenképpen befolyásolja a továbbtanulást is.

CSALÁDI HÁTTÉR • A szülőkre vonatkozó információk is szerepelnek a kontrollváltozók között, mivel a továbbtanulási döntéseket leíró korábbi modellek (*Breen–Goldthorpe* [1997] és *Esser* [1999]) elsősorban a családi háttérben kimutatható különbségekre vezették vissza a döntést, illetve maga az önértékelés is összefüggésben van családi hatásokkal (*Keller* [2014], *Keller–Neidhöfer* [2014]). A szülők foglalkozásáról nem rendelkezünk adatokkal, ezért a szülők iskolai végzettségét használtuk. Ez a gyakorlatban négy 0/1 kódolású változót jelentett (általános iskola, szakiskola, érettségi és felsőfok). Ha az anyának és az apának nem egyezett meg az iskolai végzettsége (19 százalékuknak), a kettőjük közül a magasabb végzettséget vettük figyelembe.

Az iskolai végzettséget a szülő közölte önmagáról, ez a kérdezési mód pedig jellemzően nagyobb státuskülönbségeket mutat ki, mint ha ugyanezt a kérdést a diáktól kérdezték volna (*Jerrim–Micklewright* [2014]). A szülők iskolai végzettsége egyébként a továbbtanulás szempontjából azért is lényeges, mert a diákok sok esetben szüleik iskolai végzettségének elérését célozzák meg (*Holm–Jæger* [2008]).

EGYÉB KONTROLLVÁLTOZÓK • A regressziós becslésekben egy sor más kontrollváltozót is bevontunk, így a megkérdezett nemét (49 százalék fiú), születési évét (folytonos változóként szerepel és 1988 és 1993 között vesz fel értéket, az átlag 1991,3), a testvéreinek számát (0 és 7 között mozog, az átlag 1,2), valamint hogy a megkérdezett elsőszülött-e a testvérek között, roma származású-e (3,3 százalék), sajátos nevelési igényű-e (2,8 százalék), és melyik évben fejezte be a középiskolát (három lehetséges érték: 2010, 2011 és 2012; két bináris értékű változó, referenciaév: 2010). Végül pedig a lakóhelyre vonatkozó kérdések szerepelnek: a lakóhelye milyen megyében van (19 bináris változó), és milyen településtípusba sorolható (négy lehetséges érték: község, város, megyeszékhely, Budapest, három lehetséges értékkel szerepeltetve, a kihagyott kategória: Budapest). Ezeknek a jellemzőknek az egyetemi jelentkezésre gyakorolt részletesebb elemzésére a tanulmány nem vállalkozik, és a becsült hatások az eredményeket bemutató táblázatban sem szerepelnek.

Becslési eljárás

Az elemzés további részében az (1) egyenletben jelzett modellből származó becslési eredményeket mutatjuk be.

$$Y_{ij} = \alpha + \beta_1 \times SA_{ij} + \beta_2 \times G_{ij} + \beta_3 \times (G_{ij} \times SA_{ij}) + \beta_4 \times \mathbf{A}_{ij} + \beta_5 \times \mathbf{C}_{ij} + \mu_j + \varepsilon_{ij}. \quad (1)$$

Itt Y_{ij} egy adott j középiskola i -edik diákjánál azt mutatja, hogy jelentkezett-e felsőoktatási képzésbe. Az önértékelést SA -val, a 11. osztályos tanulmányi átlagot G -vel jelöltük. Az ezek interakciójának hatását mutató β_3 és az önértékelés hatását mutató β_1 becsült együtthatók együttes nagysága a kutatás fő kérdése. Mivel az interakciók marginális hatásának értelmezése nem lineáris modellek esetében

körülményes (Buis [2010], Norton és szerzőtársai [2004]), lineáris valószínűségi modellek eredményeit vizsgáltuk.

