



MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI INTÉZET

BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK
BWP – 2010/8

Kinek használ az évvesztés?

**Iskolakezdési kor és tanulói
teljesítmények Magyarországon**

HÁMORI SZILVIA - KÖLLŐ JÁNOS

Budapest Working Papers On The Labour Market
Budapest Munkagazdaságtani Füzetek
BWP – 2010/8

Kinek használ az évvesztés?
Iskolakezdési kor és tanulói teljesítmények Magyarországon

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék

Szerzők:

Hámori Szilvia
tudományos segédmunkatárs
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet
E-mail: hamori@econ.core.hu

Köllő János
tudományos főmunkatárs
Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet
E-mail: kollo@econ.core.hu

2010. november

ISBN 978 615 5024 21 4
ISSN 1785 3788

Kiadja
a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézete

Kinek használ az évvesztés?

Iskolakezdési kor és tanulói teljesítmények

Magyarországon

HÁMORI SZILVIA - KÖLLŐ JÁNOS

Összefoglaló

Tanulmányunkban a beiskolázási életkor és a negyedik illetve nyolcadikos teszteredmény összefüggését vizsgáljuk az Országos Kompetenciafelvétel (OKM) 2006-os hulláma alapján, a figyelmet az iskolázatlan illetve diplomás anyák gyermekeire összpontosítva. Az instrumentális változók módszerével becsült eredmények arra utalnak, hogy az évvesztes, hétévesen beiskolázott gyermekek összességben jobban teljesítenek a kompetencia teszteken, mint hatévesen beiskolázott társaik. A késleltetésből fakadó előny lényegesen nagyobb az általános iskolát végzett, mint a diplomás anyák gyermekei körében, de mértéke az iskolai pályafutás alatt csökken.

Tárgyszavak: oktatás, iskolai eredmények, beiskolázási életkor, identifikáció

JEL kódok: I21, I28, J24

Köszönetnyilvánítás:

A szerzők köszönetet mondanak Kertesi Gábornak, Hermann Zoltánnak és Horn Dánielnek (MTA Közgazdaságtudományi Intézet) az OKM adatbázissal kapcsolatos segítségükért. Továbbá köszönettel tartozunk Bernd Fitzenbergernek, Gulybán Zsuzsannának, Lovász Annának, Mühlenweg Andreának, Fridhelm Pfeiffernek, Varga Júliának és Stefan Wolternek a tanulmány korábbi verziójaihoz fűződő tanácsaikért és segítségükért, valamint a sziráki Szerkezeti és válságproblémák a munkapiacra című szakmai konferencia és a frankfurti Johann Wolfgang Goethe-University kutatószeminárium résztvevőinek.

A tanulmány részben egy vendégkutatás keretében a Swiss Leading House of Economics of Education-ben íródott, melynek vendégszeretetéért Hámori Szilvia ezúton mond köszönetet.

Who Benefits from Delayed Primary School Enrolment? Evidence from Hungary

SZILVIA HÁMORI – JÁNOS KÖLLŐ

Summary

This paper estimates the effect of school starting age on academic performance using the 2006 „National Assessment of Basic Competencies” (NABC), focusing on disadvantaged and non-disadvantaged children. The instrumental variable estimates of the school starting age imply that those who start school at the age of seven do better on competency tests than those children who start school at the age of six. This benefit is substantially larger for disadvantaged children than their non-disadvantaged counterparts. However, the benefit of later enrolment diminishes as children – both disadvantaged and non-disadvantaged – progress through school.

Keywords: education, student test scores, enrolment age, identification

JEL: I21, I28, J24

BEVEZETÉS

Tanulmányunkban a beiskolázási életkor és a kompetencia teszteredmény oksági összefüggését vizsgáljuk az Országos Kompetenciefelvétel (OKM) 2006-os hulláma – és néhány más adatbázis – alapján, a negyedik illetve nyolcadik évfolyamos tanulók körében. Kérdésünk az, vajon a késleltetett iskolakezdés segíti-e, vagy hátráltatja a legfontosabb alapkészségek elsajátítását?

A Kompetencia felvétel időpontjában a tanulók tipikusan 10 – 11 évesek illetve 14 – 15 évesek. Az 1986 óta érvényes beiskolázási szabály kitolta, illetve bizonyos korlátok között szabadon választhatóvá tette az iskolakezdési kort Magyarországon,¹ így két okból is megnőtt a hétévesen beiskolázottak száma. A 2006-ban negyedik évfolyamos korosztály 53 százaléka hétévesen ment iskolába: kétharmaduk klasszikus évvesztes, egyharmaduk pedig szülői döntés alapján, önkéntesen kezdte később a tanulmányait.

Az iskolát késve kezdők kiválasztódása nyilvánvalóan nem véletlenszerű, ezért a legkisebb négyzetek módszerével (OLS) becsült iskolakezdési életkor-hatás torzított. Tanulmányunkban, a nemzetközi szakirodalmat követve az instrumentális változók (IV) módszerét használjuk: a tényleges beiskolázási életkort a várható iskolakezdési életkorral instrumentáljuk, melyet a gyermek születési hónapja és a tankötelezettség kezdetéről szóló szabály határoz meg. Az IV módszer a *klasszikus évvesztésekre* mért hatást identifikálja, azaz azon gyerekekre gyakorolt hatást, akik a beiskolázási szabályt követve kezdték el hétévesen az iskolát (lásd Imbens–Angrist 1994). Az IV módszerrel becsült életkor-hatás csak akkor méri torzítatlanul, hogy a késleltetett iskolakezdés milyen hatást gyakorol a populáció egy véletlenül kiválasztott tagjára, ha az *önkéntes* késleltetés illetve a *klasszikus évvesztés* azonos hatással van az iskolai teljesítményre (lásd Angrist 2004, Angrist–Pischke 2009). Ezért ebben a tanulmányban nem vonunk le következtetéseket az önkéntesen késleltetett iskolakezdésről illetve a hétévesen beiskolázott gyerekek összességéről.

Alapvető feltevésünk szerint a késleltetett iskolakezdés - ami többnyire az óvodai iskolaelőkészítő év megismétlését jelenti az erősen szegregált iskolarendszerbe való belépés helyett - sok hátrányos helyzetű gyermeket segít abban, hogy felzárkózzon a kedvezőbb helyzetből induló társaihoz. Ezt a hipotézist az alacsony és magas státuszú anyák gyermekeire külön-külön elvégzett becslésekkel teszteljük, kihasználva az OKM különlegesen nagy méretét. Az eredmények összhangban állnak a várakozással: a legfeljebb általános iskolát végzett anyák gyermekeinek esetében az évvesztés pozitív hatása a teszteredmény szórásának 80 százalékára rúg a negyedikesek, és 25-40 százalékára a

¹ 1986 előtt, egyetlen dátumhoz, augusztus 30.-hoz volt kötve a javasolt iskolakezdési kor, melyet 1986-ban május 31.-re változtattak. A tanulmányban vizsgált korosztályok már 1986 után, az új, rugalmas beiskolázási szabályok szerint kezdték el az iskolát.

nyolcadikosok körében, a tesztelt kompetenciáktól függően. A diplomás anyák gyermekeinek körében a hatás a negyedikeseknél 30 százalékra, a nyolcadikosoknál 20 százalékra tehető. A teljesítménykülönbségekre gyakorolt hatás lényegesen erősebb az olvasás- és íráskészség, mint a matematika esetében, ahol a veleszületett képességek befolyása minden valószínűség szerint nagyobb. Eredményeink arra utalnak, hogy a késleltetett iskolakezdés segíti az alapvető készségek elsajátítását, de ez a hatás idővel elhalványul.

Az eredmények robusztusságát egy szűkebb mintán elvégzett becsléssel vizsgáljuk, melyben csak az évvesztés szempontjából kritikus nap (május 31.) előtt és után két hónappal születettek szerepelnek. Az eredmények továbbra is szignifikánsak, és erősebbek az iskolázatlan szülők gyermekeinél. Az elemzést elvégeztük a Nemzetközi Szövegértés-vizsgálat (PIRLS) 2001. évi, valamint a Matematika és Természettudomány Nemzetközi Összehasonlító Teljesítménymérése (TIMSS) 2003. évi magyar almintáin is. A hatásirányok és relatív hatáserősségek az OKM esetében tapasztalt mintázatot követik, de a kisméretű (az OKM 3-5 százalékánál nem nagyobb) mintákon becsült együtthatók sok esetben nem szignifikánsak.

MÉRÉSI NEHÉZSÉGEK ÉS EMPIRIKUS MODELL

A BEISKOLÁZÁSI ÉLETKOR HATÁSÁNAK MÉRÉSÉRŐL

Az iskolakezdési életkor és a tanulmányi eredmény kapcsolatának becslése nem egyszerű feladat azokban az országokban, ahol rugalmas az iskolakezdésre vonatkozó szabályozás. Magyarországon a törvény, bár naptári hónaphoz köti a tankötelezettség kezdetét, a szülőkre bízta – bizonyos korlátok között – az iskolakezdés időpontjának meghatározását. A főszabály szerint a gyermek, ha iskolaérett, abban a naptári évben kezdi meg a tankötelezettség teljesítését, amelyben a hatodik életévét május 31. napjáig betölti (1993. évi LXXIX törvény). A szülő kérelmére a gyermek elkezdheti az iskolát akkor is, ha a hatodik életévét december 31-ig betölti. A szabály lehetőséget ad arra, hogy a gyermek egy év késéssel kezdje meg a tanulmányait, de legkésőbb nyolc éves korig meg kell kezdeni az iskolát.²

² A rugalmasabb iskolakezdés arra biztosított lehetőséget, hogy a nyári gyerekek közül a kicsit éretlenebbek egy évvel tovább maradhassanak óvodában, a korábban évvesztéseknek nevezett (szeptember – decemberi) gyerekeknek viszont, ha kellően felkészültek, ne kelljen még egy évet az óvodában tölteniük. A várakozások szerint hasonló arányban kellett volna döntéseknek születniük az iskolába lépés elhalasztása illetve előrehozása mellett. Az adatok szerint ez az elvárás nem teljesült, lényegesen több a késleltetett, mint az előrehozott iskolakezdés (lásd *F1. táblázat*).

A tanulók túlnyomó többsége szabály szerint kezdi el az iskolát, az előrehozott beiskolázás nem gyakori, ugyanakkor körülbelül 15 – 20 százalék él a késleltetett iskolakezdés lehetőségével (lásd *F1. táblázat*). Mivel a gyengébb képességű gyerekek körében várhatóan gyakoribb a késleltetett kezdés, az iskolakezdési életkor és az iskolai teljesítmény között negatív korreláció mutatható ki, ami azonban nem csak az érdeklődésünk tárgyát képező oksági kapcsolatot, hanem a képességek különbségét is tükrözi. E probléma kezelésére számos empirikus tanulmány az *instrumentális változók (IV) módszerét* használja (Bedard–Dhuey 2006, Black et al. 2008, Cascio–Schanzenbach 2007, Datar 2006, Elder–Lubotsky 2009, Fertig–Kluve 2005, Fredriksson–Öckert 2005, Leuven et al. 2004, McEwan–Shapiro 2008, Puhani–Weber 2007, Strøm 2004). Instrumentumként a „várható beiskolázási életkort“ használják, melyet a gyermek születési hónapja és a tankötelezettség kezdetéről szóló szabály alapján képeznek, azon feltételezéssel, hogy a várható beiskolázási életkor a tényleges beiskolázás életkorral korrelált, viszont a hibataggal (többek között a meg nem figyelhető képességekkel) nem.

