

HERMANN ZOLTÁN–HORN DÁNIEL–KÖLLŐ JÁNOS–
SEBŐK ANNA–SEMJÉN ANDRÁS–VARGA JÚLIA

A kompetenciaeredmények hatása a munkaerőpiaci sikerességre

Tanulmányunkban nagymintás adminisztratív paneladatokon mutatjuk meg, hogy az országos kompetenciamérés 10. évfolyamos tesztpontszámai erősen összefüggnek a korai munkaerőpiaci helyzettel. Eredményeink szerint egy szórással jobb matematikai tesztpontszám átlagosan körülbelül 4-5 százalékkal, míg egy szórással nagyobb szövegértési tesztpontszám ezen felül további 1-2 százalékkal növeli a korai munkaerőpiaci kereseteket. A munkanélküliség valószínűségét is jelentősen csökkentheti a jobb kognitív készség: összességében egy szórással nagyobb matematikai tesztpontszám 1,5 százalékponttal csökkenti a munkanélküliségi esélyt, míg a szövegértési tesztpontszám növelése további 0,7 százalékponttal csökkenti. A kognitív készségek a magasabb végzettségűek esetében a keresetekre gyakorolnak nagyobb hatást, míg az alacsonyabb végzettségűek esetében nincs hatással a tesztpontszám a későbbi keresetekre. A munkanélküliség esetében minden végzettségi szinten van hatásuk a tesztpontszámoknak.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: I26, I24, J01.

Bevezetés

Az oktatás munkapiaci hatásának vizsgálatában eleinte a befejezett iskolai évek száma és a megszerzett végzettség szintje voltak a háttérmutatók. Az oktatás munkaerőpiaci megtérülésének vizsgálati módszerei a kutatásba bevonható adatok minőségével együtt folyamatosan finomodtak az idők során. Viszonylag korán világossá vált, hogy a hosszabb tanulmányi idő és a magasabb iskolai végzettség kereseti, munkapiaci hatásai számos egyéb, ezekkel sztochasztikus kapcsolatban álló változó (például

Hermann Zoltán, KRTK Közgazdaságtudományi Intézet, Budapesti Corvinus Egyetem.

Horn Dániel, KRTK Közgazdaságtudományi Intézet, Budapesti Corvinus Egyetem (e-mail: horn.daniel@krtk.hu).

Köllő János, KRTK Közgazdaságtudományi Intézet.

Sebők Anna, KRTK Közgazdaságtudományi Intézet.

Semjén András, KRTK Közgazdaságtudományi Intézet.

Varga Júlia, KRTK Közgazdaságtudományi Intézet.

A kézirat első változata 2021. július 7-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.2.177>

szocioökonómiai háttér, veleszületett képességek) hatását is magukban foglalhatják. Az elérhető adatok tematikus bővülésével az iskolai évek száma és a végzettség szintje kiegészülhettek az oktatás színvonalára vonatkozó minőségi mutatókkal. Eleinte tipikusan az iskolai erőforrásokkal (lásd *Betts* [2010]), majd az eredményesség és a nem iskolai keretekhez kötött tudás komponenseivel. A standardizált, nagy mintákon felvett iskolai mérések elterjedésével a kapcsolódó empirikus kutatások hangsúlya fokozatosan eltolódott a kognitív készségeket (illetve egyes esetekben már a nem kognitív készségeket is) mérő teszteken elért tanulói pontszámok figyelembevételének irányába (*Hanushek* [2009], *Lindqvist–Vestman* [2011]).

Az oktatás megtérülési rátája, illetve a keresetek és az iskolai végzettség közötti kapcsolat vizsgálatára az 1970-es évektől kezdve széles körben használják az úgynevezett Mincer-féle kereseti függvényt (*Mincer* [1974]). E kereseti függvény becslése során a szerzők általában a keresetek logaritmusát magyarázzák az iskolázottsággal (amelyet legtöbbször a befejezett iskolaévekkel mérnek), a munkában töltött évekkal és ezek négyzetével a munkatapasztalatok hatásának megragadása céljából. A klasszikus Mincer-féle kereseti függvényből származó oktatási hozadéki ráták azonban pontatlanok lehetnek a tipikusan önbevalláson alapuló iskolázottsági adatok mérési hibájának betudhatóan. Ha azt feltételezzük, hogy az önbevalláson alapuló iskolázottság mérési hibája véletlenszerű, vagy legalábbis független az iskolai végzettségtől, akkor alul fogjuk becsülni az oktatási hozadékat. Ha viszont az önbevalláson alapuló iskolázottság mérési hibája és az iskolázottság közötti kapcsolat szisztematikus, akkor a torzítás iránya nem is lesz egyértelműen meghatározható: ugyanis egyfelől feltételezhetjük, hogy az alacsonyabb iskolázottságúak hajlamosak magasabb végzettséget bevallani, míg a magasabb végzettségűek viszonylag pontosan számolnak be iskolázottságukról, másfelől az is igaz lehet, hogy a diplomához vezető képzési programok sokfélesége miatt a magasabb végzettségűeknek jóval több lehetőségük lehet arra, hogy „felfűjják” iskolázottságukat. *Card* [1999] a szakirodalom áttekintése után arra a következtetésre jutott, hogy az oktatás becsült hozadéka a mérési hiba miatt valószínűleg lefelé torzított, és mintegy 10 százalékkal marad el a tényleges oktatási hozadéktól.

A legjelentősebb becslési problémát azonban alighanem nem az iskolázottsági adatokat érintő mérési hiba, hanem a kihagyott változók okozhatják. Így az újabb Mincer-típusú becslésekben már további magyarázó változókat is bevonnak. E további változók között ma már mind gyakrabban szerepelnek a különféle központi teszteken elért eredmények is. Az ezeket is figyelembe vevő empirikus vizsgálatok tipikus eredményei szerint a mérhető teszteredmények egyértelműen hatnak a későbbi keresetekre, a képzettségre, a munkatapasztalat és további általánosnak mondható (nem, kor stb.) magyarázó tényezők hatásának kiszűrése után is. A jobb kognitív készségek (és ugyanígy a nem kognitív készségek is) az életpálya során jól számszerűsíthető kereseti és munkapiaci előnyökkel járnak.

Gunderson–Oreopoulos [2010] is hangsúlyozta, hogy az egyének nemcsak veleszületett kognitív képességeik tekintetében különbözhetnek, de olyan – rövid idő alatt csak nagy nehézségek árán – megfigyelhető személyiségjegyeik tekintetében is, mint amilyen például a motiváltság, a szorgalom, a szervezőkészség, a vállalkozási hajlandóság vagy az időmenedzsment. Ha a képességek és ezek a személyiségjegyek szerepet

játszanak mind a magasabb iskolázottság, mind pedig a magasabb jövedelem elérésében, és az oktatás hozadékának becslésekor nem vesszük ezeket figyelembe kontrollváltozóként a kereseti függvényben, akkor amit az oktatás hozadékaként azonosítunk, az valóban részben ezeknek a kihagyott, a becslésben nem szereplő magyarázó változóknak a hatása is lehet, azaz az oktatás hozadékát jelentősen felülbecsüljük.

A teszteredmények kereseti és egyéb munkaerőpiaci hatásait számszerűsítő tanulmányok egy része inkább a teljesítménytesztek (*achievement tests*) által mért tanult készségek, más részük pedig az intelligenciatesztek (vagy esetleg az alkalmassági tesztek, *aptitude tests*) által mért, legalább részben velünk született képességek munkaerőpiaci hatásaira koncentrál. Ezek szétválasztása nem mindig egyszerű, illetve egyértelmű. Az általában iskolai környezetben felvett, standardizált – azaz területi egységek és időszakok közötti összehasonlítást lehetővé tevő – központi tesztek alapvetően kognitív készségeket, illetve képességeket mérnek.¹ A kognitív készségek oktatási eredményességi mutatóként való felhasználása akkor lehet problematikus, ha ezeket erősen befolyásolják az iskolapadban nem fejleszthető képességek, például a veleszületett intelligencia vagy egyéb adottságok, például a családi háttér, a kortárs csoport, a lakókönyezet hatásai vagy az egészségi állapot is.