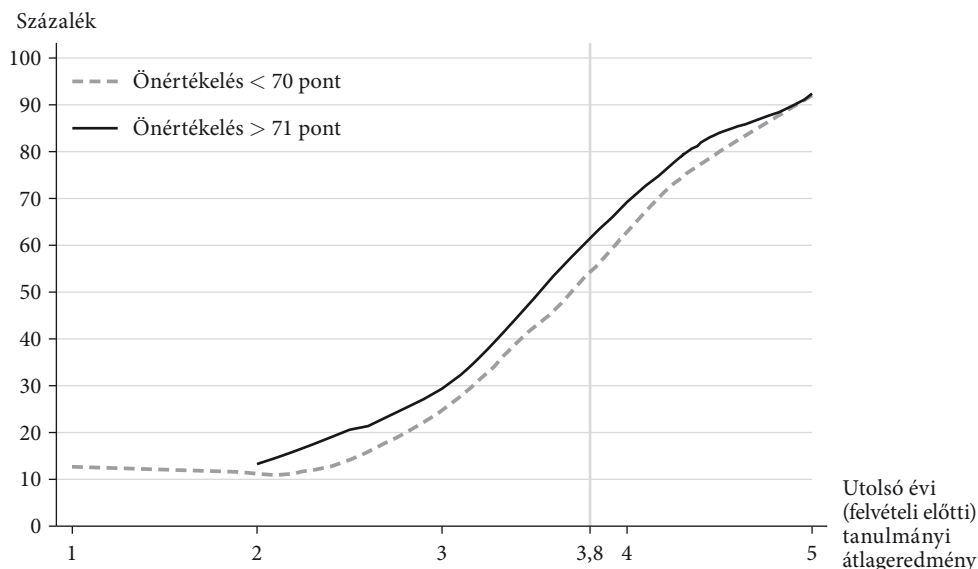
A kontrollváltozók A_{ij} vektorában a 9. osztály első félévének tanulmányi átlageredménye, a nyolcadikos standardizált matematika- és szövegértéspontszámok szerepelnek, valamint az, hogy az adott diák szakközépiskolában vagy gimnáziumban végzett-e. Feltételezésünk szerint ezek a változók a diákok képességeiről adnak információkat, olyanokról, amelyeket esetlegesen nem jól mér a 11. osztályos osztályzat, azonban befolyásolhatják a diákok önértékelését és továbbtanulási döntéseit. A C_{ij} -vel jelzett kontrollváltozó-vektorban az előbb tárgyalt egyéb változók szerepelnek, valamint a szülők iskolai végzettségével definiált családi háttér.

A becslésekben fix hatásként szerepel az az iskola, amelyben a diák kilencedik osztályban tanult. Ez nagy eséllyel ugyanaz, mint az a középiskola, ahonnan az adott diák később benyújtotta felvételi kérelmét (azonban ennek oktatási azonosítója nem áll rendelkezésre). Mindenesetre a kilencedik osztályos iskola-fixhatások szerepeltetése abból a szempontból is indokolt, hogy a diákok ebben az évben választottak az önértékelést mérő kérdésre. Továbbá az ugyanabban az iskolában tanuló diákok választait feltételezhetően befolyásolják olyan nehezen mérhető jellemzők (például tanárok minősége, az iskolába járó diákok jellemzői), amelyek – ha hatásukat nem szűrjük ki – módosíthatják a becslések eredményeit.

Az elemzés a 3. ábrán bemutatott nyers összefüggés alaposabb elemzésére vállalkozik: vagyis arra, hogy adott tanulmányi átlageredmény mellett az, ha valakinek az osztályátlaghoz viszonyítva magasabb az önértékelése, növelni tudja-e a

3. ábra

Az önértékelés szerint számított nyers különbségek a felsőoktatásba való jelentkezés valószínűségére iskolai osztályzatok szerint, nem parametrikus regressziós összefüggés (lowess simítás)



felsőoktatásba való jelentkezés valószínűségét. Az ábra alapján igaznak tűnik ez az állítás: azok, akik a kérdés szövegében megadott osztályátlaghoz viszonyítva (70 pont) magasabb önértékeléssel rendelkeznek, osztályzatuktól függetlenül nagyobb eséllyel adják be jelentkezésüket felsőoktatási intézménybe. Az is jól látszik, hogy az önértékelés relatív hozama (a két vonal közötti különbség) nagyobb az átlag alatti tanulók esetében. Ez minden bizonnyal azzal magyarázható, hogy a jól tanuló diákoknál egészen egyszerűen a tanulmányi eredményeik alapján egyértelmű a továbbtanulás. Annak esélyét tehát az önértékelés megléte vagy hiánya nem befolyásolja lényegesen. A kevésbé jól tanulók esetében azonban – azoknál, akiknél a jegyeik alapján már kérdéses a továbbtanulás – az önértékelés fokozhatja a továbbtanulási hajlandóságot. Ennek az összefüggésnek az alaposabb, többváltozós vizsgálatával a későbbiekben foglalkozunk.