Az IV módszerrel becsült együtttható az úgynevezett helyi kezelési hatást (*local average treatment effect*, LATE) identifikálja, az átlagos oksági hatást azon alcsoporton belül, akiknek a magatartása az instrumentum hatását tükrözi: ez az úgynevezett szabálykövető (*complier*) alcsoport (Imbens és Angrist 1994).³ Esetünkben a LATE azokra a tanulókra vonatkozik, akik azért kezdték az iskolát hétévesen, mert a születésnapjuk a beiskolázási küszöb után esett, a beiskolázási életkor hatását tehát a szabálykövető csoportokat jellemző eltérésekből identifikáljuk.

A beiskolázási életkor hatása több csatornán keresztül érvényesül. Az irodalomban (Black et al. 2008, Cascio–Schanzenbach 2007, Datar 2006, Fredriksson–Öckert 2006, Leuven et al. 2010, McEwan–Shapiro 2007) három összetevőt különböztetnek meg: a mérés kori életkorkülönbségből fakadó hatást (*age-at-test effect*), valamint az abszolút és relatív életkori hatásokat. Ami az elsőt illeti, a hétévesen beiskolázott gyerekek a teszt időpontjában *többet tudnak*, egyszerűen azért, mert idősebbek és/vagy, mert tovább jártak óvodába. Amennyiben ez a hatás dominál, akkor a beiskolázási életkor hatása az iskolai pályafutás folyamán gyengül vagy teljesen elenyészik, mivel a korai életkorban felhalmozott

³ Imbens–Angrist (1994) az instrumentális változós modellben a populációt három alcsoportra osztja fel: szabálykövetőkre (*compliers*), lehetőség-megragadókra (*always-takers*) és lehetőség-elutasítókra (*never-takers*). A kezelt csoport azokat a gyermeket tartalmazza, akik az iskolát hétéves korukban kezdték el. Ez az utóbbi csoport két alcsoportra bontható: a szabálykövetőkre, akik a születési hónapjukból adódóan kezdték hétévesen az iskolát, és a lehetőség-megragadókra, akik határnap előtt születtek, és önkéntesen kezdték el hétévesen az iskolát. A nem kezelt csoport szintén két alcsoportból tevődik össze: ez esetben a szabálykövetők azok, akik a születésnapjuknak megfelelően kezdték le hétévesen az iskolát, míg a lehetőség-elutasítók alcsoportja azokat a tanulókat tartalmazza, akik önkéntesen (a határnap utáni születésük ellenére) kezdték el hétévesen az iskolát. Az IV-LATE csupán a szabálykövető alcsoportokra becsült hatást identifikálja. A másik két alcsoportról – akiknek a magatartását nem az instrumentum befolyásolta – nem vonhatók le következtetések a szelekcióra vonatkozó megsejtítő feltevések nélkül (Angrist 2004, Angrist–Pischke 2009).

tudás a későbbi tudásmennyiségeknek egyre kisebb részét teszi ki. Más a helyzet, ha az abszolút életkori hatás dominál, ami a késletett beiskolázással együtt járó fokozott *tanulóképességen* nyugszik. Ha az idősebben beiskolázott gyermek az iskola minden évfolyamán gyorsabban tanul, akkor azt várjuk, hogy az iskolai pályafutás folyamán a beiskolázási életkor hatása konstans vagy növekvő. Hasonlóan maradandó hatást várunk, ha a relatív életkori hatás dominál. A hétévesen beiskolázott gyermek idősebb, mint a hatévesen beiskolázott osztálytársa, és ez a relatív korkülönbség előnyére válhat: például nagyobb az önbizalma, ami javíthatja az iskolai teljesítményét, (Cascio–Schanzenbach 2007), vagy hasznot húz abból, hogy a tananyagot az *átlagos* életkorú gyermekekre szabták (lásd Datar 2006). Összegezve, az iskolai pályafutás folyamán mért múltó hatás a mérés kori életkorkülönbségek dominanciáját bizonyítja, míg a maradandó hatás az abszolút vagy relatív életkori hatás meghatározó szerepére enged következtetni.

BECSLÉSI ELJÁRÁS

A beiskolázási életkor hatását (K_i^T) az iskolai eredményekre (Y_i) - a személyes, családi illetve iskolaszintű változókat (X_i) rögzítve - legegyszerűbben a legkisebb négyzetek módszerével (OLS) becsülhetjük (1. egyenlet). Az OLS-becslés azonban torzított, ha a késletett gyerekek átlagosan rosszabb (vagy jobb) képességekkel rendelkeznek, azaz, a tényleges beiskolázási életkor korrelál a hibataggal (ε_i), ami többek között a meg nem figyelhető képességek hatását is tükrözi.

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 K_i^T + X_i' \beta_3 + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

Ezért az (1) regressziós egyenletet többnyire az instrumentális változók módszerével (IV) becslik az empirikus szakirodalomban, instrumentumként a *várható* beiskolázási életkort (K_i^V) használva, azzal a feltevéssel, hogy a tényleges és a várható beiskolázási életkor korrelált $Cov(K_i^T, K_i^V) \neq 0$, a hibatag és várható beiskolázási életkor azonban független egymástól: $Cov(\varepsilon_i, K_i^V) = 0$.

Az IV modell első lépcsőjében K_i^V hatását becsüljük K_i^T -re OLS módszerrel:

$$K_i^T = \alpha_1 + \alpha_2 K_i^V + X_i' \alpha_3 + \varepsilon_{Si}, \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

ahol ε_{si} a gyermek azon nem megfigyelhető jellemzőire utal, melyek hatást gyakorolnak a tényleges beiskolázási életkorra, mint például a gyermek fizikai érettsége. A második lépcsőben az alábbi regressziós egyenletet becsüljük OLS módszerrel:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 \hat{K}_i^T + X_i' \beta_3 + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (3)$$

ahol \hat{K}_i^T -t a (2) egyenletből kaptuk és ε_i a gyermek azon nem megfigyelhető jellemzőit tartalmazza, melyek hatást gyakorolnak az iskolai teljesítményére, mint például a szellemi képességei.

A MAGYAR KÖRNYEZET

AZ ISKOLAKEZDÉSRE VONATKOZÓ SZABÁLYOK

A tankötelezettség kezdetéről szóló törvény szerint, a gyermek abban a naptári évben, amelyben a hatodik életévét május 31. napjáig betölti, szeptember elsejével megkezdí a tankötelezettség teljesítését. Azok a gyermekek, akik május 31. után töltik be hatodik életévüket, egy évvel később kezdik el iskolai tanulmányaikat. A várható beiskolázási életkor (K_i^V) így írható fel:

$$K_i^V = \begin{cases} \frac{72+9-h_i}{12}, & \text{ha } 1 \leq h_i \leq k \\ \frac{84+9-h_i}{12}, & \text{ha } k < h_i \leq 12 \end{cases} \quad i = 1, \dots, n \quad (4)$$

ahol h_i a gyermek születési hónapját és k a beiskolázási határnapot jelöli, ami esetünkben május 31., azaz $k = 5$. Azok a gyermekek, akik január és május között születtek, hatévesen (72 hónaposan) kezdik el az iskolát, míg a júniustól decemberig született gyermekek hétévesen (84 hónaposan) kezdenek: K_i^V meglehetősen széles sávban, 6,33 és 7,25 között mozog.

Az *F1. táblázat* a tényleges beiskolázási gyakorlatot mutatja be a tanulmányban használt három adatbázis alapján. Láthatjuk, hogy míg az önkéntes előrehozott beiskolázás nem gyakori Magyarországon, az önkéntes elhalasztott beiskolázás igen. Továbbá, az adatok szerint a hátrányos helyzetű gyermekeknél valamivel gyakoribb az önkéntesen késleltetett beiskolázás, mint a diplomás anyák gyermekei körében. Az *F1.* illetve *F2. ábrák* a várható

illetve tényleges beiskolázási életkort ábrázolják az iskolázatlan illetve diplomás anyák gyerekei körében az OKM nyolcadik évfolyamra vonatkozó adatai alapján. A tényleges beiskolázási gyakorlat Magyarországon a nyugat-európaihoz nagyon hasonló tendenciát mutat mindkét tanulói csoportban (lásd a német adatokat Puhani–Weber 2007 cikkében). Az ábrákon jól látható, hogy míg a naptári év második felében születettek túlnyomó többsége szabály szerint kezdik el az iskolát, az év első felében születetteknél, főleg a tavaszi gyereknél, gyakori az iskolába lépés elhalasztása.

Az iskolát hatéves korban kezdők túlnyomó többsége tehát szabálykövető, és a hétéves korban kezdők között is nagyjából kétharmados többségben vannak a klasszikus évvesztések, akik a születési hónapjuk alapján – egy véletlenszerűnek tekinthető esemény miatt – lépnek be később az iskolai oktatásba.

A BEISKOLÁZÁSI ÉLETKOR JELENTŐSÉGE EGY SZEGREGÁLT ISKOLA-RENDSZERBEN

Ahhoz, hogy a késleltetett kezdés csökkenthesse a családi háttér eltéréseiből fakadó teljesítménykülönbségeket, erősebb hatást kell gyakorolnia az alacsony státuszú (szegényebb, iskolázatlanabb) családokból érkező gyermekekre. Mivel az óvodáztatás 5 éves kortól kötelező és majdnem teljeskörű (a „majdnemről” lásd Havas 2009 írását), a kulcskérdés az, hogyan fejlődnek az alacsony státuszú gyermekek szerencsésebb társaikhoz képest az óvodában, illetve az iskolában.

Afelől nem lehet kétségünk, hogy az iskolába lépve a hátrányos helyzetű magyar gyerekek a fejlődésüket igen kevésbé segítő környezetbe kerülnek. Mint ismeretes, a PISA mérések szerint a 27 vizsgált OECD országok közül Magyarországon a legerősebb a kapcsolat a családi háttér és az iskolai teljesítmény között (Jenkins et al. 2008). Ugyanez a felvétel rámutatott, hogy sehol sem nagyobb az iskolák közötti szórás szerepe a teljes teljesítményszórás meghatározásában, mint Magyarországon, amihez Csapó és szerzőtársai (2009) TIMMS és PIRLS adatokon alapuló tanulmányára támaszkodva hozzátehetjük: az, ami első lépésben iskolán *belüli* szórásnak tűnik, valójában igen nagy részben osztályok és iskolaépületek *közötti* szórást jelent. Különösen erős a romákat sújtó szegregáció, akik a nyolc osztályt vagy azt sem végzett felnőtt népesség hozzávetőlegesen egynegyedét alkothatják, gyermekeik pedig a hasonló háttérű iskolások valamivel több, mint egyharmadát⁴. (Erről lásd különösen Kertesi–Kézdi 2009a tanulmányát).