Hanushek [2009] rámutatott arra, hogy az Egyesült Államokban a középiskola befejezése gyakorlatilag általánossá,² a felsőoktatás pedig tömegessé vált, így a középiskolai végzettség meglelte önmagában már egyre kevésbé volt képes garantálni a magas jövedelmet és a munkapiaci siker más mutatóit, miközben a felsőoktatási részvétel, illetve a felsőfokú végzettség munkapiaci, kereseti előnyei egyértelműen jelentősek maradtak (vö. *Long* [2018] 5. és 6. táblázat, illetve 18. és 20. o.). Világszerte hasonló irányú folyamatok zajlottak le ebben az időben, noha régióként még továbbra is igen jelentős különbségek tapasztalhatók. Mindenesetre a bruttó felsőfokú továbbtanulási

¹ A középiskolai tudás méréséhez és a felsőoktatásba történő bejutáshoz is szükséges teljesítmény- vagy tartalomtesztek (*achievement test/content test*) alapvetően a tanult ismeretek alkalmazását követelik meg, kompetenciákat mérnek. A felsőoktatási szelekcióhoz az Egyesült Államokban is használt másik típusú teszt a tanulmányi alkalmassági vizsga (*Scholastic Aptitude Test, SAT*), amely a tanult ismeretektől nagyban függetlenül a felsőfokú tanulmányokhoz szükséges logikai és verbális képességeket vizsgálja. A központilag adminisztrált intelligenciatesztek (amelyeket például számos országban sorozáskor vagy a hadseregbe történő jelentkezéskor vesznek fel) is alapvetően a nem az iskolában tanult ismeretekre építő gondolkodási képességet vizsgálják. (A tesztek fajtáiról, a teljesítmények, a képességek és az intelligencia mérésével és a teszteléssel kapcsolatos főbb fogalmakról lásd bővebben *Schneider* [2013]). A Magyarországon az országos kompetenciamérés keretében használt tesztek alapvetően a tanult ismeretek alkalmazását követelik meg, azaz kompetenciát mérő *teljesítménytesztek*. Természetesen ezek megoldása sem lehetséges megfelelő intelligencia nélkül. Ez is jól mutatja a képességek és készségek szétválasztásának nehézségeit a gyakorlatban. Mint arra *Schneider* [2013] is rámutat, annak ellenére, hogy definíciós szinten a teljesítmény és a képességek/alkalmasság közti különbségtétel elég világos, a mérés során a határvonal elmosódott lehet.

² Az Egyesült Államokban 2016 októberében az akkor középiskolában nem tanuló fiatal felnőttek (18–24 évesek) 92,9 százaléka rendelkezett befejezett középiskolai végzettséggel (*high school diploma* vagy azzal a kognitív készségek terén elvben ekvivalens GED). Ez a mutató (*satus completion rate*) az előző 10 év alatt már csupán 5 százalékponttal nőtt, és a 40 év alattiak mutatójának az emelkedése is már csak 9 százalékpont volt, ami jól mutatja, hogy már mennyire közel jár a lehetséges maximumához. A nemi és etnikai ollók is jelentősen csökkentek ez alatt az idő alatt (vö. *McFarland és szerzőtársai* [2018] 32–35. o.).

ráta³ a 2010-es évekre már világszinten is elérte a 30 százalékot, Észak-Amerikában és Nyugat-Európában pedig már meghaladta a 75 százalékot is, miközben Kelet-Közép-Európában is 70 százalék felett volt (vö. *Marginson* [2016] 418. o.).

Ez a világméretű oktatási expanzió nyilvánvalóan csökkentette az iskolai végzettségi adatok szóródását a fejlett országokban. Ezzel párhuzamosan az oktatáspolitikai hangsúly is egyre inkább áttevődött a mennyiségi expanzióról az oktatás minőségének javítására, a megszerezett tudásra. Ezek a folyamatok a tényleges tudást mérő (és a tanulói teljesítmények mérésén keresztül az oktatás minőségéről is sokat eláruló) központi tesztek elterjedésével és az adminisztratív adatbázisok fejlődésével párhuzamosan mindinkább lehetővé tették, hogy a kognitívteszt-eredményeket is bekapcsolják a keresetek és a munkaerőpiaci kimenetek magyarázatába.

A kognitív tesztek természetesen csak közvetetten adhatnak információt az iskolai oktatás minőségéről, hiszen eredményeiket az iskolai munka mellett számos külső tényező (például családi, kortárs csoport hatások) is jelentősen befolyásolja. A specifikus kognitív készségek azonban tanulóval kétségtelenül fejleszthetők. Ez a hatás áttételesen még az intelligenciateszteken elért eredményeket is javíthatja, noha az általános intelligencia szintjére nem hat a képzés (vö. *Ritchie és szerzőtársai* [2015]). Általánosan elfogadott, hogy a fejlesztett specifikus kognitív készségek tükröződnek majd a magasabb keresetekben is. Ezért az oktatás minőségi fejlesztése nemcsak a fiatalok kompetenciateszt-eredményeire, hanem a későbbi munkaerőpiaci sikerességre hatással van. Lényeges vizsgálati kérdés tehát, hogy a fiatalok kompetenciateszt-eredménye miként hat a későbbi munkaerőpiaci helyzetre, mennyire alkalmas ennek, illetve a kereseteknek az előrejelzésére.

A központi kompetenciamérési teszteredmények és a munkaerőpiaci sikeresség kapcsolata

A következőkben a jelen kutatáshoz szorosabban kapcsolódó kutatási eredményeket mutatjuk be. Ezek jó összefoglalását adja *Hanushek* [2009]. Az Egyesült Államok különböző, országosan reprezentatív adatbázisain az ezredforduló körül több tanulmány is egymással konzisztens eredményekre jutott (*Mulligan* [1999], *Murnane és szerzőtársai* [2000], *Lazear* [2003]): ha a keresetek logaritmusát magyarázó szokásos Mincer-féle kereseti függvényekbe az iskolázottság, a munkatapasztalatok és az esetleges további magyarázó változók mellé a dolgozók standardizált teljesítményteszteken elért korábbi eredményeit is bevették, ezek hatása általában szignifikáns és számottevő volt. A matematikai készségeket mérő tesztek eredményeinek egyszórásnyi emelkedése nagyjából 12 százalékkal magasabb éves keresetekkel járt együtt e vizsgálatok szerint.

Egyes eredmények arra is rávilágítottak, hogy különböző társadalmi csoportok esetében másként hatnak a kognitív készségek a későbbi keresetekre. *Tyler és*

³ Bruttó felsőfokú továbbtanulási ráta, BFTR (*Gross Tertiary Enrolment Rate, GTER*): a BFTR számológójában a legalább két éves felsőfokú képzésekre az adott évben beiratkozottak szerepelnek, a nevezőben pedig a teljes beiskolázási korú hazai népesség. A BFTR értékét felfelé torzítja, hogy nemcsak az adott kohorsz tagjai iratkozhatnak be a felsőoktatásba, hanem például idősebbek, migránsok, nemzetközi hallgatók is szerepelnek – de ezzel együtt is a mutató alkalmas nemzetközi összehasonlításokra.

szerzőtársai [2000] a 16 és 21 év közötti floridai és New York-i korai iskolaelhagyók adóbevallásaiból vizsgálta a kereseti különbségeket. A kutatás szerint az iskolaelhagyók és a lemorzsolódók körében a jó teszteredmények a nőknél jellemzően magasabb kereseti hozamhoz vezettek. Ugyanezt állapították meg az etnikai kisebbségek esetében, akik jó teszteredmények esetén magasabb hozamot realizálhattak saját csoportjukon belül, mint a többségi társadalom tagjai.

Más fejlett országokban is hasonló eredményekre jutottak a kutatók. *McIntosh-Vignoles* [2001] az Egyesült Királyság adatain mutatta ki az olvasási és a számolási készség szint erős hatását a bérekre. *Finnie-Meng* [2001] kanadai 16–24 évesek tesztadatait tartalmazó mintán igazolta, hogy az olvasási és a számolási készségeket mérő teszteredmények erősen befolyásolják a munkaerőpiaci helyzetet (a foglalkoztatottságot, a munkanélküliség valószínűségét) és a kormányzati jövedelemtranszferekben részesülés valószínűségét is. Ugyancsak Kanadában *Green-Ridell* [2003] mind a számolási, mind az olvasási készségek szintjének szignifikáns hatását mutatta ki a keresetekre, ugyanakkor eltérő hatáserősségeket találtak.