Eredmények

A becslési eredményeket az 1. táblázatban foglaltuk össze. A táblázat (1) oszlopában az önértékelés 0 várható értékre és egységnyi szórásra standardizált formában szerepel. A (2) oszlopban az önértékelés 0/1 kódolással jelenik meg, és azt mutatja, hogy valaki a kérdésben megjelölt osztályátlaghoz képest (70 pont) magasabbra értékelte-e saját teljesítményét. Végül mivel ez a modell túlzottan kontrollál az egyéni képességekre, a táblázat (3) oszlopa egy olyan becslés eredményét mutatja, amelyben a kilencedik osztályos iskolai osztályzatok és a kompetenciateszt-pontok nincsenek kontrollváltozóként bevonva, a többi kontrollváltozó azonban igen. Az önértékelés minden egyéb tényező kiszűrése mellett pozitív hatással van a felsőoktatásba való jelentkezésre, ez a hatás azonban nem egyértelműen lineáris, ugyanis a táblázat első oszlopában szereplő együttható csak 10 százalékos szinten szignifikáns. Abban az esetben azonban, ha valaki az osztályátlaghoz viszonyítva jobbnak értékeli a teljesítményét, minden egyéb tényező hatását kiszűrve 21 százalékponttal növeli a beadott jelentkezési lap valószínűségét ($b = 0,210$, $p < 0,05$), ahogyan azt a táblázat (2) oszlopa mutatja.

1. táblázat

A felsőoktatásba való jelentkezést magyarázó becslések eredménye, lineáris valószínűségi modell

	(1)	(2)	(3)
Önértékelés, 9. osztály			
1 szórás, 0 átlag	0,063* (0,037)		
Kétértékű (1, ha az önértékelés 71 pontnál nagyobb)		0,210** (0,097)	0,205** (0,098)
Utolsó évi tanulmányi átlageredmény	0,153*** (0,014)	0,169*** (0,018)	0,230*** (0,017)

Az 1. táblázat folytatása

	(1)	(2)	(3)
Önértékelés \times tanulmányi átlag 1 szórás, 0 átlag	-0,017* (0,010)		
Kétértékű (1, ha az önértékelés 71 pontnál nagyobb)		-0,053** (0,023)	-0,045* (0,024)
Gimnáziumot végzett (0, ha szakközépiskolát)	0,078*** (0,022)	0,078*** (0,029)	0,106*** (0,033)
Matematika-kompetenciapont, 8. osztály	0,019* (0,010)	0,020* (0,011)	
Szövegértés-kompetenciapont, 8. osztály	0,045*** (0,010)	0,045*** (0,012)	
Tanulmányi átlag, 9. osztály első félév	0,069*** (0,013)	0,069*** (0,014)	
Szülő iskolai végzettsége, referenciakategória: általános iskola			
Szakiskola	0,044 (0,031)	0,042 (0,037)	0,039 (0,036)
Érettségi	0,129*** (0,031)	0,127*** (0,033)	0,130*** (0,033)
Felsőfok	0,199*** (0,033)	0,198*** (0,035)	0,208*** (0,037)
Hiányzó adat (utolsó évi tanulmányi átlageredmény)	-0,012 (0,030)	-0,009 (0,036)	-0,012 (0,036)
Hiányzó adat (tanulmányi átlag, 9. osztály első félév)	-0,025 (0,021)	-0,026 (0,026)	
Állandó	-25,719 (25,702)	-25,826 (27,495)	-40,828 (28,433)
N	4500	4500	4500
Korrigált R^2	0,388	0,389	0,374
Iskola-fixhatás	Igen	Igen	Igen
Egyéb kontrollváltozók ^a	Igen	Igen	Igen
Bayesi információs kritérium	3546	3534	3610
F-próba	20,13***	17,43***	15,16***

Megjegyzés: standard hiba zárójelben.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