Havas és Liskó (2005) becslése szerint 1980 és 2003 között, miközben a roma általános iskolások aránya a duplájára nőtt, a tiszta cigány osztályok száma a nyolcszorosára

⁴ A Kemény és szerzőtársai (2004) által közölt adatokat a Munkaerő-felméréssel összevetve 2003-ban a romák arányát az iskolázatlan férfinépességben 21 százalékosra becsülhettük (Köllő 2009). Az

emelkedett. A roma gyerekek aránya a normál osztályokban 30 százalék, a tagozatos osztályokban 15 százalék, a kiegészítő osztályokban 70 százalék. A szegregáció a nagyvárosokban a legerősebb (Kertesi–Kézdi 2005), de a kisebb falvakból is megkezdődött a középosztály menekülése: a diplomás szülők gyermekeinek 40 százaléka, míg a 0-8 osztályt végzett szülők gyermekeinek 20 százaléka jár más település iskolájába (Kertesi–Kézdi 2009a). Ezek a tények nem meglepőek az adott intézményi környezetben, ami nem korlátozza a szülőket, és alig korlátozza az iskolák jelentkezési illetve felvételi szabadságát; ahol igen korai a specializáció, a gyengén és jól teljesítők szétválasztása; az iskolák felügyeletét pedig közel háromezer önkormányzat végzi, melyeken a kormányzat – ha van ilyen szándéka – sem tudja számon kérni a szegregációt mérséklő lépéseket.⁵

Sajnálatos módon nem állnak rendelkezésre olyan adatok, melyekből megítélhető lenne, hogy milyen mértékű az óvodai szegregáció az iskolaihoz képest, illetve, hogy az óvodai nevelés programja hatásosabban kezeli-e a fejlődési fáziskülönbségeket, mint az iskola. A közmegegyezés szerint a szegregáció kisebb fokú, és nem is lehet olyan erős a két-három évjáratra méretezett óvodai hálózatban, mint a tizenkét évfolyamot oktató, négy, hat, nyolc és tizenkét évfolyamos állami, egyházi és magániskolákra, elitképzőkre, „mezei” középiskolákra és zsákutcás szakképzésre tagozódó közoktatásban. Abban is egyetértés uralkodik, hogy a játékos, a készségfejlesztésre épülő óvodai nevelési program nem vezet olyan szakadékszerű – a társadalmi háttérrel tükröző – egyenlőtlenségekhez, mint a fejlődési fáziskülönbségekre elkülönítéssel válaszoló iskolai oktatás (Nagy 2009).

Ha így van, akkor várakozásunk szerint a késleltetett iskolakezdésnek (többnyire: meghosszabbított óvodáztatásnak) sokkal erősebb hatást kell gyakorolnia a hátrányos helyzetből induló gyerekekre, mint a társadalmi „elit” sarjaira. Ezért a becslések során különbséget fogunk tenni az „alacsony” és „magas” státuszú gyermekek között, az anya iskolázottsága alapján.

arány azóta valószínűleg növekedett. A Kertesi–Kézdi (2010) tanulmányban elemzett mintában az iskolázatlan szülők gyermekei között a romák aránya 37 százalékos volt (lásd a 11. oldal táblázatát).

⁵ Nem bocsátkozunk annak az újabban divatos kérdésnek a boncolgatásába, hogy egy szegregált iskolarendszer hátráltatja vagy segíti-e a hátrányos helyzetű gyermekek fejlődését. Kertesi–Kézdi (2005) a nemzetközi szakirodalmat is áttekintő cikke alapján elfogadjuk azt a nem meglepő következtetést, hogy a spontán szegregáció nem segíti a legrosszabb körülmények közül induló gyermekek fejlődését.

AZ ADATOKRÓL

A vizsgálathoz három adatbázist használunk: OKM, PIRLS és TIMSS.⁶ Az elemzési minták mindhárom adatbázis esetében csak a hat- és hétéves iskolakezdőket tartalmazza (ehhez az adatok kevesebb, mint két százalékát kellett kihagynunk).⁷ Továbbá, csak azokat a tanulókat vizsgáljuk, akiknél sem a teszteredmény, sem a születési dátum nem hiányzik. A hátrányos helyzetű gyerekek csoportját az anya iskolázottsága alapján képezzük. A „hátrányos helyzetű gyermekek” csoportjába az iskolázatlan anyák gyermekei tartoznak, akik legfeljebb nyolc osztályt végeztek, őket a diplomás anyák gyermekeivel hasonlítjuk össze.

ORSZÁGOS KOMPETENCIAFELVÉTEL (OKM), 2006

A tanulmányunk fő eredményei a 2006. évi OKM negyedikes illetve nyolcadikos tanulókra vonatkozó adatain alapulnak. Az adatfelvétel illetve a negyedikes és nyolcadikos tanulók teljesítményének értékelése 2006-ban teljeskörű volt, így a használati minták rendkívül nagyok, nyolcvanezernél több tanulóra terjednek ki. Az OKM a nyolcadikos tanulók olvasási-szövegértési és matematikai eszköztudását, illetve a negyedik évfolyamos tanulók alapkészségeit méri; mennyire képesek az elsajátított tudásukat életszerű közegben, mindennapi helyzetekben alkalmazni, milyen mértékben rendelkeznek a továbbfejlődésükhöz szükséges kompetenciákkal. A kompetencia felmérésre a tanév végén, májusban, kerül sor, így mindkét évfolyamon a tanulók „kimeneti” tudását mérik.

A két évfolyamon különböző jellegű teszteredmények állnak rendelkezésünkre. Kertesi–Kézdi (2009b) tanulmányát követve negyedikesben *egy* összetett kompetencia teszteredményt használunk, mely az írás, olvasás, számolás, rendszerező illetve kombinatív gondolkodás teszteredmények összege (minden rész-tesztpontszám terjedelme 0 – 100 pont). Nyolcadikesben *három* kompetencia teszteredményt használunk. A nyolcadikos matematikai és olvasási-szövegértési teszteredményeket külön-külön használjuk, ezek standardizált formában állnak rendelkezésre, mindkét esetben 500 pontos átlaggal és 100 pontos szórással. Harmadik teszteredményként egy összetett kompetencia teszteredményt képzünk, mely a nyolcadikos matematikai és olvasási-szövegértési teszteredmények átlaga. Az utóbbi összetett kompetencia teszteredmény valamelyest megkönnyíti az évfolyamok közötti összehasonlítást.

⁶ Az OKM, PIRLS illetve TIMSS adatokról bővebben lásd Hermann–Molnár (2010) és Kertesi–Kézdi (2009b), Gonzalez–Kennedy (szerk.) (2003), illetve Martin (2005).

⁷ A regressziós elemzést elvégeztük a tanulók teljes mintáján is, mely az öt- illetve nyolcéves tanulókat is tartalmazta. A becslési eredmények nem különböznek a hat- és hétéves tanulók mintáján lefutott eredményektől.

Az OKM egyik nagy előnye, hogy a gyermekek pontos születési dátumát és az évismétlési adatokat is rögzíti, így pontosan kiszámítható a gyermekek tényleges iskolakezdési életkora. Továbbá, az OKM számos, a tanulókra, a családi körülményeikre, valamint az iskolákra és azok telephelyeire vonatkozó változót tartalmaz. Ezen változók lépcsőzetes bevonásával három modellt becsülünk. Az első csupán a beiskolázási életkor hatását méri, kontrolllok nélkül.

Második modellünkbe bevonjuk a nemzetközi irodalomban szokásosan használt tanulói, családi illetve iskolai jellemzőket: a gyermek nemét, az óvodában töltött évei számát, a család összetételét, az apa iskolai végzettségét, a család anyagi és szociális helyzetét megragadó proxy változókat és az osztály illetve iskola jellemzőit.

Harmadik modellünket (a másodikhoz képest) hét változóval bővítjük, melyek az *Early Adolescent Home Observation for Measurement of the Environment (EA HOME) Inventory* bizonyos tételeit⁸ ragadják meg (lásd Elardo et al. 1975, Bradley et al. 2000, Kertesi–Kézdi 2009b). Az *EA HOME* a kamaszkorúak (10 – 15 évesek) otthoni környezetének azon komponenseinek felmérésére szolgál, melyek hozzájárulnak a gyermek pszichikai és testi fejlődéséhez. A fejlődést segítő otthoni környezet, cselekvések, események megragadásához a közös családi programokra, a különórai részvételre, a gyermek könyvolvasási szokásaira illetve a saját íróasztal birtoklására vonatkozó változókat használjuk fel. A különböző modellekről az 1. táblázat nyújt részletes leírást.

Az *F1. táblázat* az OKM-re vonatkozó leíró statisztikákat mutat be. Jól látható, hogy az iskolázatlan anyák gyermekei alacsonyabb tesztpontszámot érnek el, mint a diplomás anyák gyermekei. Míg a diplomás anyák gyermekeinek 90 százaléka járt óvodába két évnél hosszabb ideig, az iskolázatlan anyák gyermekeinél ez az arány jóval alacsonyabb: 76 százalék. A többi változónak az anya iskolázottsága szerinti megoszlása a vártnak megfelelő képet nyújt. A hátrányos helyzetű gyermekek ritkábban olvasnak saját szórakozásukra könyveket és ritkábban vesznek részt kulturális programokon családjikkal.

⁸ Az OKM-ben szereplő változók listája nem nyújt lehetőséget az EA HOME azon tételei megragadásához, melyeket a kérdezőbiztos megfigyelése alapján jönnek létre, mint például „a lakás sötét/sivár”.

NEMZETKÖZI SZÖVEGÉRTÉS-VIZSGÁLAT (PIRLS), 2001

A tanulmányban a 2001. évi PIRLS Magyarországra vonatkozó adatait használjuk. A PIRLS eredményeket alapvetően nemzetközi összehasonlításra használjuk (azok összevethetők például Puhani–Weber 2007-es német eredményeivel) A PIRLS a negyedik évfolyamos tanulók olvasási-szövegértési képességét méri, illetve az otthoni és az iskolai olvasás-tanulási szokások vizsgálatát tűzte ki célul. Ezeken kívül a PIRLS a tanulók családi és iskolai háttéréről is nyújt információt. Az olvasási-szövegértési teszteredmények standardizált formában állnak rendelkezésre, 500 pontos nemzetközi átlaggal és 100 pontos nemzetközi szórással. A PIRLS adatokon becsült modellben az OKM 2. modelléhez hasonló magyarázó változók szerepelnek: a gyermek beiskolázási életkora mellett a gyermek nemét, az apa iskolázottságát, az otthoni olvasási szokásokat, a család méretét, a család anyagi helyzetét illetve a könyvek számát megragadó mutatók (lásd bővebben az *1. táblázatot*). Az *F2. táblázat* (1) és (2) oszlopai a PIRLS adatok leíró statisztikáit mutatják be, melyek az OKM-hez hasonló képet nyújtanak.