Hanushek [2009] irodalom-összefoglalójában fejlődő országokra (Ghána, Kenya, Marokkó, Pakisztán, Dél-Afrika és Tanzánia) vonatkozó számszerű eredményeket is bemutatott. 11 empirikus vizsgálatra épülő összegzése alapján az egyszórásnyi készség szint-növekedés ebben az országcsoportban átlagosan 17 és 22 százalék közötti (de az egyes országokban meglehetősen széles sávban, 5 százalék és 48 százalék között szóródó) bérnövekedést eredményezett. Kiemelte, hogy a számítási módszer és a használt kontrollváltozók köre nagymértékben befolyásolta a becslések értékeit. *Patrinós-Psacharopoulos* [2010] szinte ugyanezekre az országokra (Chile is szerepel, Marokkó viszont nem) és 10 (az előzőkkel nagyban átfedő: Ghánára eggyel kevesebb vizsgálatot mutattak be) vizsgálatra épülő elemzése gyakorlatilag ugyanezekre a számszerű eredményekre jutott.

Adatok és módszerek

Tanulmányunkban a magyar országos kompetenciamérés⁴ során felmért matematika- és szövegértés-kompetencia munkaerőpiaci sikerességre gyakorolt hatását vizsgáljuk. Az elemzéshez a Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Adatbankja által összeállított Kapcsolt Államigazgatási Paneladatbázist, az úgynevezett Admin3 adatbázist használtuk (részletes leírását lásd *Sebők* [2019]). Az Admin3 a 2003. évi magyar népesség 50 százalékának a különböző adminisztratív adatbázisokban tárolt, összekapcsolt adatait tartalmazza, egyéni szinten, anonimizált formában, a 2003–2017. évekre vonatkozóan. Az adatbázisból, többek között, ismerjük az egyének iskolai és munkaerőpiaci pályafutását (az egyének iskola végzettségének

⁴ Az országos kompetenciamérés a magyar közoktatásban tanulók ismereteinek, kompetenciáinak teljes körű felmérése két műveltségterületen: szövegértés és matematikai eszköztudás. A mérést Magyarország összes általános és középiskolájában minden év májusában elvégzik a 6., 8. és 10. évfolyamokon. A felmért évfolyamokon minden tanuló részt vesz a mérésben. Az országos kompetenciamérést a közoktatásról szóló 1993. évi LXXIX. törvény 99. §-a rendelte el.

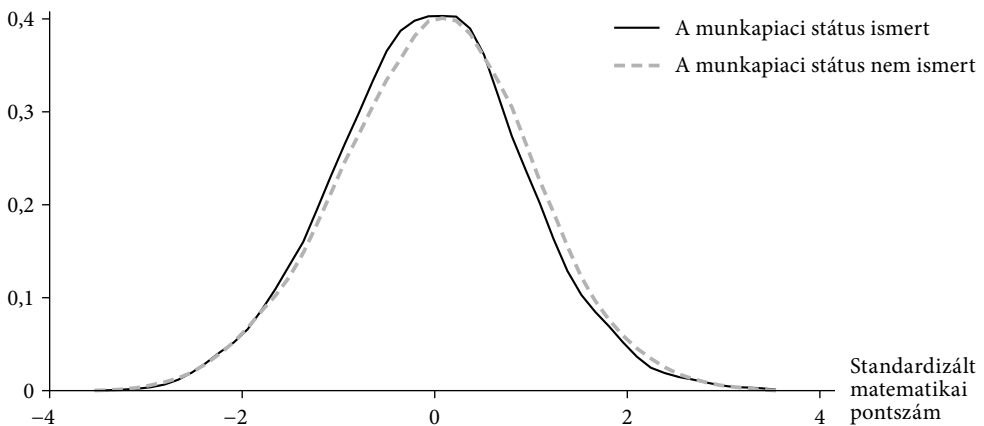
szintjét, megszerzési évét, munkaerőpiaci státusát, keresetét a különböző munkaviszonyaiból, ledolgozott munkaórái számát stb.). Emellett 2008-tól ugyancsak rendelkezésre álltak az egyének iskolai pályafutása során felmért, szövegértési és matematikai készségeit vizsgáló tesztek, a kompetenciamérés eredményei.

Az adatokból olyan almintát képeztünk, amely azokat tartalmazta, akik 2008-ban az országos kompetenciamérés 10. évfolyamos matematikai és szövegértési tesztjei közül legalább az egyiket megírták, és eredményüket beleszámították az országos átlagba, emellett akiknek az adatokból ismert volt az iskolai végzettsége 2017. októberben. Ők 2017 októberében 25–28 évesek voltak. Így a kohorsz túlnyomó többsége 2017-ben már megjelent a munkaerőpiacon.

Az 1. ábra mutatja, hogy a munkapiaci státusuk képességmegoszlása nagyon hasonló a munkapiaci státussal nem rendelkezőkéhez. Ezek alapján feltehetjük, hogy az eredményeink a teljes kohorszra általánosíthatók.

1. ábra

A minta matematikai pontszámának megoszlása a munkapiaci státus változójának elérhetősége alapján



Azokban a számításokban, amelyek segítségével a hatás heterogenitását elemeztük, azokat az egyéneket vontuk be a mintába, akik 2008-ban írták meg a 8. évfolyamos kompetenciatesztet. Erre azért volt szükség, hogy bent tartsuk a mintában azokat a tanulókat is, akik az általános iskola végén, illetve a középfok elején esetlegesen lemorzsolódtak. Ők 2017 októberében 23–26 évesek voltak.

A munkaerőpiaci sikerességet két változó segítségével vizsgáltuk: egyrészt a keresetekkel, másrészt a munkanélküliség valószínűségével. Mindkét esetben a modellekben – tárgyunk szempontjából – a legfontosabb magyarázó változók a kompetenciamérési eredmények voltak. A kompetenciamérésen elért szövegértési és matematikai pontszámokat standardizáltuk (0 átlagú és 1 szórású változókká alakítottuk), így becsléseinkben a koefficienseket szóráselmozdulásként értelmezhetjük.

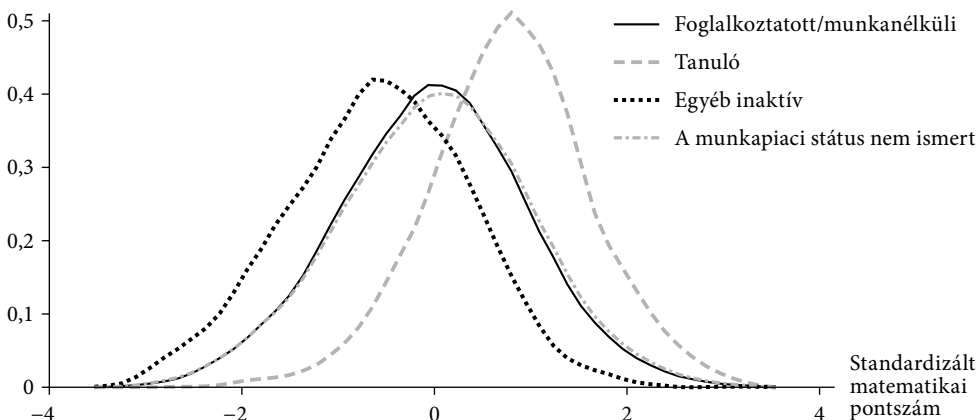
A kompetencia keresetekre gyakorolt hatásának vizsgálatakor Mincer-típusú kereseti függvényeket becsültünk, többféle specifikációval. A becslésekben azok a 2017.

október 15-én foglalkoztatottak szerepeltek, akikről az adatbázis érvényes béradatot tartalmazott, és 2017. október 15-én nem voltak munkanélküliek.

A 2. ábra alapján azt mondhatjuk, hogy a mintában az érvényes munkapiaci státussal nem rendelkezők tesztpontszámainak megoszlása leginkább a munkaerőpiacon aktív (foglalkoztatott vagy munkanélküli) státusban rendelkezőkével azonos. A tanulói státusúaknak jobb, míg az inaktívaknak rosszabbak a tesztpontszámaik. Ezek alapján feltesszük, hogy a munkapiaci státus változójának hiányos értékei véletlenszerűen oszlanak meg a mintában, így eredményeink a teljes populációra általánosíthatók.