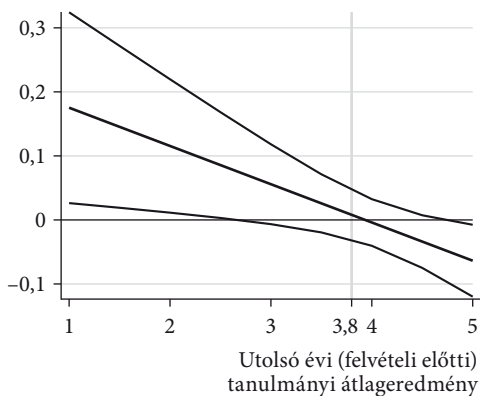
^a Egyéb kontrollváltozók: nem, születési év, testvérek száma, elsőszülött, roma, sajátos nevelési igényű, melyik évben érettségizett, milyen településtípuson és megyében lakik. A változók részletesebb tárgyalását lásd a főszövegben, a modellváltozók leírásának utolsó pontjában.

Az önértékelés továbbtanulásra gyakorolt hatása ugyanakkor csökken a tanulmányi átlag növekedésével (lásd önértékelés \times tanulmányi átlag). A táblázatban közölt interakciós együtthatók [vagyis β_3 az (1) egyenletben] arra az értékre vannak kiszámítva, amikor mind az önértékelés, mind az iskolai osztályzatok a nulla értéket veszik fel. Ennek az együtthatónak, illetve az önértékelésre becsült [β_1 az (1) egyenletben] paraméternek az összegéből önmagában nem lehet kiolvasni azt, hogy egy adott iskolai osztályzat mellett milyen hatása van az önértékelésnek. Vagyis éppen azt nem tudjuk megmondani, hogy a 3. ábrán bemutatott (magas és alacsony önértékelésű) csoportok közötti különbséggel (minden más, a modellbe bevont változó hatását kiszűrve) szignifikáns-e. Brambor és szerzőtársai [2005] ajánlását követve ezért a 4. ábrán grafikusán is ábrázoltuk, hogyan változik az iskolai osztályzatok szerint az önértékelés hatása a felsőoktatásba való jelentkezésre. A 4. ábra bal oldali grafikonján az 1. táblázat (2) oszlopában közölt eredmények alapján végeztük el a számításokat. Az egyéni képességek túlzott kontrollálása miatt a jobb oldali grafikon elkészítéséhez az 1. táblázat (3) oszlopában közölt modell eredményeit használtuk, vagyis azt, amely nem tartalmazta a kilencedikes osztályzatokat és a nyolcadikos tesztpontokat.

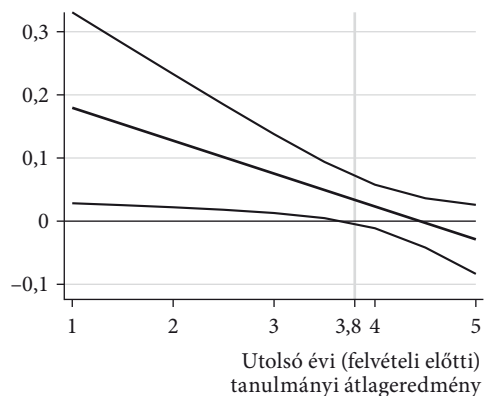
4. ábra

Az önértékelés marginális hatása a felsőoktatásba való jelentkezésre iskolai osztályzatok szerint (95 százalékos konfidenciaintervallummal)

Becslés az 1. táblázat (2) oszlopa alapján



Becslés az 1. táblázat (3) oszlopa alapján



Az önértékelés hatását – β_1 és β_3 együtthatókat az (1) egyenletben – 95 százalékos konfidenciaintervallummal mutatja a 4. ábra. Így jól megjeleníthető, hogy az önértékelésnek mely iskolai osztályzatok esetében van hatása a felsőoktatásba való jelentkezésben (ha a becsült együttható köré rajzolt konfidenciaintervallumok nem metszik az 0 tengelyt). A kérdéses iskolai osztályzat pedig a bal oldali ábra esetében 2,4, míg a jobb oldali ábra 3,8, vagyis ezen küszöbértékek alatti osztályzatok esetében van hatása az önértékelésnek a továbbtanulásba való jelentkezésre. Az eredmények abból a szempontból megfelelnek a várakozásoknak, hogy a jobb tanulók feltételezhetően elsősorban a jegyeik alapján tanulnak tovább. Azoknak

a diákoknak az esélyeit azonban növeli az önértékelésük, akik esetében jegyeik miatt nem egyértelmű a továbbtanulás.