A MATEMATIKA ÉS A TERMÉSZETTUDOMÁNY NEMZETKÖZI ÖSSZEHAONLÍTÓ TELJESÍTMÉNYMÉRÉSE (TIMSS), 2003

A harmadik adatbázisunk a 2003. évi TIMSS nyolcadik évfolyamos matematikai tudást felmérő része.⁹ A TIMSS adatokat is nemzetközi összehasonlítás céljára használjuk (viszonyítási alapként Bedard–Dhuey 2007-es, több OECD országra vonatkozó eredményei szolgálnak). A TIMSS matematikai teszteredmény standardizált formában áll rendelkezésre, 500 pontos nemzetközi átlaggal és 100 pontos nemzetközi szórással. Bár a TIMSS adatbázisban rendelkezésre álló háttérváltozó-készlet az OKM-hez viszonyítva szegényes, a TIMSS adatokon becsült modellt az OKM 2. modelléhez hasonlóan magyarázó változókkal próbáltuk kialakítani, melyek az *1. táblázatban* láthatók. Az *F2. táblázat* (3) és (4) oszlopai a TIMSS adatokról adnak leírást, az anya iskolai végzettsége szerinti bontásban.

⁹ A negyedik osztályosokra vonatkozó TIMSS nem nyújt információit a szülők iskolai végzettségéről, így tanulmányunkban a negyedik évfolyamos tanulókat nem vizsgáljuk.

Modellek és adatbázisok

Modell	Adatbázis	Magyarázó változók
1. modell	OKM, 2006	Beiskolázási életkor
2. modell	OKM, 2006	Beiskolázási életkor; nem; óvodában töltött évek száma; mindkét szülővel lakik; testvérek száma; apa iskolai végzettsége; van számítógép a családban; üdülések száma az elmúlt évben; könyvek száma; a gyerekeknek van saját könyve; osztálylétszám; osztálylétszám négyzete; megye
3. modell	OKM, 2006	A 2. Modell magyarázó változói, továbbá: a családdal együtt zenél, énekel; a családdal együtt jár moziba, színházba, koncertre; a családdal együtt jár kiállításra, múzeumba; a család minden nap vagy majdnem minden nap megbeszéli az iskolában történeteket; különóra jár; a gyermek könyvolvasási szokásai; a gyermeknek van saját íróasztala
4. modell	PIRLS, 2001	Beiskolázási életkor; nem; a kiskori otthoni olvasási szokások indexe; hányan laknak otthon; apa iskolai végzettsége; van számítógép a családban; van autó a családban; könyvek száma; gyermeknek van saját könyve
5. modell	TIMSS, 2003	Beiskolázási életkor; nem; hányan laknak otthon; apa iskolai végzettsége; van számítógép a családban; van video lejátszó a családban; könyvek száma

BECSLÉSI EREDMÉNYEK

Először az OKM negyedikes és nyolcadikos tanulóinak teljes mintáin becsült OLS illetve IV eredményeket hasonlítjuk össze. Majd évfolyamonként az IV eredményeket tárgyaljuk az OKM teljes mintáján és külön-külön az iskolázatlan valamint diplomás anyák gyerekeinek almintáin. Ezt követően a PIRLS és TIMSS adatbázisokon futatott iskolázatlan illetve diplomás anyák gyerekeire vonatkozó eredményeket mutatjuk be. A becslési eredményeket elemzését a robusztussági vizsgálat eredményeivel zárjuk. Míg a Függelék becslési eredményekre vonatkozó táblázatai (*F4. – F6. táblázat*) a becsült együtthatókat prezentálják, a szövegben található táblázatok a hatásokat (*2. – 6. táblázat*) a teljes minta teszteredmény- szórásában kifejezve mutatják.

OLS VERSUS IV BECSLÉSEK

Alapmodellünkben (1. modell) a beiskolázási életkor hatását becsüljük a negyedikes teljesítményre további kontrollváltozók bevonása nélkül. Ebben a modellben az OLS módszerrel becsült együttható (lásd *F4. táblázat*, A. panel, (1) oszlop) *negatív* korrelációra utal a beiskolázási életkor és a kompetencia teszteredmény között a negyedikesek tanulók körében: a hétévesen beiskolázott gyermekek körülbelül 15 ponttal érnek el *kevesebbet* az összetett kompetenciateszten, mint a hatévesen beiskolázott társaik. A kontrollváltozók bevonásával (lásd *F4. táblázat*, B. és C. panel, (1) oszlop) az OLS módszerrel becsült együttható abszolút értékben csökken.

Az OLS eredménnyel ellentétben az IV módszerrel becsült együttható a későbbi beiskolázás és a teszteredmény között *pozitív* kapcsolatot mutat a negyedikes tanulók körében (lásd *F4. táblázat*, C. panel, (1) oszlop). Az évvesztes gyermekek körülbelül 29 ponttal érnek el *többet* az összetett kompetenciateszten, mint hatévesen beiskolázott társaik. Eredményünk az OLS módszerrel becsült együttható lefelé torzítására utal, Bedard–Dhuey (2006) és Puhani–Weber (2007) eredményeihez hasonlóan. A kontrollváltozók bevonásával az IV eredmény nem változik, mely az IV érvényessége mellett szóló megfigyelés. Továbbá, az *F4. táblázat* (2) oszlopából láthatjuk, hogy az *F-érték* meghaladja a 10-es küszöböt, így nem merülnek fel a gyenge instrumentumból adódó problémák (Staiger–Stock 1997, Stock et al. 2002).

A nyolcadikos tanulók teljes mintáján becsült részletes eredmények az *F5. táblázatban* láthatók. A nyolcadikos tanulóokra vonatkozó eredmények is az OLS módszerrel becsült együttható lefelé torzítását illetve az IV érvényességét bizonyítják.¹⁰

¹⁰ Az OLS eredmény nemcsak a teljes mintákban, hanem az anya iskolázottsági szintje szerint bontott negyedikes illetve nyolcadikos mintákban is lefelé torzított.

Az időbeli összehasonlításnál két fontos pontot kell figyelembe vennünk, melyek óvatosságra intenek a következtések levonásában. Elsősorban, nem áll rendelkezésünkre követéses vizsgálat (csupán két keresztmetszet), másodsorban, függő változóink a két évfolyamon nem azonosak; az időbeli összehasonlítás szempontjából az összetett kompetencia teszteredményeken mért hatás a legalkalmasabb. Ezen korlátok miatt csak óvatos következtetések vonhatók le a mért kompetencia-hatások időbeli alakulásáról. Az *F4.* és *F5. táblázat* IV eredményei arra utalnak, hogy az évvesztés gyerekek kompetencia tesztben mért előnye az iskolai pályafutás alatt *csökken*. Az időbeli összehasonlításnál szem előtt kell tartanunk, hogy a nyolcadikos teszteredmények szórása nagyobb, mint a negyedikes teszteredményé, így a szórásban kifejezett beiskolázási életkor-hatás nagyobb csökkenésre utal, mint ha csak a becsült paramétereket hasonlítanánk össze (lásd *F4.* és *F5. táblázat*, valamint *2. és 3. táblázat*). Az utóbbi pontot az almintákra vonatkozó időbeli összehasonlításánál is szem előtt kell tartani.

IV BECSLÉSEK A NEGYEDIK ÉVFOLYAMOS TANULÓKRA AZ OKM ALAPJÁN

A *2. táblázatban* a negyedik osztályosokra vonatkozó IV eredmények találhatók, a teljes minta teszteredmény- szórásában kifejezve. A hátrányos helyzetű gyermekénél erős, pozitív és szignifikáns hatást találunk, ami nagyságrendileg nem változik a kontrollváltozók bevonásával. A diplomás anyák gyermekeinél az évvesztés hatása szintén robusztus, pozitív és statisztikailag szignifikáns, de jóval *kisebb*, mint az iskolázatlan anyák gyermekeire vonatkozó illetve a teljes mintán becsült előny.

2. táblázat

Becslési eredmények, 4. évfolyam, OKM

	$\hat{\beta}_2^{IV}$
A. Teljes minta	
4. évfolyam, OKM, 1. modell, N = 83425	44,16
4. évfolyam, OKM, 2. modell, N = 83425	41,28
4. évfolyam, OKM, 3. modell, N = 83425	40,03
B. Iskolázatlan anyák gyermekeinek almintája	
4. évfolyam, OKM, 1. modell, N = 14973	96,03
4. évfolyam, OKM, 2. modell, N = 14973	81,93
4. évfolyam, OKM, 3. modell, N = 14973	80,19
C. Diplomás anyák gyermekeinek almintája	
4. évfolyam, OKM, 1. modell, N = 16035	26,25
4. évfolyam, OKM, 2. modell, N = 16035	27,63
4. évfolyam, OKM, 3. modell, N = 16035	27,15

Megjegyzések: $\hat{\beta}_2^{IV}$ a (3) egyenlet becsült együtthatóját jelöli. Az eredmények a teljes minta teszteredmény- szórásában vannak feltüntetve. Vastagon jelölt értékek statisztikailag szignifikánsak. A függő változó minden modellben az összetett kompetencia teszteredmény. A különböző modellek leírása az *1. táblázatban* található.

IV BECSLÉSEK A NYOLCADIK ÉVFOLYAMOS TANULÓKRA, AZ OKM ALAPJÁN

A 3. táblázatban a nyolcadikos IV eredményeket látjuk, a teljes minta teszteredmény-szórásában kifejezve. Jól látató, hogy a matematikai teszteredményre *kisebb* a későbbi beiskoláztatás hatása, mint az olvasási-szövegértési teszteredményre. Ez a megfigyelés különösen vonatkozik az iskolázatlan anyák gyermekeire.

A hátrányos helyzetű gyermekeknél, bár a negyedikben mértnél kisebb, de még mindig szignifikáns és pozitív az évvesztesek előnye: a matematikai teszteredmény szórásának 24 százalékára, az olvasási-szövegértési teszteredmény szórásának 42 százalékára, az összetett kompetencia teszteredmény szórásának 35 százalékára rúg (3. modell eredményei). A diplomás anyák gyermekeinek körében az évvesztes gyermekek előnye lényegesen kisebb, amint azt már a negyedik osztályban is megfigyelhettük. A matematika-teszt esetében a diplomásoknál és az iskolázatlanoknál mért hatások statisztikailag azonosnak tekinthetők, az olvasás-szövegértés esetében azonban az utóbbi csoportban mért hatás erősebb. Az összetett kompetencia teszteredmények arra engednek következtetni, hogy az évvesztes gyerekek kompetencia tesztben mért előnye az iskolai pályafutás alatt *csökken* mindkét alcsoportnál, ez a következtetés azonban fenntartással kezelendő a negyedikben illetve nyolcadikban alkalmazott tesztek eltérései miatt.