2. ábra

A minta matematikai pontszámainak megoszlása a munkapiaci státus szerint



A modellek függő változója az egyén elsődleges – és ha volt olyan, másodlagos – foglalkoztatotti jogviszonyából származó havi keresete összegének logaritmus volt. Ha az egyén nem dolgozott a teljes hónapban, akkor a ledolgozott napok alapján keresetét havi keresetre számítottuk át. Az alapmodell magyarázó változói a kompetenciaméréseken elért eredmények mellett az egyén iskolai végzettsége, neme, valamint egy kétértékű változó jelezte, hogy az egyén lemorzsolódott-e a középfokú iskolából.⁵ A további specifikációkban kontrolláltunk a szülők iskolázottságára és arra, hogy az illető volt-e munkanélküli a 2011-től 2017-ig terjedő időszakban. A modellek vagy a középiskolák, vagy az ágazatok, vagy a foglalkozások, vagy a járások fix hatásait is tartalmazták, azaz az eredményeket vagy az adott középiskolában végzett, vagy az adott ágazatban, vagy az adott foglalkozásban dolgozó, vagy az adott járásban élő emberekre kell értelmezni. Nem kontrolláltunk viszont az egyének munkaerőpiaci tapasztalatára, mivel a mintában egyetlen kohorsz tagjai szerepeltek, akiknek számított munkaerőpiaci tapasztalata egyforma lenne.⁶

⁵ Azt tekintettük lemorzsolódónak, akinek volt 10. évfolyamos teszteredménye, de nem volt befejezett középfokú végzettsége.

⁶ A valóságos munkaerőpiaci tapasztalatot nem ismerjük, a számított munkaerőpiaci tapasztalatot az iskolai végzettség szerint az iskolában töltött évek száma alapján kaphatnánk, ami végzettségi kategóriánként a kohorsz minden tagjára egyforma lenne.

A másik munkaerőpiaci sikermutató, amelyre a kompetencia hatását vizsgáltuk, a munkanélküliség valószínűsége. Kétkimenetes probit modelleket becsültünk, ahol a függő változó azt mérte, hogy az egyén munkanélküli-e? A számításokhoz használt almintába azokat az egyéneket vontuk be, akik 2017. október 15-én vagy foglalkoztatottak, vagy munkanélküliek voltak. Nem szerepelt tehát a mintában, aki nappali tagozaton tanult, vagy egyéb inaktív státusban volt. Azt tekintettük munkanélkülinek, aki 2017. október 15 regisztrált munkanélküli volt, vagy munkanélküli-ellátásban részesült (járadék, segély), vagy közmunkásként dolgozott, vagy valamilyen aktív munkaerőpiaci program résztvevője volt. A modellek magyarázó változói a kereseti függvényekben is használt változók voltak.

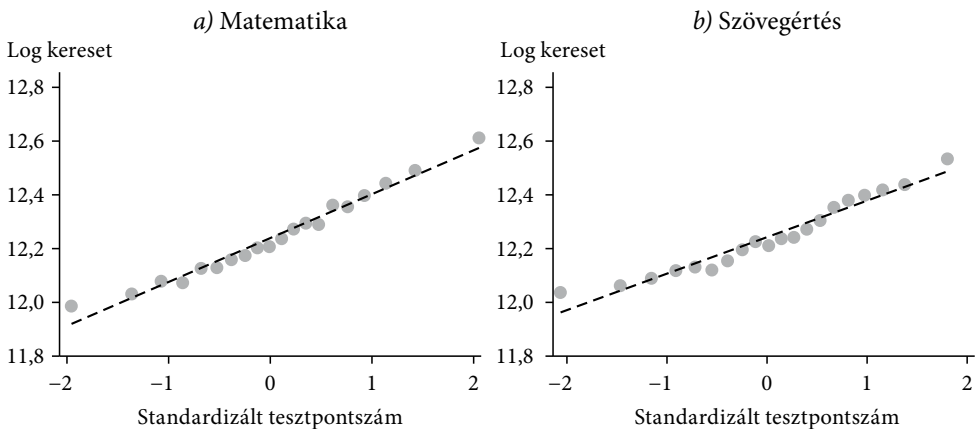
Eredmények

Leíró statisztikák

A 3. ábra a) és b) része a standardizált tesztpontszámok és a keresetek logaritmusait, míg a 4. ábra a) és b) része a standardizált tesztpontszámok és a munkanélküliségi esélyek közötti nyers összefüggéseket mutatja be. Az ábrák alapján egyrészt egyértelmű, hogy mind a matematikai, mind a szövegértési tesztpontszám erősen összefügg az egyes munkaerőpiaci kimenetekkel, másrészt az is látszik, hogy az összefüggés közel lineáris a béregyenletekben, így a lineáris forma használata jó közelítés. A munkanélküliségi ráta esetében azonban a megoszlások végein kissé eltér a lineáristól, így lineáris valószínűségi modell helyett a probit becslés feltehetően pontosabb eredményeket ad. A *Függelék F1. és F2. táblázata* a felhasznált változók leíró statisztikáit mutatja.

3. ábra

Standardizált 10. évfolyamos tesztpontszám összefüggése a keresetek logaritmusával

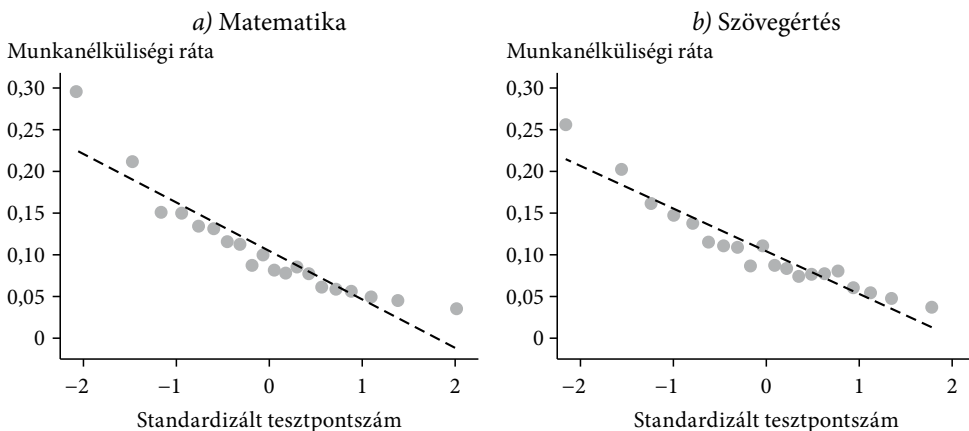


Megjegyzés: a tesztpontszám szerinti 20 csoportra számított átlagok.

Forrás: saját szerkesztés.

4. ábra

Standardizált 10. évfolyamos tesztpontszám összefüggése a munkanélküliségi eséllyel



Megjegyzés: a tesztpontszám szerinti 20 csoportra számított átlagok.

Forrás: saját szerkesztés.

Az 1. és a 2. táblázatban a Mincer-típusú regressziókat a fent ismertetett teljes sokaságra mutatjuk be. A 10. évfolyamos tesztpontszámok hatását a keresetekre az 1. táblázat mutatja, míg a 2. táblázat a tesztpontszámok munkanélküliségi esélyre gyakorolt hatását mutatja. Azt várjuk, hogy a becslült együtthatók az első esetben pozitívak, a második esetben negatívak lesznek.