A táblázatban közölt többi hatás megfelel a várakozásoknak. A diákok képességei (iskolai osztályzataik és tesztpontszámaik) pozitívan befolyásolják a továbbtanulást, mint ahogyan az is, ha valaki gimnáziumban és nem szakközépiskolában fejezte be középiskolai tanulmányait. A szülők iskolai végzettségével mért családi háttér szintén pozitívan befolyásolja azt, hogy ki jelentkezik egyetemre. Korábbi vizsgálatink ezzel kapcsolatban azt mutatták, hogy az önértékelés (Keller [2014]), illetve a továbbtanulás sikerességének értelmezése (Keller–Neidhöfer [2014]) összefügg a családi háttérrel, a pozitív önértékelés azonban képes módosítani az alacsony státusú diákok továbbtanulási döntéseit.

Összefoglalás

Eredményeink szerint az önértékelés kismértékben és főként a közepes és rosszabb tanulók esetében képes módosítani a tanulmányi eredmény továbbtanulásra gyakorolt hatását. Az elemzés során a lehetséges továbbtanulási döntések közül az egyetemi jelentkezést vizsgáltuk. Ez természetesen a sokadik továbbtanulási döntés, amit valaki élete során hoz, így pedig következménye azoknak a korábbi döntéseknek, amelyeket a fiatal vagy szülei korábban hoztak. Ennek a továbbtanulási döntésnek az esetében tapasztalt kismértékű önértékelési hatás tehát feltételezhetően nagyobb a korábbi döntések esetében. Továbbá fontos tudatosítani azt is, hogy az egyetemre jelentkezés ténye (igen/nem) elég „durva” felosztása a diákoknak. Valószínű, hogy az egyetemi jelentkezésen belüli pontosabb csoportosítás – például az egyetemi képzés minősége szerinti differenciálás – az önértékelés nagyobb hatását mutatná a jól tanuló diákok esetében is.

Egy másik kérdés az eredményekkel kapcsolatban az, hogy vajon a felsőoktatásba való jelentkezés mennyire esik egybe az egyetemre való tényleges bekerüléssel. Az iskolai egyenlőtlenségek ugyanis a tényleges továbbtanulással és nem annak szándékával csökkenthetők. Fontos azonban megjegyezni, hogy nyilvánvalóan csak azt a diákot tudják felvenni az egyetemre, aki jelentkezik, ebből a szempontból pedig lényeges a jelentkezés tényének vizsgálata is. Más – és első-sorban társadalmi státusbeli iskolai egyenlőtlenségekre fókuszáló – kutatásunkban egyébként azt találtuk, hogy az önértékelés növeli az egyetemre való bejutás esélyét is (Keller [2014]).

Eredményeink illeszkednek azokhoz a kutatásokhoz, amelyek azt mutatják, hogy a diákok teljesítményükről alkotott véleménye befolyásolja a továbbtanulási esélyeiket (Tolsma és szerzőtársai [2010]). Legjobb tudásunk szerint azonban ez az első olyan tanulmány, amely kitért arra, hogy az önértékelés hogyan módosítja az iskolai osztályzatok továbbtanulásra gyakorolt hatását. A tanulmány legfontosabb megállapítása ezért az – ami a legalapvetőbb leíró jellegű összefüggéseknél is látszott –, hogy az önértékelés elsősorban azoknál a diákoknál növeli a felsőfokú tanulmányokra jelentkezés esélyét, akik tanulmányi eredményeik alapján

feltételezhetően nem jelentkeznének. A jól tanuló diákok nyilvánvalóan az önértékelésüktől függetlenül továbbtanulnak.

Az eredményekkel kapcsolatban további kérdés, hogy az önértékelés mennyire függ a diákok személyes adottságaitól, és mennyiben társadalmilag vagy családjuk által meghatározott jellemző. Tudjuk ugyanis, hogy az iskolai teljesítmény sok tényezője összefüggésben van a család – sokszor nehezen mérhető és körülhatárolható érzelmi stabilitást adó – jellemzőjével (*Keller [2015b]*). A korábbi vizsgálatok eredményei azt is megmutatták, hogy a diákok önértékelése elsősorban a középiskola megkezdése idején kezd el csökkenni (*Eccles és szerzőtársai [1989]*, *Wigfield és szerzőtársai [1991]*). Ez azt is jelenti, hogy ha az önértékelésnek valóban lényeges szerepe van a továbbtanulási döntésekben, akkor az külön figyelmet érdemel, hiszen a továbbtanulási döntések jelentős része éppen abban az életkorban születik, amikor az önértékelés természetszerűen csökkenni kezd. Az önértékelés szerepe ugyanis abban az esetben lehet igazán lényeges eleme a továbbtanulási döntéseknek, ha egyéni szinten célzott beavatkozásokkal fejleszthető. Főként pedig, ha ez egyszerűbb és olcsóbb, mint a diákok kognitív képességeinek fejlesztése. Ezek a felvetések azonban már későbbi kutatások tárgyát jelölik ki.