Becslési eredmények, 8. évfolyam, OKM

	$\hat{\beta}_2^{IV}$
A. Teljes minta	
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 1. modell, N = 81236	27,35
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 2. modell, N = 81236	26,18
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 3. modell, N = 81236	26,31
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 1. modell, N = 81236	27,93
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 2. modell, N = 81236	27,00
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 3. modell, N = 81236	27,29
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 1. modell, N = 81236	22,61
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 2. modell, N = 81236	21,38
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 3. modell, N = 81236	21,35
B. Iskolázatlan anyák gyermekeinek almintája	
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 1. modell, N = 12332	38,59
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 2. modell, N = 12332	37,75
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 3. modell, N = 12332	35,24
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 1. modell, N = 12332	43,75
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 2. modell, N = 12332	43,70
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 3. modell, N = 12332	41,67
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 1. modell, N = 12332	27,63
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 2. modell, N = 12332	26,13
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 3. modell, N = 12332	23,52
C. Diplomás anyák gyermekeinek almintája	
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 1. modell, N = 17409	21,38
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 2. modell, N = 17409	19,79
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 3. modell, N = 17409	21,94
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 1. modell, N = 17409	20,13
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 2. modell, N = 17409	18,89
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 3. modell, N = 17409	21,35
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 1. modell, N = 17409	19,37
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 2. modell, N = 17409	17,67
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 3. modell, N = 17409	19,18

Megjegyzések: $\hat{\beta}_2^{IV}$ a (3) egyenlet becsült együtthatóját jelöli. Az eredmények a teljes minta teszteredmény- szórásában vannak feltüntetve. Vastagon jelölt értékek statisztikailag szignifikánsak. A különböző modellek leírása az 1. táblázatban található.

IV BECSLÉSEK PIRLS ÉS TIMSS ADATOKKAL

A 4. táblázatban a PIRLS és TIMSS adatok eredményeit mutatjuk be, a teljes minta teszteredmény- szórásában kifejezve. Bár az eredmények statisztikailag nem szignifikánsak az alacsony esetszámok miatt, az együttthatók előjelei és relatív nagysága megfelelnek az OKM eredmények alapján kialakult képnek. Érdekes a Magyarországra vonatkozó PIRLS illetve TIMSS eredményeket az azonos adatbázisokon alapuló nemzetközi eredményekkel összehasonlítani. A német tanulókra vonatkozó PIRLS eredmények (lásd Puhani–Weber 2007) az iskolázatlan illetve magasan iskolázott anyák gyermekeinél *nem* találnak a magyarhoz hasonló nagyságrendi különbséget. A nyolcadikban általunk mért hatások hasonlóak az OECD országok TIMSS-en becsült eredményeihez (lásd Bedard–Dhuey 2006): a vizsgált OECD országok közül a legalacsonyabb életkori hatás a matematikai teszteredményre Olaszországban (a nemzetközi szórás 13 százaléka), míg a legmagasabb Új-Zélandon van (a nemzetközi szórás 35 százaléka).¹¹

4. táblázat

PIRLS és TIMSS becslési eredmények

	$\hat{\beta}_2^{IV}$
A. PIRLS, 4. évfolyam	
4. modell, Iskolázatlan anyák gyermekeinek almintája, N = 729	89,65
4. modell, Diplomás anyák gyermekeinek almintája, N = 926	23,74
B. TIMSS, 8. évfolyam	
5. modell, Iskolázatlan anyák gyermekeinek almintája, N = 430	18,56
5. modell, Diplomás anyák gyermekeinek almintája, N = 784	8,40

Megjegyzések: $\hat{\beta}_2^{IV}$ a (3) egyenlet becsült együttthatóját jelöli. Az eredmények a teljes minta teszteredmény- szórásában vannak feltüntetve. Vastagon jelölt értékek statisztikailag szignifikánsak. A függő változó a PIRLS adatbázisnál az olvasási-szövegértési teszteredmény. A függő változó a TIMSS adatbázisnál a matematikai teszteredmény. A különböző modellek leírása az 1. táblázatban található.

¹¹ A magyar PIRLS és TIMSS teszteredmények szórása alacsonyabb, mint a német PIRLS illetve a nemzetközi TIMSS teszteredmények szórása, így a magyar eredmények hasonlóbbak a német és OECD országok eredményeihez, ha a becsült együttthatókat *nem* teszteredmény szórásban kifejezve hasonlítjuk össze.

ROBUSZTUSSÁGI VIZSGÁLAT

A tanulmányban használt instrumentális változót az a gyakori kritika éri, hogy a gyermekek születési hónapja nem véletlenszerű, így önmagában hatást gyakorol az iskolai teljesítményre (lásd Bound et al. 1995, Bound–Jaeger 2000).¹² Az ilyenféle kritika kivédésére az újabb irodalom szűkített mintákon (*discontinuity samples*) becsüli a beiskolázási életkor hatását (az eljárásról lásd bővebben például Elder–Lubotsky 2009, Puhani–Weber 2007, Strøm 2004). Tanulmányunkban mi is ezt az eljárást követjük, és az IV regressziókat lefuttatjuk az iskolázatlan illetve diplomás anyák gyermekei almintáin úgy, hogy csak azok szerepeljenek az almintákban, akik két hónappal a beiskolázási küszöb előtt illetve után születtek. Az ilyen negyedikes és nyolcadikos mintákon futtatott regressziós eredmények az 5. és 6. táblázatokban láthatók. Mivel a mintáink a teljes minta csupán egyharmadát tartalmazzák, az együtthatókat kevésbé pontosan tudjuk becsülni. Ezzel együtt jól látszik, hogy az eredmények hasonlóak a teljes mintákon becsült eredményekhez, amiből a választott instrumentum érvényességére következtetünk. A teszt alapján itt sem kell gyanakodnunk a gyenge instrumentum okozta torzításokra (az *F-értékek* meghaladják a 10-es küszöböt; lásd *F6. táblázat*).

5. táblázat

Becslési eredmények, 4. évfolyam, OKM, szűkített minták: április – júliusban születettek

	$\hat{\beta}_2^{IV}$
A. Iskolázatlan anyák gyermekei	
4. évfolyam, OKM, 1. modell, N = 4879	52,04
4. évfolyam, OKM, 2. modell, N = 4879	47,06
4. évfolyam, OKM, 3. modell, N = 4879	47,70
B. A diplomás anyák gyermekei	
4. évfolyam, OKM, 1. modell, N = 5132	25,99
4. évfolyam, OKM, 2. modell, N = 5132	31,83
4. évfolyam, OKM, 3. modell, N = 5132	33,45

Megjegyzések: $\hat{\beta}_2^{IV}$ a (3) egyenlet becsült együtthatóját jelöli. Az eredmények a teljes minta teszteredmény- szórásában vannak feltüntetve. Vastagon jelölt értékek statisztikailag szignifikánsak. A függő változó minden modellben az összetett kompetencia teszteredmény. A különböző modellek leírása az 1. táblázatban található.

¹² A születési hónap véletlenszerűsége vitatott a szakirodalomban. Például Angrist–Kruger (1992) két különböző tanulmány álláspontját állítja szembe egymással: míg az egyik szerint léteznek úgynevezett *genetikus születési hónap hatások* (az iskolázatlanok inkább nyáron, az iskolázottak viszont az évben egyenletesen elosztva nemzenek gyermeket), a másik hivatkozott eredmény szerint a gyermek születési hónapja teljesen független a szülők anyagi illetve társadalmi háttérétől.

**Becslési eredmények, 8. évfolyam, OKM, szűkített minták:
április – júliusban születettek**

	$\hat{\beta}_2^{IV}$
A. Iskolázatlan anyák gyermekeinek almintája	
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 1. modell, N = 4126	38,79
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 2. modell, N = 4126	37,77
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 3. modell, N = 4126	35,69
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 1. modell, N = 4126	42,69
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 2. modell, N = 4126	40,94
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 3. modell, N = 4126	40,03
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 1. modell, N = 4126	29,05
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 2. modell, N = 4126	28,90
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 3. modell, N = 4126	25,98
B. Diplomás anyák gyermekei	
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 1. modell, N = 5936	13,53
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 2. modell, N = 5936	14,15
8. évfolyam, OKM, összetett kompetencia teszteredmény, 3. modell, N = 5936	17,78
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 1. modell, N = 5936	11,70
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 2. modell, N = 5936	12,90
8. évfolyam, OKM, olvasási-szövegértési teszteredmény, 3. modell, N = 5936	16,95
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 1. modell, N = 5936	13,28
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 2. modell, N = 5936	13,23
8. évfolyam, OKM, matematikai teszteredmény, 3. modell, N = 5936	15,89

Megjegyzések: $\hat{\beta}_2^{IV}$ a (3) egyenlet becsült együtthatóját jelöli. Az eredmények a teljes minta teszteredmény- szórásában vannak feltüntetve. Vastagon jelölt értékek statisztikailag szignifikánsak. A különböző modellek leírása az 1. táblázatban található.

ZÁRÓ MEGJEGYZÉSEK

Tanulmányunkat első kísérletnek tekintjük, amit második lépésben az átlagos kezelési hatás (average treatment effect, ATE) becslésének kell követnie, annak megállapítására, milyen hatást gyakorol a mért készségekre az önkéntes (nem a beiskolázási határpont által indukált) késleltetés. Ez válaszolhatna arra a kérdésre, milyen hatást fejt ki a késleltetés egy véletlenszerűen kiválasztott gyermekre, illetve arra, javíthatnak-e a hátrányos helyzetű szülők a gyermekeik iskolai esélyein, ha egy évvel később küldik őket iskolába? Az ATE becslésére Garen (1984) és Heckman–Robb (1985) kontroll-függvény módszerét követve egy műhelytanulmányban (Hámori 2008) már kísérletet tett, a PIRLS valamint TIMSS adatok felhasználásával, és a legfontosabb következtetéseket illetően hasonló, bár (feltehetően a kicsi minta miatt) kevésbé robusztus eredményeket kapott.

Az itt bemutatott eredményekből nem következik, hogy a társadalmi egyenlőtlenségek mérséklése céljából érdemes lenne a beiskolázási kort egy évvel feljebb tolni. Ha az óvodát is magában foglaló közoktatás nem az 5-18 éves, hanem a 6-19 éves korosztályokra terjedne ki,

abból valószínűleg semmilyen előny nem származna. A LATE eredmények is erősítik azonban az alapkészségek fejlődésével foglalkozó oktatáskutatók következtetését (Nagy 2009), mely szerint hasznos lenne az alsó tagozatos oktatási programot szellemében, eszközeiben és a nevelt gyermekek kiválasztásában az óvodaihoz közelíteni.