Az 1. táblázat (1) oszlopa csak a tesztpontszámokat és a kereset összefüggését mutatja, kontrollváltozók nélkül. Ennek alapján azt mondhatjuk, hogy a középiskolás korban mért tesztpontszámok szignifikánsan és erősen összefüggnek a későbbi munkaerőpiaci keresetekkel. Várhatóan 10 százalékkal magasabbak azoknak a tanulóknak a keresetei, akik egy szórással jobb 10. évfolyamos matematikai tesztpontszámokat értek el, míg ugyanez az összefüggés a szövegértés esetében 8 százalékkal körül van. Ez a hatásnagyság nem oksági, hiszen a tesztpontszámok számos olyan jellemzőtől is függhetnek, amelyek a kereseteket is befolyásolják. Azt is fontos megjegyezni, hogy nagyságrendileg ez az eredmény összevethető Hanushek [2009] fent említett nemzetközi empirikus eredményeivel. A (2) oszlop egy hagyományos Mincer-típusú becslőfüggvény, amelyben a végzettségek és a keresetek összefüggését vizsgáljuk. Eredményeink nem meglepőek. A középfokú végzettséggel sem rendelkező, lemorzsolódó tanulók 8 százalékkal kevesebbet keresnek várhatóan, mint a szakképzettséggel igen, de érettségivel nem rendelkező társaik. Az érettségi hozama a szakképzettséghez képest 16 százaléka feletti, míg a felsőfokú végzettségű munkavállalók 50 százalékot meghaladó kereseti előnnyel rendelkeznek. Ha a végzettségekre is kontrollálunk a (3) oszlopban, a tesztpontszámok összefüggése a keresetekkel jelentősen lecsökken. Vagyis a tanulói kognitív képességek az iskolai végzettségen keresztül is hatással vannak a keresetekre. A jobb tanulók magasabb végzettséget érnek el, és ezáltal is lehet magasabb a keresetük. Viszont a kognitív képességek iskolai végzettségtől függetlenül is erős összefüggésben vannak a keresetekkel. Egy szórással

1. táblázat

A 10. évfolyamos tesztpontszámok hatása a keresetekre (lineáris modell). Fügő változó: log kereset

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Matematikai tesztpontszám	0,100*** (0,00588)	0,0540*** (0,00596)	0,0485*** (0,00598)	0,0453*** (0,00633)	0,0598*** (0,00609)	0,0330*** (0,00494)	0,0497*** (0,00597)	
Szövegértési tesztpontszám	0,0800*** (0,00590)	0,0255*** (0,00612)	0,0211*** (0,00614)	0,0254*** (0,00641)	0,0186*** (0,00622)	0,0110*** (0,00505)	0,0239*** (0,00616)	
ISKOLAI VÉGZETTSÉG (referenciakategória: szakiskolai)								
Általános iskola ^a	-0,0838*** (0,0192)	-0,0851*** (0,0191)	-0,0802*** (0,0191)	-0,0757*** (0,0199)	-0,0901*** (0,0182)	-0,0488*** (0,0155)	-0,0718*** (0,0192)	
Érettségi	0,166*** (0,0117)	0,0944*** (0,0128)	0,0902*** (0,0129)	0,0806*** (0,0139)	0,0392*** (0,0127)	-0,00267 (0,0109)	0,0972*** (0,0130)	
Felsőfok	0,547*** (0,0132)	0,408*** (0,0163)	0,378*** (0,0169)	0,362*** (0,0183)	0,335*** (0,0173)	0,156*** (0,0154)	0,377*** (0,0170)	
NEM (referenciakategória: férfi)								
Nő	-0,147*** (0,00821)	-0,213*** (0,00773)	-0,194*** (0,00822)	-0,194*** (0,00824)	-0,180*** (0,00896)	-0,139*** (0,00855)	-0,0782*** (0,00784)	-0,192*** (0,00824)
A családi háttér változó ^b			igen	igen	igen	igen	igen	igen
OM-kód ^c fix hatás				igen				
TEAOR fix hatás								
FEOR fix hatás								
Járás fix hatás								
N	28 669	28 669	28 669	28 669	28 669	20 237	26 869	28 505
R ²	0,068	0,094	0,101	0,110	0,160	0,231	0,396	0,128

^a Középfokról lemorzsolódó (10. évfolyamos tesztpont van, középfokú végzettség nincs).^b A családi háttér változó: az anya iskolai végzettsége, az apa iskolai végzettsége, a könyvek száma, 2011–2017 között volt munkanélküli.^c A középiskola OM-kódja. Megjegyzés: robosztus, klaszterezett standard hibák a zárójelben. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

2. táblázat

A 10. évfolyamos tesztpontszámok munkanélküliségi esélyre gyakorolt hatása (lineáris valószínűségi modell, marginális hatások)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Matematikai tesztpontszám	-0,0311*** (0,00245)		-0,0243*** (0,00251)	-0,0219*** (0,00250)	-0,0183*** (0,00291)	-0,0156*** (0,00228)
Szövegértési tesztpontszám	-0,0281*** (0,00240)		-0,0192*** (0,00253)	-0,0149*** (0,00254)	-0,00909*** (0,00292)	-0,00733*** (0,00232)
ISKOLAI VÉGZETTSÉG (referenciakategória: szakiskolai)						
Általános iskola ^a		0,0633*** (0,00881)	0,0600*** (0,00865)	0,0583*** (0,00864)	0,0598*** (0,00997)	0,0520*** (0,00820)
Érettségi		-0,0546*** (0,00476)	-0,0116** (0,00492)	0,00206 (0,00493)	-0,00687 (0,00583)	-0,00880* (0,00457)
Felsőfok		-0,101*** (0,00337)	-0,0456*** (0,00554)	-0,0282*** (0,00628)	-0,0522*** (0,00636)	-0,0408*** (0,00505)
NEM (referenciakategória: férfi)						
Nő	0,0476*** (0,00349)	0,0615*** (0,00338)	0,0525*** (0,00352)	0,0481*** (0,00353)	0,0542*** (0,00420)	0,0473*** (0,00324)
A családi háttér változó ^b				igen	igen	igen
OM-kód ^c fix hatás					igen	igen
Járás fix hatás						
N	32 205	32 205	32 205	32 205	27 567	32 011
Munkanélküliség az átlagnál	0,105	0,105	0,105	0,105	0,122	0,105

^a Középfokról lemorzsolódó (10. évfolyamos tesztpont van, középfokú végzettség nincs).^b A családi háttér változó: az anya iskolai végzettsége, az apa iskolai végzettsége, a könyvek száma.^c A középiskola OM-kódja. Megjegyzés: robosztus, klaszterezett standard hibák a zárójelben. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

nagyobb matematikai tesztpontszámok 5 százalékos feletti, míg egy szórással nagyobb szövegértési tesztpontszámok 2,5 százalékos feletti kereseti hozamot mutatnak. A két tesztelési terület a modellünkben additív, azaz ha egy tanuló mindkét mérési területen egy-egy szórással az átlag felett van, akkor várhatóan majdnem 8 százalékkal jobban fog keresni a pályája elején. Ezek a hatásméretűk akkor sem változnak igazán, ha figyelembe vesszük a tanulók családi hátterét (4), középiskoláját (5), munkahelyének ágazatát (6) vagy munkahelyének járását (8). A hatásméretű csak akkor csökken kissé, ha az egyén foglalkozását vesszük figyelembe (7), ekkor a matematika hozama 3 százalékos körülire, míg a szövegértés hozama 1 százalékos körülire csökken. Az együttes hozamuk így is 4 százalékos feletti. Vagyis a feltehetően jobb kognitív képességek befolyásolják a foglalkozásválasztást, amennyiben jobb (magasabb keresetű) állásokba jobb kognitív képességű munkavállalókat vesznek fel. Az eredményeink azonban ettől még érdekesebbek, hiszen azt látjuk, hogy még adott foglalkozáson belül is a kognitív képességeknek nem elhanyagolható kereseti hozamuk van.