Hivatkozások

- ALICKE, M. D.–GOVORUN, O. [2005]: The Better-Than-Average Effect. Megjelent: *Alicke, M. D. Dunning, D. A.–Krueger, J.* (szerk.): *The Self in Social Judgment*. Psychology Press, New York, 85–109. o.
- AVERY, C.–KANE, T. J. [2004]: Student Perceptions of College Opportunities: The Boston COACH Program. Megjelent: *Hoxby, C. M.* (szerk.): *College choices: The economics of where to go, when to go, and how to pay for it*. University of Chicago Press, Chicago.
- AZMAT, G.–IRIBERRI, N. [2010]: The importance of relative performance feedback information: Evidence from a natural experiment using high school students. *Journal of Public Economics*, Vol. 94. No. 7-8. 435–452. o. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1428283>.
- BETTS, J. R. [1996]: What Do Students Know about Wages? Evidence from a Survey of Undergraduates. *The Journal of Human Resources*, Vol. 31. No. 1. 27. <http://dx.doi.org/10.2307/146042>.
- BOTELHO, A.–PINTO, L. C. [2004]: Students' expectations of the economic returns to college education: results of a controlled experiment. *Economics of Education Review*, Vol. 23. No. 6. 645–653. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2004.03.005>.
- BRAMBOR, T.–CLARK, W. R.–GOLDER, M. [2005]: Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses. *Political Analysis*, Vol. 14. No. 1. 63–82. o. <http://dx.doi.org/10.1093/pan/mpi014>.
- BREEN, R. [1999]: Beliefs, Rational Choice and Bayesian Learning. *Rationality and Society*, Vol. 11. No. 4. 463–479. o. <http://dx.doi.org/10.1177/104346399011004005>.
- BREEN, R.–GOLDTHORPE, J. H. [1997]: Explaining educational differentials: towards a formal rational action theory. *Rationality and Society*, Vol. 9. No. 3. 275–305. o. <http://dx.doi.org/10.1177/104346397009003002>.
- BUIS, M. L. [2010]: Stata tip 87: Interpretation of interactions in non-linear models. *The Stata Journal*, Vol. 10. No. 2. 305–308. o.