HIVATKOZÁSOK

- ANGRIST, J. D. [2004]: Treatment Effect Heterogeneity in Theory and Practice. *The Economic Journal* 114, (494), C52 – C83.
- ANGRIST, J. D. – KRUGER, A. B. [1992]: The effect of age at school entry on education attainment: An application of instrumental variables with moments from two samples. *Journal of the American Statistical Association* 87(418), 979 – 1014.
- ANGRIST, J. D. – PISCHKE, J-S. [2009]: *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. New Jersey: Princeton University Press.
- BEDARD, K. – DHUEY, E. [2006]: The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-Run Age Effects. *The Quarterly Journal of Economics* 121(4), 1437 – 1472.
- BERTSCHY, K. – CATTANEO, M. A. – WOLTER, S. C. [2009]: PISA and the Transition into the Labour Market. *LABOUR: Review of Labour Economics and Industrial Relations* 23, 111 – 117.
- BOUND, J. – JAEGER, D. A. – BAKER, M. A. [1995]: Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak. *Journal of the American Statistikaal Association* 90(430), 443 – 450.
- BOUND, J. – JAEGER, D. A. [2000]: Do compulsory school attendance laws alone explain the association between earnings and quarter of birth? *Research in Labor Economics* 19, 83 – 108.
- BLACK, S. E. – DEVREUX, P. – SALVANES, K. G. [2008]: Too Young to Leave the Nest? The Effects of School Starting Age. NBER Working Paper 13969.
- BRADLEY, R. H. – CORWYN, R. F. – CALDWELL, B. M. – WHITESIDE-MANSELL, L. – WASSERMAN, G. A. – MINK, I. T. [2000]: Measuring the Home Environments of Children in Early Adolescence. *Journal of Research on Adolescence* 10(3), 247 – 288.
- CASCIO, E. – SCHANZENBACH, D. W. [2007]: First in the Class? Age and the Education Production Function. NBER Working Paper 13663.
- CSAPÓ BENŐ – MOLNÁR GYÖNGYVÉR – KINYÓ LÁSZLÓ [2009]: A magyar oktatási rendszer szelektivitása a nemzetközi vizsgálatok tükrében. *Iskolakultúra* 4, 3 – 13.
- DATAR, A. [2006]: Does delaying kindergarten entrance give children a head start? *Economics of Education Review* 25, 43 – 62.
- DOBKIN, C. – FERREIRA, F. [2010]: Do school entry laws affect educational attainment and labor market outcomes? *Economics of Education Review* 29, 40 – 54.
- ELARDO, R. – BRADLEY, R. – CALDWELL, B.M. [1975]: The relation of infants' home environments to mental test performance from six to thirty-six months: A longitudinal analysis. *Child Development* 46, 71 – 76.
- ELDER, T. E. – LUBOTSKY, D. H. [2008]: Kindergarten Entrance Age and Children's Achievement: Impacts of State Policies, Family Background, and Peers. *The Journal of Human Resources* 44(3), 641 – 683.
- FERTIG, M. – KLUVE, J. [2005]: The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment in Germany. IZA Discussion Paper No. 1507.
- FREDRIKSSON, P. – ÖCKERT, B. [2005]: Is Early Learning really More Productive? The Effect of School Starting Age on School and Labor Market Performance. IZA Discussion Paper No. 1659.
- GAREN, J. [1984]: The returns to schooling: a selectivity bias approach with a continuous choice variable. *Econometrica* 52, 1199 – 1218.

- GONZALEZ, E. J. – KENNEDY, M. A. (szerk.) [2003]: PIRLS 2001 User Guide for the International Data-base. International Study Center, Lynch School of Education, Boston College.
- HERMANN ZOLTÁN – MOLNÁR TÍMEA LAURA [2010]: Országos Kompetenciamérési Adatbázis. Elérhető: <http://adatbank.mtaki.hu/files/dokum/7.pdf>.
- HAVAS GÁBOR [2008]: Esélyegyenlőség, deszegregáció. Megjelent: Fazekas Károly – Köllő János – Varga Julia (szerk.): Zöld Könyv a Magyar közoktatás megújításáért (121 – 138). Ecostat, Budapest.
- HAVAS GÁBOR – LISKÓ ILONA [2006]: Óvodától a szakmáig. Oktatókutató Intézet – Új Mandátum, Budapest.
- HÁMORI SZILVIA [2008]: The Effect of School Starting Age on Academic Performance in Hungary. CDSE Discussion Paper No. 34.
- HECKMAN, J. J. – ROBB, R. [1985]: Alternative methods for evaluating the impact of interventions. Megjelent: Heckman, J. J. – Singer, B. (szerk.): Longitudinal Analysis of Labor Market Data (156 – 245). Cambridge University Press, Cambridge.
- IMBENS, G. W. – ANGRIST, J. D. [1994]: Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica* 62(2), 467 – 475.
- JENKINS, S. P. – MICKLEWRIGHT, J. – SCHNEPF, S. V. [2008]: Social Segregation in Secondary Schools: How Does England Compare with Other Countries? *Oxford Review of Education* 34(1), 21 – 38.
- KEMÉNY ISTVÁN – JANKY BÉLA – LENGYEL GABRIELLA [2004]: A magyarországi cigányság, 1971–2003. Gondolat Kiadó – MTA Etnikai-nemzeti Kisebbségkutató Intézet, Budapest.
- KERTESI GÁBOR – KÉZDI GÁBOR [2010]: Iskolázatlan szülők gyermekei és roma fiatalok a középiskolában, *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, 2010/3, MTA KTI-Corvinus Egyetem, Budapest.
- KERTESI GÁBOR – KÉZDI GÁBOR [2009a]: Szegregáció az általános iskolában. Számítások a 2006. évi országos kompetenciamérés adatain. Megjelent: Fazekas Károly - Lovász Anna - Telegdy Álmos (szerk.): *Munkaerőpiaci Tükör 2009* (97 – 118). MTA KTI, OFA, Budapest.
- KERTESI GÁBOR – KÉZDI GÁBOR [2009b]: Iskoláskor előtti egyenlőtlenségek. Megjelent: Fazekas Károly (szerk.): *Oktatás és foglalkoztatás* (107 – 121). MTA KTI, Budapest.
- KERTESI GÁBOR – KÉZDI GÁBOR [2005]: Általános iskolai szegregáció – Okok és következmények. *Közgazdasági Szemle* 52 (4-5), 317–356, 462–480.
- KÖLLŐ JÁNOS [2008]: Foglalkoztatáspolitikai eszközök az oktatási reformok sikerének előmozdítására. Megjelent: Fazekas Károly – Köllő János - Varga Júlia (szerk.): *Zöld Könyv a Magyar közoktatás megújításáért* (259 – 273). Ecostat, Budapest.
- LEUVEN, E. – LINDHAL, M. – OOSTERBEEK, H. – WEBBNIK, D. [2010]: Expanding schooling opportunities for 4-year-olds. *Economics of Education Review* 29, 319 – 328.
- MARTIN, M. O. [2005]: TIMSS 2003 User Guide for the International Database. TIMSS & PIRLS International Study Center, Lynch School of Education, Boston College.
- MCEWAN, P. J. – SHAPIRO, J. S. [2007]: The Benefits of Delayed Primary School Enrollment: Discontinuity Estimates Using Exact Birth Dates. *The Journal of Human Resources* 43(1), 1 – 29.
- OECD [2007]: PISA 2006: Science competencies for tomorrow's world. Paris: OECD.
- NAGY JÓZSEF [2008]: Az alsó tagozatos oktatás megújítása. Megjelent: Fazekas Károly – Köllő János – Varga Júlia (szerk.): *Zöld Könyv a Magyar közoktatás megújításáért* (53 – 70). Ecostat, Budapest.

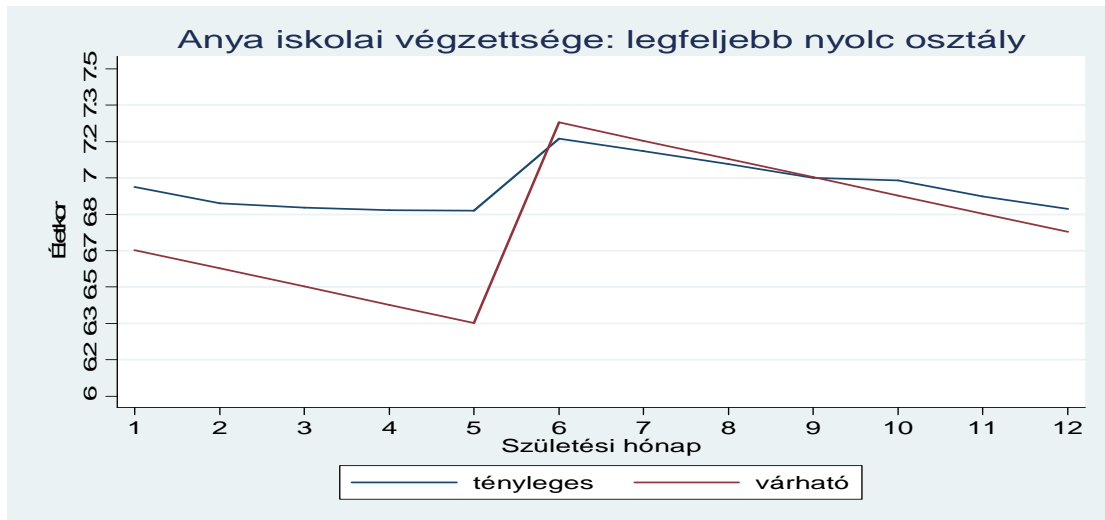
- PUHANI, P. A. – WEBER, A. M. [2007]: Does the Early Bird Catch the Worm? Instrumental Variable Estimates of Educational Effects of Age of School Entry in Germany. *Empirical Economics* 32, 359 – 386.
- STAIGER, D. – STOCK, H. J. [1997]: Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica* 65(3), 557 – 586.
- STOCK, J. H. – WRIGHT, J. H. – YOGO, M. [2002]: Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments. *Journal of Business and Economic Statistics* 4(20), 518 – 529.
- STIPEK, D. [2002]: At What Age Should Children Enter Kindergarten? A Question for Policy Makers and Parents. *Social Policy Report* 16(2), 3 – 20.
- STRØM, B. [2004]: Student Achievement and Birthday Effects. CESifo / PEPG Schooling and Human Capital Formation in the Global Economy. CESifo Conference Center.

FÜGGELÉK

ADATOK, LEÍRÓ STATISZTIKA

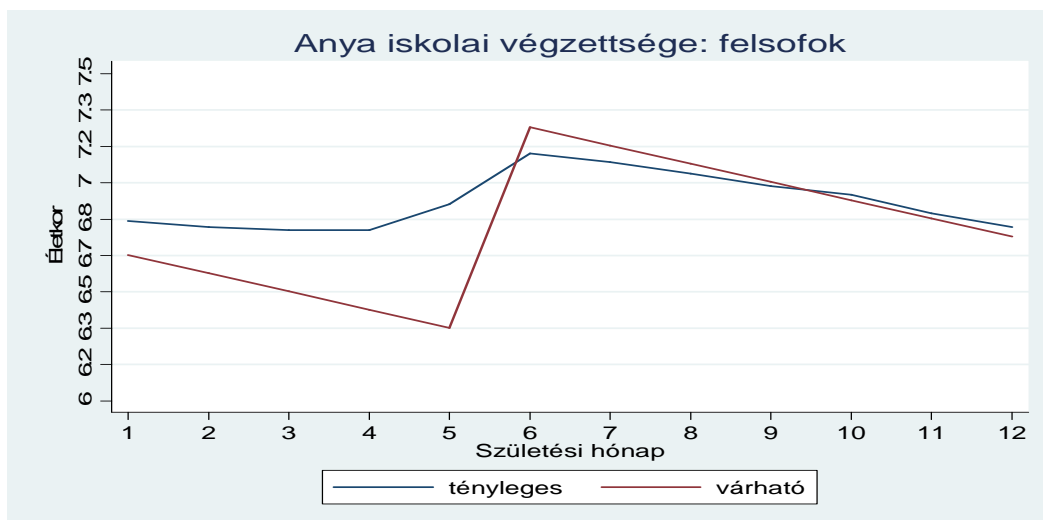
F1. ábra

Tényleges és várható beiskolázási életkor, iskolázatlan anyák gyerekei, 8. évfolyam