A 2. táblázat hasonló struktúrában mutatja meg a tesztpontszámok és a munkanélküliségi esély összefüggését. Az (1) oszlop a tesztpontszámok és a munkanélküliségi esély kontrollváltozók nélküli együttjárását mutatja. Az egy szórással magasabb matematikai tesztpontszámú tanuló várhatóan 3,1 százalékponttal, míg az egy szórással nagyobb szövegértési tesztpontszámú tanuló 2,8 százalékponttal kisebb eséllyel lesz munkanélküli. Vagyis az a tanuló aki mindkét mérési területen egy-egy szórással az átlag felett teljesít, mintegy 6 százalékponttal kisebb eséllyel lesz munkanélküli. Figyelembe véve, hogy az adott kohorszra a becslés átlagos munkanélküliségi esély 6,7 százalékos volt, azt lehet mondani, hogy a kognitív képességek nagyon erősen összefüggnek a munkanélküliségi esélyekkel. A (2) oszlop a végzettségek nyers hozamait mutatja. Természetesen a nyers összefüggések nem mutatnak okságot. Ha figyelembe vesszük a végzettséget (3), a matematikai tesztpontszám összefüggése a munkanélküliséggel 2,4 százalékponttal, míg a szövegértésé 1,9 százalékponttal csökken. Ha figyelembe vesszük a családi hátteret is (4) és az iskolát (5) vagy a járást (6), a kognitív képességek hatása továbbra is megmarad. A matematikai tesztpontszámok szórás egységgel való növelésével a munkanélküliségi esélyek 1,5–1,8 százalékponttal, míg a szövegértési tesztpontszámok növelésével 0,7–0,9 százalékponttal csökkenthetők. Vagyis az átlagos 6,7 százalékos munkanélküliségi esélyhez viszonyítva, a tesztpontszámok kétszörösnyi növelése minimálisra (1-2 százalékos körülire) csökkenti a munkanélküliség esélyét.

Összességében tehát elmondható, hogy mind a keresetek nagyságára, mind pedig a munkanélküliség valószínűségére nagy hatással vannak a középiskolai kognitív képességek.

Heterogenitásbecslések

Annak vizsgálatára, hogy a kompetencia esetlegesen máshogy hat-e a munkaerőpiaci sikerességre az egyes társadalmi csoportokban, a keresetfüggvény-becsléseket és a probit becsléseket is külön-külön is lefuttattuk az egyes iskolai végzettségi kategóriákra, illetve külön a nőkre és a férfiakra.

3. táblázat
Kereseti függvények iskolai végzettség szerint. Függő változó: log kereset

	Általános/szakiskolai végzettségűek		Általános/szakiskolai végzettségűek		Érettségizettek		Diplomások	
	8.-os tesztpontszám	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Matematikai tesztpontszám	0,0182 (0,0128)	0,0120 (0,0107)	0,0206 (0,0138)	0,00151 (0,0117)	0,0427*** (0,00827)	0,0258*** (0,00680)	0,0986*** (0,0109)	0,0696*** (0,00902)
Szövegértési tesztpontszám	0,00386 (0,0119)	-0,00123 (0,0101)	0,0188 (0,0132)	0,0119 (0,0113)	0,0343*** (0,00823)	0,0153** (0,00677)	0,0182 (0,0129)	0,0112 (0,0103)
A családi háttér változó ^a		igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen
FEOR fix hatás		igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen
N	5837	5545	5266	4943	16, 284	15 190	7119	6736
R ²	0,028	0,318	0,036	0,332	0,031	0,378	0,046	0,372

^a A családi háttér változó: az anya iskolai végzettsége, az apa iskolai végzettsége, a könyvek száma, 2011–2017 között volt munkanélküli.
Megjegyzés: robustus, klaszterezett standard hibák a zárójelben.

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

4. táblázat

Munkanélküliségi függvények iskolai végzettség szerint (lineáris valószínűségi modell, marginális hatások)

	Általános/szakiskolai végzettségűek		Általános/szakiskolai végzettségűek		Érettségizettek		Diplomások	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
8.-os tesztpontszám								
Matematikai tesztpontszám	-0,00778 (0,00717)	-0,0203*** (0,00733)	-0,0413*** (0,00738)	-0,0247*** (0,00735)	-0,0235*** (0,00346)	-0,0156*** (0,00316)	-0,0163*** (0,00355)	-0,0141*** (0,00379)
Szövegértési tesztpontszám	-0,0590*** (0,00671)	-0,0122* (0,00696)	-0,0511*** (0,00720)	-0,0221*** (0,00725)	-0,0158*** (0,00345)	-0,00588* (0,00316)	-0,00324 (0,00415)	-0,00202 (0,00447)
A családi háttér változói		igen		igen		igen		igen
Járás fix hatás		igen		igen		igen		igen
N	7700	7397	6501	6145	18 213	18 071	7470	6300
Munkanélküliség az átlagnál	0,239	0,245	0,185	0,193	0,102	0,102	0,0450	0,0533

* A családi háttér változói: az anya iskolai végzettsége, az apa iskolai végzettsége, a könyvek száma.

Megjegyzés: robustus, klaszterezett standard hibák a zárójelben.

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

A 3. táblázatban az 1. táblázat (3) és (7) oszlopaiban bemutatott modelleket futtattuk le végzettség szerinti csoportokra, míg a 4. táblázatban a 2. táblázat (3) és (6) modelljeit becsültük meg ugyancsak végzettség szerinti bontásban. A becsléseket kiegészítettük azzal, hogy a 10. évfolyamos kompetencia-pontszámok helyett a 8. évfolyamos kompetenciaeredményeket használtuk fel az érettségivel nem rendelkezők esetében, hogy a 10. évfolyam előtt lemorzsolódók is a mintában maradjanak.

Az eredmények azt mutatják, hogy a kognitív képességek a magasan iskolázottak csoportján belül vannak nagy hatással a keresetekre, míg a munkanélküliségi esélyek esetében minden végzettségi szint esetében nagyok a hatások.

Egy szórással nagyobb matematikai tesztpontszám hatása a keresetekre a diplomások esetében 7 százalék körül mozog adott foglalkozáson belül, ami kifejezetten nagy hatásnak mondható. Az érettségizettek esetében ugyanez a hatás már csak 2,5 százalék körüli, míg az alacsonyabb iskolázottságúak körében a hatásnagyságok nem szignifikánsak. A szövegértési tesztpontszám hatása csak az érettségizettek esetében szignifikáns, és kisebb, mint a matematikáé, de fontos hangsúlyozni, hogy ezek a hatások már a matematikai tesztpontszám kontrollálása után érvényesek, és mivel a két tesztpontszám korrelációja a mintában 0,6-0,7 között van, így a modelljeinkben a változók

5. táblázat

Kereseti függvények nemek szerint. Függő változó: log kereset

	Nők		Férfiak	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Matematikai tesztpontszám	0,0489*** (0,00861)	0,0351*** (0,00752)	0,0581*** (0,00827)	0,0293*** (0,00661)
Szövegértési tesztpontszám	0,0326*** (0,00906)	0,0126 (0,00785)	0,0202** (0,00831)	0,0104 (0,00662)
ISKOLAI VÉGZETTSÉG (referenciakategória: szakiskolai)				
Általános iskola ^a	-0,101*** (0,0334)	-0,0660** (0,0290)	-0,0757*** (0,0237)	-0,0354* (0,0184)
Érettségi	0,113*** (0,0217)	0,0255 (0,0196)	0,0867*** (0,0161)	-0,0130 (0,0132)
Felsőfok	0,427*** (0,0253)	0,175*** (0,0244)	0,396*** (0,0224)	0,150*** (0,0212)
A családi háttér változó ^b		igen		igen
FEOR fix hatás		igen		igen
N	13 383	12 367	15 286	14 502
R ²	0,109	0,360	0,079	0,433

^a Középfokról lemorzsolódó (10. évfolyamos tesztpont van, középfokú végzettség nincs).

^b A családi háttér változó: az anya iskolai végzettsége, az apa iskolai végzettsége, a könyvek száma, 2011–2017 között volt munkanélküli.

Megjegyzés: robosztus, klaszterezett standard hibák a zárójelben.

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

között kifejezetten nagy a multikollinearitás, vagyis a standard hibák nagyobbak lehetnek, mint ha a két változó független lenne egymástól.

A munkanélküliségi esélyeket egy szórással nagyobb matematikai tesztpontszám 2-2,5 százalékponttal csökkenti az iskolából lemorzsolódó vagy érettségivel nem rendelkezők között, még adott járáson belül is. Bár ez a hatás a magasabb végzettségűek között alacsonyabb (1,5 százalékpont körüli), itt a munkanélküliség átlagos esélye is kisebb. Az alacsony iskolázottságúak körében a mintában az átlagos munkanélküliségi esély 14 százalék körül van, szemben az érettségizettek 7 százalék körül és a diplomások 4 százalék körül munkanélküliségi esélyeivel. Tehát a kognitív képességek relatív hatása a diplomások esetében még nagyobb is, mint az alacsony végzettségűek esetében, de ez utóbbi esetben is igen nagyak mondható.