- CUNHA, F.–HECKMAN, J. [2007]: The technology of skill formation. *American Economic Review*, Vol. 97. No. 2. 31–47. o. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.97.2.31>.
- DUNNING, D.–MEYEROWITZ, J. A.–HOLZBERG, A. D. [1989]: Ambiguity and self-evaluation: The role of idiosyncratic trait definitions in self-serving assessments of ability. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 57. No. 6. 1082–1090. o. <http://dx.doi.org/10.1037//0022-3514.57.6.1082>.
- ECCLES, J. S. [2009]: Who Am I and What Am I Going to Do With My Life? Personal and Collective Identities as Motivators of Action. *Educational Psychologist*, Vol. 44. No. 2. 78–89. <http://dx.doi.org/10.1080/00461520902832368>.
- ECCLES, J. S.–WIGFIELD, A.–FLANAGAN, C. A.–MILLER, C.–REUMAN, D. A.–YEE, D. [1989]: Self-concepts, domain values, and self-esteem: Relations and changes at early adolescence. *Journal of Personality*, Vol. 57. No. 2. 283–310. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6494.1989.tb00484.x>.
- ESSER, H. [1999]: *Soziologie. Spezielle Grundlagen. Band 1: Situationslogik und Handeln*. Campus Verlag, Frankfurt/New York, <http://home.arcor.de/sunflowersf/band1.pdf>.
- FILIPPIN, A.–PACCAGNELLA, M. [2011]: Family Background, Self-Confidence and Economic Outcomes. IZA Discussion Paper, No. 6117. 1–25. o. <http://ftp.iza.org/dp6117.pdf>.
- GUO, J.–PARKER, P. D.–MARSH, H. W.–MORIN, A. J. S. [2015]: Achievement, motivation, and educational choices: A longitudinal study of expectancy and value using a multiplicative perspective. *Developmental Psychology*, Vol. 51. No. 8. 1163–1176. o. <http://dx.doi.org/10.1037/a0039440>.
- HARTER, S. [1982]: The Perceived Competence Scale for Children. *Child Development*, Vol. 53. No. 1. 87–97. o. <http://dx.doi.org/10.2307/1129640>.
- HERMANN ZOLTÁN [2013]: Are you on the right track? The effect of educational tracks on student achievement in upper-secondary education in Hungary. BWP, 2013/16. <http://www.econ.core.hu/file/download/bwp/bwp1316.pdf>.
- HOLM, A.–JÆGER, M M. [2008]: Does Relative Risk Aversion explain educational inequality? A dynamic choice approach. *Research in Social Stratification and Mobility*, Vol. 26. No. 3. 199–219. o. [http://dx.doi.org/10.1016/j.rssm.\[2008.05.004](http://dx.doi.org/10.1016/j.rssm.[2008.05.004).
- JACKSON, C. [2003]: Transitions into higher education: gendered implications for academic self-concept. *Oxford Review of Education*, Vol. 29. No. 3. 331–346. o. <http://dx.doi.org/10.1080/03054980307448>.
- JENSEN, R. T. [2010]: The (perceived) returns to education and the demand for schooling. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125. No. 2. 515–548. o. <http://dx.doi.org/10.1162/qjec.2010.125.2.515>.
- JERRIM, J.–MICKLEWRIGHT, J. [2014]: Socio-economic Gradients in Children's Cognitive Skills: Are Cross-Country Comparisons Robust to Who Reports Family Background? *European Sociological Review*, Vol. 30. No. 6. 766–81. o. <http://dx.doi.org/10.1093/esr/jcu072>.
- KELLER TAMÁS [2014]: Talented but unaware? An analysis of the role of self-assessment in educational transition. BWP, 2014/9. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2554261>.
- KELLER TAMÁS [2015a]: Sticky assessments – the impact of teachers' grading standard on pupils' school performance. BWP, 2015/5. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2697533>.
- KELLER TAMÁS [2015b]: The Power of Family? The Change in Academic Achievement after Breakdown of the Biological Family. BWP, 2015/4. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2697532>.
- KELLER TAMÁS–NEIDHÖFER, G. [2014]: Who Dares, Wins? A sibling analysis of tertiary education transition in Germany. SOEP Papers on Multidisciplinary Panel Data Research, 713. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2539089>.