F2. ábra

A Tényleges és várható beiskolázási életkor diplomás anyák gyerekei, 8. évfolyam



Tényleges beiskolázási gyakorlat (százalék)

	Teljes minta	Iskolázatlan anyák gyerekei	Diplomás anyák gyerekei
A. 4. évfolyam, OKM, 2006			
Szabályszerű iskolakezdés: hat évesen beiskolázott	45,82	40,13	48,19
Szabályszerű iskolakezdés: klasszikus évvesztes	33,74	33,25	33,51
Önkéntesen előrehozott iskolakezdés	1,20	1,12	1,76
Önkéntesen elhalasztott iskolakezdés	19,25	25,51	16,53
B. 8. évfolyam, OKM, 2006			
Szabályszerű iskolakezdés: hat évesen beiskolázott	51,13	47,83	51,61
Szabályszerű iskolakezdés: klasszikus évvesztes	33,14	33,44	32,49
Önkéntesen előrehozott iskolakezdés	1,60	1,31	2,27
Önkéntesen elhalasztott iskolakezdés	14,13	17,42	13,63
C. PIRLS, 2001			
Szabályszerű iskolakezdés: hat évesen beiskolázott	52,11	46,09	54,43
Szabályszerű iskolakezdés: klasszikus évvesztes	31,38	29,22	31,43
Önkéntesen előrehozott iskolakezdés	1,75	1,92	2,27
Önkéntesen elhalasztott iskolakezdés	14,76	22,77	11,88
D. TIMSS, 2003			
Szabályszerű iskolakezdés: hat évesen beiskolázott	52,82	45,35	55,36
Szabályszerű iskolakezdés: klasszikus évvesztes	32,01	35,12	29,85
Önkéntesen előrehozott iskolakezdés	1,84	1,16	2,81
Önkéntesen elhalasztott iskolakezdés	13,33	18,37	11,99

Megjegyzések: Vizsgálatunkban a 6 – 7 évesen beiskolázott tanulók szerepelnek. Az önkéntesen előrehozott iskolakezdés azok a tanulókat érinti, akik 6 évesen kezdték el az iskolát (a szabályszerű 7 éves helyett). Az önkéntesen elhalasztott iskolakezdés azokat a tanulókat érinti, akik 7 évesen kezdték el az iskolát (a szabályszerű 6 éves helyett).

Leíró statisztika, OKM, 2006

	4. évfolyam		8. évfolyam	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Átlagos olvasási-szövegértési teszteredmény			443,94 (87,33)	562,88 (90,41)
Átlagos matematikai teszteredmény			436,94 (83,66)	561,62 (96,92)
Átlagos összetett kompetencia teszteredmény	265,20 (59,34)	337,52 (64,44)	440,44 (77,75)	562,25 (84,89)
Nem: Fiú	47,31	50,08	43,28	48,95
Nem: Lány	52,69	49,92	56,71	51,04
Nem: Nincs adat	0,00	0,00	0,01	0,01
Óvodában töltött évek száma: Egyáltalán nem járt óvodába	0,61	0,14	0,67	0,30
Óvodában töltött évek száma: Maximum egy év	6,56	1,59	6,65	2,10
Óvodában töltött évek száma: Egy és két év között	16,20	4,75	14,75	7,09
Óvodában töltött évek száma: Két évnél több	76,04	93,30	76,98	90,00
Óvodában töltött évek száma: Nincs adat	0,59	0,22	0,95	0,51
Mindkét szülővel lakik: Igen	70,51	80,24	68,25	75,64
Mindkét szülővel lakik: Nem	27,40	19,38	30,76	24,13
Mindkét szülővel lakik: Nincs adat	2,09	0,38	1,00	0,23
Testvérek száma: Nulla	6,83	14,53	6,34	13,01
Testvérek száma: Egy	23,38	50,39	27,73	52,70
Testvérek száma: Kettő	30,02	23,67	31,72	23,39
Testvérek száma: Három	16,73	6,92	16,72	6,61
Testvérek száma: Háromnál több	21,39	3,75	16,23	3,63
Testvérek száma: Nincs adat	1,66	0,73	1,26	0,66
Apa iskolai végzettsége: Legfeljebb általános iskola	47,41	0,89	37,33	0,76
Apa iskolai végzettsége: Szakiskola / szakmunkásképző	40,28	16,09	48,24	16,77
Apa iskolai végzettsége: Érettségi	5,36	26,35	6,71	25,77
Apa iskolai végzettsége: Felsőfok	1,18	54,82	1,14	54,56
Apa iskolai végzettsége: Nincs adat	5,77	1,85	6,58	2,14
Van számítógép a családban: Igen	45,88	95,30	58,32	96,97
Van számítógép a családban: Nem	40,90	3,27	37,83	1,83
Van számítógép a családban: Nincs adat	13,22	1,43	3,85	1,20
Üdülések száma az elmúlt évben: Nulla	38,54	5,21	29,98	6,07
Üdülések száma az elmúlt évben: Egy	25,26	19,71	26,73	20,78
Üdülések száma az elmúlt évben: Kettő	15,46	26,62	20,25	28,20
Üdülések száma az elmúlt évben: Három vagy több	17,71	46,96	21,21	43,48
Üdülések száma az elmúlt évben: Nincs adat	3,03	1,50	1,83	1,47
Könyvek száma: 0 – 50	43,41	0,68	34,62	0,59
Könyvek száma: Körülbelül 50	23,11	1,77	24,51	1,54
Könyvek száma: Maximum 150	18,16	9,94	22,71	9,40
Könyvek száma: Maximum 300	5,93	16,33	8,77	15,41
Könyvek száma: 301 – 600	2,77	24,71	4,05	22,99
Könyvek száma: 601 – 1000	1,18	24,43	2,22	24,77
Könyvek száma: 1000-nél több	0,73	21,49	1,13	24,57
Könyvek száma: Nincs adat	4,72	0,65	1,99	0,74
Gyerekeknek van saját könyve: Igen	85,27	99,35	86,59	98,78
Gyermeknek van saját könyve: Nem	10,29	0,28	11,65	0,79
Gyermeknek van saját könyve: Nincs adat	4,44	0,37	1,76	0,43

F2. táblázat (folytatás)

Osztály létszám	19,96	24,15	20,93	25,41
Osztály létszám négyzete	431,29	608,61	469,02	678,25
Családdal együtt zenél / énekel: Igen	58,88	64,08	49,76	43,24
Családdal együtt zenél / énekel: Nem	31,72	33,76	46,52	54,59
Családdal együtt zenél / énekel: Nincs adat	9,40	2,16	3,72	2,17
Családdal együtt moziba / színházba / koncertre jár: Igen	30,43	76,07	37,51	72,54
Családdal együtt moziba / színházba / koncertre jár: Nem	60,02	21,76	59,28	25,55
Családdal együtt moziba / színházba / koncertre jár: Nincs adat	9,55	2,17	3,20	1,91
Családdal együtt kiállításra / múzeumba jár: Igen	18,75	64,53	18,47	55,29
Családdal együtt kiállításra / múzeumba jár: Nem	70,36	33,00	77,82	42,34
Családdal együtt kiállításra / múzeumba jár: Nincs adat	10,89	2,47	3,71	2,37
Család minden nap vagy majdnem minden nap megbeszéli az iskolában történeteket: Igen	68,50	88,44	54,72	72,04
Család minden nap vagy majdnem minden nap megbeszéli az iskolában történeteket: Nem	25,27	10,22	42,83	26,58
Család minden nap vagy majdnem minden nap megbeszéli az iskolában történeteket: Nincs adat	6,23	1,34	2,45	1,38
Különóra jár: Igen	39,33	77,72	41,32	73,08
Különóra jár: Nem	52,21	20,84	55,34	25,48
Különóra jár: Nincs adat	8,46	1,43	3,34	1,44
Mikor olvasott utoljára saját szórakozására könyvet: Jelenleg is	28,89	60,52	18,85	47,47
Mikor olvasott utoljára saját szórakozására könyvet: Múlt hónapban	24,42	19,38	22,17	22,30
Mikor olvasott utoljára saját szórakozására könyvet: Ebben a tanévben	24,54	14,04	26,57	18,03
Mikor olvasott utoljára saját szórakozására könyvet: Korábban igen	10,67	3,47	19,45	8,47
Mikor olvasott utoljára saját szórakozására könyvet: Még soha sem	9,15	1,80	11,77	2,84
Mikor olvasott utoljára saját szórakozására könyvet: Nincs adat	2,34	0,79	1,20	0,88
Gyermeknek van saját íróasztala: Igen	73,68	96,36	81,65	97,66
Gyermeknek van saját íróasztala: Nem	20,95	3,15	16,79	1,87
Gyermeknek van saját íróasztala: Nincs adat	5,37	0,49	1,57	0,47
Átlagos tényleges beiskolázási életkor (év)	7,05	6,95	6,96	6,91
	(0,38)	(0,35)	(0,37)	(0,35)
Átlagos várható beiskolázási életkor (év)	6,80	6,80	6,80	6,80
	(0,29)	(0,28)	(0,29)	(0,29)
Esetszám	14973	16035	12332	17409

Megjegyzések: Az (1) oszlop a 4. osztályos iskolázatlan (legfeljebb 8 osztályt végzett) anyák gyerekeinek almintája, a (2) oszlop a 4. osztályos diplomás anyák gyerekeinek almintája, a (3) oszlop a 8. osztályos iskolázatlan (legfeljebb 8 osztályt végzett) anyák gyerekeinek almintája, a (4) oszlop a 8. osztályos diplomás anyák gyerekeinek almintája. Zárójelben a folytonos változók szórását tüntetjük fel.