A nemek szerinti heterogetintást vizsgálva, nem találunk különbségeket a férfiak és a nők között sem a kereseti, sem a munkanélküliségi becslések esetében (5. és 6. táblázat). Vagyis mindkét nem esetében a kognitív képességeknek hasonlóak a munkaerőpiaci hatásai.

6. táblázat

Munkanélküliségi függvények nemek szerint (lineáris valószínűségi modell, marginális hatások)

	Nők		Férfiak	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Matematikai tesztpontszám	-0,0285*** (0,00410)	-0,0180*** (0,00376)	-0,0209*** (0,00309)	-0,0135*** (0,00287)
Szövegértési tesztpontszám	-0,0249*** (0,00416)	-0,00971** (0,00384)	-0,0146*** (0,00310)	-0,00574** (0,00290)
ISKOLAI VÉGZETTSÉG (referenciakategória: szakiskolai)				
Általános iskola ^a	0,0682*** (0,0149)	0,0616*** (0,0145)	0,0496*** (0,0101)	0,0420*** (0,00966)
Érettségi	-0,0392*** (0,00869)	-0,0325*** (0,00826)	0,00336 (0,00573)	0,00224 (0,00541)
Felsőfok	-0,0868*** (0,00859)	-0,0771*** (0,00800)	-0,00606 (0,00855)	-0,00771 (0,00794)
A családi háttér változói ^b		igen		igen
Járás fix hatás		igen		igen
N	15 504	15 344	16 696	16 267
Munkanélküliség az átlagnál	0,130	0,130	0,0824	0,0840

^a Középfokról lemorzsolódó (10. évfolyamos tesztpont van, középfokú végzettség nincs).

^b A családi háttér változói: az anya iskolai végzettsége, az apa iskolai végzettsége, a könyvek száma, 2011–2017 között volt munkanélküli.

Megjegyzés: robusztus, klaszterezett standard hibák a zárójelben.

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

Robusztussági becslések

További problémát jelenthet, hogy a kompetencia keresetekre gyakorolt hatásának mérési eredményei torzítottak lehetnek, mivel a kereseti regressziók a foglalkoztatott egyének keresetein alapulnak. Amennyiben a kompetencia befolyásolja a munkanélküliségi esélyeket, a kereseti regressziók a keresetekben mérhető hozamokat torzítva becsülik. Ezt a problémát kétféle módon is megpróbáltuk kezelni. Egyrészt azoknak az egyéneknek, akiknek nem volt 2017. október 15-én keresetük, de más időpontokban igen, megbecsültük kereseteiket, és ezeket szerepeltettük a regressziókban. Ennek a becslésnek az eredményeit a 7. táblázat tartalmazza.

7. táblázat

Robusztussági becslés, 1. (kereseti függvények, becsült keresetekkel)

Függő változó: log kereset

	(1)	(2)
Matematikai tesztponyszám	0,0431*** (0,00525)	0,0402*** (0,00528)
Szövegértési tesztponyszám	0,0154*** (0,00537)	0,0133** (0,00541)
NEM (referenciakategória: férfi)		
Nő	-0,191*** (0,00721)	-0,193*** (0,00725)
ISKOLAI VÉGZETTSÉG (referenciakategória: szakiskolai)		
Általános iskola ^a	-0,139*** (0,0152)	-0,131*** (0,0151)
Érettségi	0,0807*** (0,0109)	0,0774*** (0,0111)
Felsőfok	0,444*** (0,0143)	0,431*** (0,0149)
A családi háttér változó ^b		igen
N	39 950	39 950
R ²	0,097	0,103

^a Középfokról lemorzsolódó (10. évfolyamos tesztpont van, középfokú végzettség nincs).

^b A családi háttér változó: az anya iskolai végzettsége, az apa iskolai végzettsége, a könyvek száma, 2011–2017 között volt munkanélküli.

Megjegyzés: robusztus, klaszterezett standard hibák a zárójelben.

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

Másrészt, kétlépcsős Heckman-féle szelekciós modelleket becsültünk (Heckman [1979]). Az első lépésben először megbecsültük az egyének részvételi valószínűségét, az egyének lakóhelyének járásán megfigyelt nemenkénti munkanélküliségi rátákat használva szelekciós változóként – azt feltételezve, hogy a helyi munkanélküliségi ráta hatással van az egyéni munkanélküliségi esélyekre –, és ezek alapján

kiszámítottuk a korrekciós változót. A második lépésben a kereseti függvények becslésekor e korrekciós változót is szerepeltettük a magyarázó változók között. Az eredményeket a 8. táblázat tartalmazza.

8. táblázat

Robusztussági becslés, 2. (kereseti függvények, Heckmann-féle szelekciós modellel)

Függő változó: log kereset

	(1)	(2)
Matematikai tesztpontszám	0,0516*** (0,00622)	0,0469*** (0,00646)
Szövegértési tesztpontszám	0,0145** (0,00653)	0,00755 (0,00684)
NEM (referenciakategória: férfi)		
Nő	-0,224*** (0,0135)	-0,245*** (0,0143)
ISKOLAI VÉGZETTSÉG (referenciakategória: szakiskolai)		
Általános iskola ^a	-0,147*** (0,0266)	-0,170*** (0,0270)
Érettségi	0,114*** (0,0147)	0,114*** (0,0149)
Felsőfok	0,460*** (0,0261)	0,468*** (0,0269)
A családi háttér változói ^b		
N	46 301	46 301
Mills-féle lambda	0,279*** (0,0795)	0,429*** (0,0837)

^a Középfokról lemorzsolódó (10. évfolyamos tesztpont van, középfokú végzettség nincs).

^b A családi háttér változói: az anya iskolai végzettsége, az apa iskolai végzettsége, a könyvek száma, 2011–2017 között volt munkanélküli.

Megjegyzés: robusztus, klaszterezett standard hibák a zárójelben.

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

Összességében kijelenthető, hogy az eredmények egyik esetben sem térnek el jelentősen az 1. táblázatban közölt becslési eredményektől, így feltehetően a kognitív képességek hatásának becslését a minta feltételezett torzítása nem befolyásolta.

Összegzés

Eredményeink megmutatták, hogy az országos kompetenciamérés 10. évfolyamos tesztpontszámai erősen összefüggnek a korai munkaerőpiaci helyzettel. A nemzetközi tapasztalatoknak megfelelően a középiskolás korban mért kognitív képességek jó mutatói a későbbi munkaerőpiaci sikerességnek, vagyis oktatáspolitikai használatukkal

korábban lehet olyan beavatkozások hatását vizsgálni, amelyek munkaerőpiaci hatásait csak évekkel, évtizedekkel később lehetne megfigyelni.

Eredményeink szerint egy szórással nagyobb matematikai tesztpontszám átlagosan körülbelül 4-5 százalékkal, míg egy szórással nagyobb szövegértési tesztpontszám ezen felül további 1-2 százalékkal növeli a korai munkaerőpiaci kereseteket. Ezek az összefüggések akkor is fennmaradnak, ha adott foglalkozáson belül vizsgáljuk őket. A munkanélküliség valószínűségét is jelentősen csökkentheti a jobb kognitív készség: összességében egy szórással nagyobb matematikai tesztpontszám 1,5 százalékponttal csökkenti a munkanélküliségi esélyt, míg a szövegértési tesztpontszámok növelése további 0,7 százalékponttal csökkenti. Ennek alapján az átlagosnál lényegesen – azaz körülbelül 2 szórással – jobb készségekkel rendelkező felnőttek munkanélküliségi esélye elhanyagolható, 1-2 százalék közötti, míg az átlagnál lényegesen rosszabb készségekkel rendelkezők munkanélküliségi esélye bőven 10 százalék feletti.