- KISS PASZKÁL [2008]: Tervek, eredmények és kompromisszumok: bejutás a felsőoktatásba. *Felsőoktatási Műhely*, 2. évf. 3. sz. 63–73. o.
- MOLNÁR ÉVA [2009]: Az önszabályozás értelmezései és elméleti megközelítései. *Magyar Pedagógia*, 109. évf. 4. sz. 343–364. o.
- MUSU-GILLETTE, L. E.–WIGFIELD, A.–HARRING, J. R.–ECCLES, J. S. [2015]: Trajectories of change in students' self-concepts of ability and values in math and college major choice. *Educational Research and Evaluation*, Vol. 21. No. 4. 343–370. o. <http://dx.doi.org/10.1080/13803611.2015.1057161>.
- NAGY, G.–TRAUTWEIN, U.–BAUMERT, J.–KÖLLER, O.–GARRETT, J. [2006]: Gender and course selection in upper secondary education: Effects of academic self-concept and intrinsic value. *Educational Research and Evaluation*, Vol. 12. No. 4. 323–345. o. <http://dx.doi.org/10.1080/13803610600765687>.
- NGUYEN, T. [2008]: Information, Role Models and Perceived Returns to Education: Experimental Evidence from Madagascar. MIT Job Market Paper, <http://www.povertyactionlab.org/doc/information-role-models-and-perceived-returns-education>.
- NORTON, E. C.–WANG, H.–AI, C. [2004]: Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models. *The Stata Journal*, Vol. 4. No. 2. 154–167. o.
- ROSENBERG, M. [1965]: *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton University Press, Princeton.
- ROTTER, J. [1966]: Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcements. *Psychological Monographs*, Vol. 80. No. 1. 1–28. o. <http://dx.doi.org/10.1037/h0092976>.
- TERRIER, C. [2014]: Giving a Little Help to Girls? Evidence on Grade Discrimination and its Effect on Students Achievement. PSE Working Papers, 2014-36. <https://hal-pjse.archives-ouvertes.fr/hal-01080834/document>.
- TOLSMA, J.–NEED, A.–DE JONG, U. [2010]: Explaining Participation Differentials in Dutch Higher Education: The Impact of Subjective Success Probabilities on Level Choice and Field Choice. *European Sociological Review*, Vol. 26. No. 2. 235–252. o. <http://dx.doi.org/10.1093/esr/jcp061>.
- VAN DE WERFHORST, H. G.–SULLIVAN, A.–CHEUNG, S. Y. [2003]: Social Class, Ability and Choice of Subject in Secondary and Tertiary Education in Britain. *British Educational Research Journal*, Vol. 29. No. 1. 41–62. o. <http://dx.doi.org/10.1080/0141192032000057366>.
- VARGA JÚLIA [2001]: A kereseti várakozások hatása az érettségizők továbbtanulási döntésére. *Közgazdasági Szemle*, 48. évf. 7–8. sz. 615–639. o.
- WIGFIELD, A.–ECCLES, J. S.–IVER, D. M.–REUMAN, D. A.–MIDGLEY, C. [1991]: Transitions at early adolescence: Changes in children's domain-specific self-perceptions and general self-esteem across the transition to junior high school. *Developmental Psychology*, Vol. 27. No. 4. 552–565. o. <http://dx.doi.org/10.1037/0012-1649.27.4.552>.
- WILLIAMS, E. F.–GILOVICH, T. [2008]: Do people really believe they are above average? *Journal of Experimental Social Psychology*, Vol. 44. No. 4. 1121–1128. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jesp.2008.01.002>.
- WOLTER, S. C. [2000]: Wage Expectations: A Comparison of Swiss and US Students. *Kyklos*, Vol. 53. No. 1. 51–69. o. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-6435.00109>.

Függelék

F1. táblázat

Az elemzésben használt főbb változók

A változó neve	N	Átlag	Minimum	Maximum
Felsőoktatásba jelentkezett	4355	0,57	0	1
Önértékelés, 9. osztály	4355	66,91	0	100
Önértékelés, 8. osztály, retrospektív	4349	67,21	0	100
Utolsó évi tanulmányi átlageredmény	4355	3,84	1	5
Hiányzó adat (utolsó évi tanulmányi átlageredmény)	4355	0,05	0	1
Gimnáziumot végzett (0, ha szakközépiskolát)	4355	0,51	0	1
Tanulmányi átlag, 9. osztály első félév	4355	3,76	1	5
Hiányzó adat (tanulmányi átlag, 9. osztály első félév)	4355	0,11	0	1
Matematika-kompetenciapont, 8. osztály	4355	0,00	-3,05	2,98
Szövegértés-kompetenciapont, 8. osztály	4355	0,00	-3,93	2,88

F2. táblázat

Az önértékelés (9. osztály) magyarázata

	(1)	(2)	(3)	(4)
Rotter-féle belső kontroll	1,650*** (0,253)			0,196 (0,191)
Harter-féle társas kompetencia	1,496*** (0,532)			0,531 (0,400)
Rosenberg-féle önbecsülés	6,592*** (0,582)			1,666*** (0,450)
Önértékelés, 8. osztály		0,698*** (0,010)		0,668*** (0,012)
Tanulmányi átlag, 9. osztály első félév			8,859*** (0,321)	2,935*** (0,308)
Hiányzó adat (tanulmányi átlag, 9. osztály első félév)			-1,538** (0,743)	0,188 (0,604)
Állandó	43,084*** (1,836)	19,989*** (0,667)	33,783*** (1,241)	5,116*** (1,765)
N	4330	4349	4355	4324
Korrigált R ²	0,057	0,549	0,154	0,675
Iskola-fixhatás	nem	nem	nem	igen
Bayesi információs kritérium	36416	33351	36145	31793
F-próba	80,28***	3567***	315,8***	653,4***

Megjegyzés: a standard hiba zárójelben. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.