Leíró statisztika: PIRLS, 2001 és TIMSS, 2003

	4. évfolyam (PIRLS)		8. évfolyam (TIMSS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Átlagos olvasási-szövegértési teszteredmény	507,37 (54,41)	581,85 (49,96)		
Átlagos matematikai teszteredmény			480,44 (69,61)	583,73 (68,94)
Nem: Fiú	53,91	48,70	43,49	49,74
Nem: Lány	45,95	51,19	56,51	50,26
Nem: Nincs adat	0,14	0,11	0,00	0,00
A kiskori otthoni olvasási szokások indexe: Magas	49,11	71,49		
A kiskori otthoni olvasási szokások indexe: Közepes	36,90	23,65		
A kiskori otthoni olvasási szokások indexe: Alacsony	11,25	4,00		
A kiskori otthoni olvasási szokások indexe: Nincs adat	2,74	0,86		
Hányan laknak otthon: Ketten vagy hárman	6,04	17,39	21,16	21,56
Hányan laknak otthon: Négyen	30,32	44,49	30,93	49,36
Hányan laknak otthon: Öten	30,45	21,92	25,58	18,49
Hányan laknak otthon: Ötnél többen	25,38	11,12	18,14	8,67
Hányan laknak otthon: Nincs adat	7,82	5,08	4,19	1,91
Apa iskolai végzettsége: Legfeljebb általános iskola	39,09	0,97	40,93	0,89
Apa iskolai végzettsége: Szakiskola / szakmunkásképző (Középfok, TIMSS)	41,29	16,95	36,74	13,39
Apa iskolai végzettsége: Érettségi	7,54	23,87		
Apa iskolai végzettsége: Felsőfok	1,23	54,75	0,93	58,93
Apa iskolai végzettsége: Nincs adat	10,84	3,46	21,40	26,79
Van számítógép a családban: Igen	29,36	79,05	44,65	92,73
Van számítógép a családban: Nem	68,18	19,44	51,86	6,51
Van számítógép a családban: Nincs adat	2,47	1,51	3,49	0,77
Van autó a családban: Igen	42,66	83,80		
Van autó a családban: Nem	55,28	14,90		
Van autó a családban: Nincs adat	2,06	1,30		
Könyvek száma: 100-nál kevesebb	70,78	24,84	79,77	15,82
Könyvek száma: 100 vagy több	23,32	72,68	20,23	83,80
Könyvek száma: Nincs adat	5,90	2,48	0,00	0,38
Gyermeknek van saját könyve: Igen	88,48	98,06		
Gyermeknek van saját könyve: Nem	8,92	0,86		
Gyermeknek van saját könyve: Nincs adat	2,61	1,08		
Van video lejátszó a családban: Igen			47,87	88,01
Van video lejátszó a családban: Nem			51,63	11,73
Van video lejátszó a családban: Nincs adat			0,70	0,26
Átlagos tényleges beiskolázási életkor (év)	7,00 (0,41)	6,89 (0,35)	6,98 (0,38)	6,88 (0,36)
Átlagos várható beiskolázási életkor (év)	6,79 (0,28)	6,79 (0,29)	6,81 (0,29)	6,79 (0,29)
Esetszám	729	926	430	784

Megjegyzések: Az (1) oszlop a 4. osztályos iskolázatlan (legfeljebb 8 osztályt végzett) anyák gyerekeinek almintája (PIRLS adatbázis), a (2) oszlop a 4. osztályos diplomás anyák gyerekeinek almintája (PIRLS adatbázis), a (3) oszlop a 8. osztályos iskolázatlan (legfeljebb 8 osztályt végzett) anyák gyerekeinek almintája (TIMSS adatbázis), a (4) oszlop a 8. osztályos diplomás anyák gyerekeinek almintája (TIMSS adatbázis). Zárójelben a folytonos változók szórását tüntetjük fel.

BECSLÉSI EREDMÉNYEK

F4 táblázat

Regressziós eredmények, OKM, 4. évfolyam, teljes minta

	$\hat{\beta}_2^{OLS}$ (1)	$\hat{\alpha}_2$ (2)	$\hat{\beta}_2^{IV}$ (3)
A. 1. modell			
A^S	-14,68*** (0,64)		29,43*** (3,45)
A^E		0,24*** (0,00)	
Esetszám	83425	83425	83425
F-érték ^a		3134,87	
Prob F > 0		0,000	
B. 2. modell			
A^S	-4,84*** (0,57)		27,51*** (3,02)
A^E		0,24*** (0,00)	
Esetszám	83425	83425	83425
F-érték ^a		3228,83	
Prob F > 0		0,000	
C. 3. modell			
A^S	-4,79*** (0,57)		26,68*** (2,98)
A^E		0,24*** (0,00)	
Esetszám	83425	83425	83425
F-érték ^a		3223,67	
Prob F > 0		0,000	

Megjegyzések: $\hat{\beta}_2^{OLS}$, $\hat{\alpha}_2$ és $\hat{\beta}_2^{IV}$ az (1), (2) és (3) egyenletek becsült együtthatóit jelölik. A^S a tényleges beiskolázási életkort jelöli. A^E a várható beiskolázási életkort jelöli. A különböző modellek leírása az 1. táblázatban található. *10 százalékos, **5 százalékos, ***1 százalékos szinten szignifikáns. Zárójelben standard hibák találhatóak. ^a Az F-érték annak a null hipotézisnek felel meg, hogy az instrumentális változó együtthatójának értéke nullával egyenlő.

Regressziós eredmények, OKM, 8. évfolyam, teljes minta

	Matematikai teszteredmény			Olvasási- szövegértési teszteredmény		Összetett kompetencia teszteredmény	
	$\hat{\beta}_2^{OLS}$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\beta}_2^{IV}$	$\hat{\beta}_2^{OLS}$	$\hat{\beta}_2^{IV}$	$\hat{\beta}_2^{OLS}$	$\hat{\beta}_2^{IV}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
A. 1. modell							
A^S	-20,25*** (0,98)		22,33*** (3,08)	-19,92*** (0,97)	27,26*** (3,05)	20,08*** (0,90)	24,79*** (2,84)
A^E		0,39*** (0,00)					
N	81236	81236	81236	81236	81236	81236	81236
F-érték ^a		9444,35					
Prob F > 0		0,000					
B. 2. modell							
A^S	-16,70*** (0,85)		21,11*** (2,65)	-9,72*** (0,82)	26,36*** (2,57)	-13,21*** (0,76)	23,73*** (2,37)
A^E		0,39*** (0,00)					
N	81236	81236	81236	81236	81236	81236	81236
F-érték ^a		9538,68					
Prob F > 0		0,000					
C. 3. modell							
A^S	-16,17*** (0,84)		21,08*** (2,62)	-8,99*** (0,80)	26,64*** (2,50)	-12,58*** (0,74)	23,86*** (2,32)
A^E		0,39*** (0,00)					
N	81236	81236	81236	81236	81236	81236	81236
F-érték ^a		9544,74					
Prob F > 0		0,000					

Megjegyzések: $\hat{\beta}_2^{OLS}$, $\hat{\alpha}_2$ és $\hat{\beta}_2^{IV}$ az (1), (2) és (3) egyenletek becsült együtthatóit jelölik. A^S a tényleges beiskolázási életkort jelöli. A^E a várható beiskolázási életkort jelöli. A különböző modellek leírása az 1. táblázatban található. *10 százalékos, **5 százalékos, ***1 százalékos szinten szignifikáns. Zárójelben standard hibák találhatóak. ^a Az F-érték annak a null hipotézisnek felel meg, hogy az instrumentális változó együtthatójának értéke nullával egyenlő.

Az 1. modell becslése – első lépés

	Teljes minta (1)	Iskolázatlan anyák gyerekei (2)	Diplomás anyák gyerekei (3)	Iskolázatlan anyák gyerekei szűkített minta (4)	Diplomás anyák gyerekei szűkített minta (5)
A. 4. évfolyam, OKM, 2006					
A^E	0,24*** (0,00)	0,14*** (0,01)	0,27*** (0,01)	0,21*** (0,01)	0,25*** (0,01)
N	83425	14973	16035	4879	5132
F -érték ^a	3134,87	156,11	777,02	278,11	353,61
Prob $F > 0$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
B. 8. évfolyam, OKM, 2006					
A^E	0,39*** (0,00)	0,34*** (0,01)	0,36*** (0,01)	0,36*** (0,01)	0,32*** (0,01)
N	81236	12332	17409	4126	5936
F -érték ^a	9444,35	970,54	1677,97	620,31	639,04
Prob $F > 0$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
C. PIRLS, 2001					
A^E	0,43*** (0,02)	0,25*** (0,05)	0,42*** (0,04)		
N	4452	729	926		
F -érték ^a	557,16	22,77	132,86		
Prob $F > 0$	0,000	0,000	0,000		
D. TIMSS, 2003					
A^E	0,46*** (0,02)	0,36*** (0,06)	0,43*** (0,04)		
N	3158	430	784		
F -érték ^a	485,04	34,36	105,28		
Prob $F > 0$	0,000	0,000	0,000		

Megjegyzések: A^E a várható beiskolázási életkort jelöli. Az 1. modell nem tartalmaz kontrollváltozókat. *10 százalékos, **5 százalékos, ***1 százalékos szinten szignifikáns. Zárójelben standard hibák találhatók. ^a Az F -érték annak a null hipotézisnek felel meg, hogy az instrumentális változó együttthatójának értéke nullával egyenlő.

A sorozat korábban megjelent kötetei

2009

- Istvan Gábor R.: Experience-earnings profile and earnings fluctuation: a missing piece in some labour market puzzles? BWP 2009/01
- Anna Lovász – Mariann Rigó: Who Earns Their Keep? An Estimation of the Productivity-Wage Gap in Hungary 1986-2005. BWP 2009/02
- Köllő János: Miért nem keresnek állást a magyar munkanélküliek? Hipotézisek az Európai Munkaerőfelvétel adatai alapján. BWP 2009/03
- Bálint Mónika - Köllő János - Molnár György: Összefoglaló jelentés a KSH-ONYF adatfelvételről. BWP 2009/04
- Gábor R. István: "Minimálbér-paradoxon" - versenyzői munkaerőpiacon? Egy gondolat kísérlet tanulságai. BWP 2009/05
- Kertesi Gábor - Kézdi Gábor: Általános iskolai szegregáció Magyarországon az ezredforduló után. BWP 2009/06
- Szilvia Hámori: Employment convergence of immigrants in the European Union. BWP 2009/07
- Gábor Kőrösi: Innovation and Rent Sharing in Corporate Wage Setting in Hungary. BWP 2009/08

2010

- Surányi Éva - Kézdi Gábor: Nem kognitív készségek mérése az oktatási integrációs program hatásvizsgálatában. BWP 2010/01
- Kézdi Gábor - Surányi Éva: Mintavétel és elemzési módszerek az oktatási integrációs program hatásvizsgálatában, és a hatásvizsgálatból levonható következtetések. BWP 2010/02
- Kertesi Gábor - Kézdi Gábor: Iskolázatlan szülők gyermekei és roma fiatalok a középiskolában. Beszámoló az Educatio Életpálya-felvételének 2006 és 2009 közötti hullámaiból. BWP 2010/03
- Cseres-Gergely Zsombor: Munkapiaci áramlások, gereblyezés és a 2008 végén kibontakozó gazdasági válság foglalkoztatási hatásai. BWP 2010/04
- Köllő János: Vállalati reakciók a gazdasági válságra, 2008-2009. BWP 2010/05
- István Gábor R.: On the Peculiar Relevance of a Fundamental Dilemma of Minimum-wage Regulation in Post-socialism – Apropos of an International Investigation. BWP 2010/06
- Varga Júlia: A képzési terület és a felsőoktatási intézmény hatása a fiatal diplomások munkaerő-piaci sikerességére a 2000-es évek végén. BWP 2010/07

A Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézetében működő Munkapiaci Kutatások valamint a Budapesti Corvinus Egyetem Emberi Erőforrások Tanszékének közös kiadványa. A kiadványsorozat angol nyelvű füzetei **“Budapest Working Papers on the Labour Market”** címmel jelennek meg. A kötetek letölthetők az MTA Közgazdaságtudományi Intézet honlapjáról: <http://www.econ.core.hu>