A kognitív készségeket és a munkaerőpiaci sikerességet végzettségek szerint vizsgálva kitűnik, hogy a kognitív készségek a magasabb végzettségűek esetében a keresetekre gyakorolnak nagyobb hatást, ami a matematikai tesztpontszámok esetében 7 százalék körül mozog, míg a szövegértés esetében 1 százalék körüli ez az érték. Az alacsonyabb végzettségűeknél a tesztpontszámoknak nincs hatása a későbbi keresetekre. A munkanélküliség esetében azonban minden végzettségi szinten van hatásuk a tesztpontszámoknak. Az alacsony végzettségűek esetében az egy szórással nagyobb tesztpontszámok abszolút hatása nagyobb, 2-2,5 százalékpont körüli, mint a magasabb végzettségűek esetében, ahol ez 1,5 százalékpont körüli. A magasabb végzettségűek alacsonyabb átlagos munkanélküliségi esélye miatt azonban a relatív hatásnagyságok mégis a magasabban végzettek esetében erősebbek.

Hivatkozások

- BETTS, J. R. [2010]: School Quality and Earnings. Megjelent: *Brewer, D. J.–McEwan, P. J.* (szerk.): *Economics of Education*. Elsevier–Academic Press, 52–59. o.
- CARD, D. [1999]: The causal effect of education on earnings. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Card, D.* (szerk.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3. 1801–1863. o. Elsevier Science, Amszterdam.
- FINNIE, R.–MENG, R. [2001]: Cognitive Skills and the Youth Labour Market. *Applied Economics Letters*, Vol. 8. No. 10. 675–679. o. <https://doi.org/10.1080/13504850110037877>.
- GREEN, D. A.–RIDDELL, W. C. [2003]: Literacy and earnings: An investigation of the interaction of cognitive and unobserved skills in earnings generation. *Labour Economics*, Vol. 10. No. 2. 165–184. o.
- GUNDERSON, M.–OREOPOULOS, P. [2010]: Returns to Education in Developed Countries. Megjelent: *Brewer, D. J.–McEwan, P. J.* (szerk.): *Economics of Education*. Elsevier–Academic Press, 37–43. o.
- HANUSHEK, E. A. [2009]: The Economic Value of Education and Cognitive Skills. Megjelent: *Sykes, G.–Schneider, B.–Plank, D. N.* (szerk.): *Handbook of Education Policy Research*. Routledge, New York, 39–56. o. <https://doi.org/10.4324/9780203880968.ch3>.
- HECKMAN, J. J. [1979]: Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, Vol. 47. No. 1. 153–161. o. <https://doi.org/10.2307/1912352>.

- LAZEAR, E. P. [2003]: Teacher incentives. *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 10. 179–214. o. <http://www.uaedreform.org/site-der/wp-content/uploads/2013/08/Lazear-2003-SEPR-Teacher-incentives.pdf>.
- LINDQVIST, E.–VESTMAN, R. [2011]: The Labor Market Returns to Cognitive and Noncognitive Ability: Evidence from the Swedish Enlistment. *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 3. No. 1. 101–128. o. <https://doi.org/10.1257/app.3.1.101>.
- LONG, B. T. [2018]: The College Completion Landscape: Trends, Challenges and Why It Matters. *Elevating College Completion*, American Enterprise Institute and Third Way Institute, Washington, DC.
- MARGINSON, S. [2016]: The worldwide trend to high participation higher education: dynamics of social stratification in inclusive systems. *Higher Education*, Vol. 72. No. 413–434. o. <https://doi.org/10.1007/s10734-016-0016-x>.
- McFARLAND, J.–CUI, J.–RATHBUN, A.–HOLMES, J. [2018]: Trends in High School Dropout and Completion Rates in the United States: 2018 (NCES 2019-117). U.S. Department of Education. Washington, DC, National Center for Education Statistics. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED590552.pdf>.
- McINTOSH, S.–VIGNOLES, A. [2001]: Measuring and assessing the impact of basic skills on labor market outcomes. *Oxford Economic Papers*, Vol. 53. No. 3. 453–481. o. <https://doi.org/10.1093/oenp/53.3.453>.
- MINCER, J. [1974]: *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of Economic Research, New York.
- MULLIGAN, C. B. [1999]: Galton versus the human capital approach to inheritance. *Journal of Political Economy*, Vol. 107. No. S6. S184–S224. o. <https://doi.org/10.1086/250108>.
- MURNANE, R. J.–WILLET, J. B.–DUHALDEBORDE, Y.–TYLER, J. H. [2000]: How important are the cognitive skills of teenagers in predicting subsequent earnings? *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 19. No. 4. 547–568. o. [https://doi.org/10.1002/1520-6688\(200023\)19:4<547::AID-PAM2>3.0.CO;2-%23](https://doi.org/10.1002/1520-6688(200023)19:4<547::AID-PAM2>3.0.CO;2-%23).
- PATRINOS, H. A.–PSACHAROPOULOS, G. [2010]: Returns to Education in Developing Countries. Megjelent: *Brewer, D. J.–McEwan, P. J. (szerk.): Economics of Education*. Elsevier–Academic Press, 44–51. o.
- RITCHIE, A. J.–BATES, T. C.–DEARY, I. J. [2015]: Is Education Associated with Improvements in General Cognitive Ability, or in Specific Skills? *Development Psychology*, Vol. 51. No. 5. 573–582. o. <https://doi.org/10.1037/a0038981>.
- SCHNEIDER, W. J. [2013]: Principles of assessment of aptitude and achievement. Megjelent: *Saklofske, D. H.–Reynolds, C. R.–Schwean, V. L. (szerk.): The Oxford handbook of child psychological assessment*. Oxford University Press, 286–330. o.
- SEBŐK ANNA [2019]: A KRTK Adatbank Kapcsolt Államigazgatási Paneladatbázisa. *Közgazdasági Szemle*, 66. évf. 11. sz. 1230–1236. o. <http://dx.doi.org/10.18414/Ksz.2019.11.1230>.
- TYLER, J. H.–MURNANE, R. J.–WILLET, J. B. [2000]: Cognitive Skills Matter in the Labour Market, Even for School Dropouts? NCSALL REPORT, No. 15. The National Center for the Study of Adult Learning and Literacy.

Függelék

F1. táblázat

Leíró statisztikák, kétértékű változók

	Teljes minta	Elemzési minta, kereset	Elemzési minta, munkanélküliség
NEM: nő	0,50	0,47	0,48
MUNKAPIACI STÁTUS			
Foglalkoztatott	0,61	1	0,89
Munkanélküli	0,07	0	0,11
Tanuló	0,07	0	0
Egyéb inaktív (transzfer)	0,04	0	0
Ismeretlen	0,21	0	0
ISKOLAI VÉGZETTSÉG			
Általános iskola	0,08	0,06	0,07
Szakiskola	0,13	0,13	0,14
Érettségi	0,57	0,57	0,57
Felsőfok	0,22	0,25	0,23
Volt munkanélküli 2011–2017 között	0,52	0,51	0,56
AZ ANYA ISKOLAI VÉGZETTSÉGE			
Általános iskola	0,11	0,10	0,12
Szakiskola	0,22	0,23	0,23
Érettségi	0,26	0,27	0,27
Felsőfok	0,19	0,19	0,18
Nem ismert	0,21	0,20	0,20
AZ APA ISKOLAI VÉGZETTSÉGE			
Általános iskola	0,07	0,06	0,07
Szakiskola	0,36	0,37	0,38
Érettségi	0,18	0,19	0,19
Felsőfok	0,15	0,15	0,14
Nem ismert	0,23	0,23	0,22
A KÖNYVEK SZÁMA			
0–50	0,07	0,06	0,07
50 körül	0,09	0,09	0,10
50–150	0,18	0,19	0,19
150–300	0,15	0,16	0,16
300–600	0,12	0,13	0,12
600–1000	0,10	0,10	0,09
1000–nél több	0,08	0,08	0,08
Nem ismert	0,20	0,19	0,19
<i>N</i>	47 137	28 812	32 205

F2 táblázat

Leíró statisztikák, folytonos változók

	Teljes minta	Elemzési minta, kereset	Elemzési minta, munkanélküliség
LOG KERESET			
Átlag	12,23	12,25	12,25
Szórás	0,69	0,67	0,67
<i>N</i>	29 713	28 669	28 669
MATEMATIKAI TESZTPONTSZÁM			
Átlag	0	0,043	-0,019
Szórás	1	0,962	0,984
<i>N</i>	47 101	28 795	32 187
SZÖVEGÉRTÉSI TESZTPONTSZÁM			
Átlag	0	0,028	-0,028
Szórás	1	0,971	0,991
<i>N</i>	47 117	28 803	32 194