

ALTWICKER-HÁMORI SZILVIA-KÖLLŐ JÁNOS

## KINEK HASZNÁL AZ ÉVVESZTÉS?



Csenyéte. Vásárhelyi Bálint felvétele

Az óvodából való kimaradás, a szegény gyermekeket az iskolakezdetkor érő hátrányok és az iskolai szegregáció kérdései kulcsszerepet játszanak Havas Gábor munkásságában (lásd például Havas–Liskó–Kemény 2002, Havas 2004, Havas–Liskó 2006, Havas 2008). Az ünnepektől azok közé tartozik, akik műveikkel és megszólalásaikkal látványosan cáfolják „a szociológia csak amolyan rossz közgazdaságtan”, szociológusok között is meghökkenően elterjedt téveszméjét. Kivételes terepismerete, éles meglátásai és elemzései nélkül sokkal nehezebben jutnának el az értelmes és fontos kérdésekhez azok a (kétségkívül inkább közgazdászok vagy áruház szociológusok által művelt) extenzív, nagymintás ökonometriai vizsgálatok is, melyek közé az itt összefoglalt kutatás tartozik.

Tanulmányunk szerintünk értelmes és fontos kérdése így hangzik: vajon a késleltetett iskolakezdet segíti vagy hátráltatja-e a legfontosabb alapkészségek elsajátítását? Ha segíti, kiket segít inkább, és miért?

Az eredmények arra utalnak, hogy az évvesztes, hétévesen beiskolázott gyermekek jobban teljesítenek a kompetenciateszteken, mint a hatévesen beiskolázott társaik, és a késleltetésből fakadó előny sokkal nagyobb az általános iskolát végzett, mint a diplomás anyák gyermekei körében. Ezt a többlethatást alapvetően a hosszabb óvodába járásnak (az iskola-előkészítő év megismétlésének) tulajdonítjuk, és ezt alátámasztani látszik, hogy az évvesztés hatása különösen a szegregált osztályokban ott erős, ahol nagyon éles a váltás az óvodai és iskolai környezet között. Úgy gondoljuk, az eredményeink messzemenően alátámasztják azt a különleges figyelmet, amelyet Havas Gábor kutatóként és politikusként a megfelelő mértékű és színvonalú óvodáztatás és az iskolai integráció ügyeinek szentelt és szentel.

Írásunk egy korai változata megjelent magyarul, jelentősen átdolgozott verziója pedig angolul (Hámori–Köllő 2011, Altwicker–Hámori–Köl-

lő 2012). Ebben az összefoglalóban csak röviden térünk ki a publikált cikkekben részletesen tárgyalt technikai kérdésekre, az eredmények bemutatásakor is elhagyjuk a modellek és a becsült paraméterek jóságát tesztelő statisztikai próbákat, vagy csak szóban utalunk rájuk: inkább a mögöttes megfontolásokra, a mérés elvi nehézségeire és az eredmények értelmezésére koncentrálnak.

#### A BEISKOLÁZÁSI ÉLETKOR LEHETSÉGES HATÁSAI ÉS A MÉRÉS NEHÉZSÉGEI

Tanulmányunkban a beiskolázási életkor és a kompetencia teszteredmény oksági összefüggését vizsgáljuk az Országos Kompetenciafelvétel (OKM) 2006-os hulláma és néhány más adatbázis alapján, a negyedik, illetve nyolcadik évfolyamos tanulók körében. Azonnal felvetődik a kérdés, miért várjuk, hogy a késleltetett iskolakezdés hatással lesz a tanulók teljesítményére?

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 életkor különbségből 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 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 elenyézik, mivel a korai életkorban felhalmozott tudás a későbbi tudásmennyiségeknek egyre kisebb részét teszi ki. Más a helyzet, ha az abszolút életkori hatás dominál, ami a késleltetett beiskolázással együtt járó jobb *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 az osztálytársai, és ez a relatív korkülönbség több okból is előnyére válhat: például nagyobb az önbizalma, ami javíthatja az iskolai teljesítményét (Cascio–Schanzenbach 2007), vagy hasznot húz abból, hogy a tananyagot az átlagos életkorú gyermekre szabták (Datar 2006). Összegezve, az iskolai pályafutás folyamán mért múltó hatás a mérés kori életkorkülönbségek dominanciáját bizonyítja, míg a mara-

dandó hatás az abszolút vagy relatív életkori hatás meghatározó szerepére enged következtetni.

Az iskolakezdési életkor és a tanulmányi eredmény kapcsolatának empirikus becslése nem egyszerű feladat. Magyarországon a törvény bizonyos korlátok között a szülőkre, illetve az óvónőkre és a nevelési tanácsadókra bízta 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-ig betölti (1993. évi LXXIX törvény). A szülő kérelmére a gyermek elkezdheti az iskolát akkor is, ha a hatodik életévét december 31-ig tölti be. A szabály lehetőséget ad arra, hogy a gyermek egy év késéssel menjen iskolába, de legkésőbb nyolcéves korig meg kell kezdenie a tanulmányait.<sup>1</sup>

A tanulók túlnyomó többsége szabály szerint kezdi el az iskolát, az előre hozott beiskolázás nem gyakori, ugyanakkor körülbelül 15-20 százalék él a késleltetett iskolakezdés lehetőségével. 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 nemcsak az érdeklődésünk tárgyát képező oksági kapcsolatot, hanem a képességek különbségét is tükrözi. Az átlagos évvesztes rosszabbul teljesít, mint az átlagos „normál” iskolakezdő, de ebből nem vonhatók le a kései iskolakezdés hatására vonatkozó következtetések.

Az iskolakezdésre és a teljesítményre egyidejűleg ható, meg nem figyelt tényezők hatásának kiszűrésére számos empirikus tanulmány az *instrumentális változók (IV) módszerét* használja, azaz olyan identifikáló változót keres, ami hat az iskolakezdési korra, de csakis ezen keresztül hat a teljesítményre (Bedard–Dhucy 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, ami a gyermek születési hónapja és a tankötelezettség kezdetéről szóló szabály alapján határozható meg.

1. A rugalmasabb iskolakezdés arra biztosított lehetőséget, hogy a nyári gyerekek közül a kicsit éretlenebbek egy évvel tovább maradhassanak óvodában, az évveszteseknek 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 előre hozása mellett. Az adatok szerint ez az elvárás nem teljesült, lényegesen több a késleltetett, mint az előre hozott iskolakezdés. A 2011. évi CXC. számú törvény 45. § (2) bekezdés megváltoztatta az iskolakezdésre vonatkozó szabályokat, korlátozza a szülő döntési szabadságát, és a döntést egy szakértői bizottságra bízta.

Az IV-módszerrel becsült együttható az úgynevezett helyi kezelési hatást (*local averagetreatmenteffect*, LATE) identifikálja, az átlagos oksági hatást azon alcsoporton belül, amelynek a magatartása az instrumentum hatását tükrözi: ez az úgynevezett szabálykövető (*complier*) alcsoport (Imbens–Angrist 1994). Egy instrumentális változós modellben a populáció három alcsoportra osztható: szabálykövetőkre (*compliers*), lehetőségmegragadókra (*always-takers*) és lehetőségelutasítókra (*never-takers*). A kezelt csoportba azok a gyermekek tartoznak, 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 lehetőségmegragadókra, 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 el hétévesen az iskolát, míg a lehetőségelutasítók alcsoportja azokat a tanulókat tartalmazza, akik önkéntesen (a határnap utáni születésük ellenére) kezdték el hétévesen az iskolát. A LATE csupán a szabálykövető alcsoportokra becsült hatást identifikálja. A másik két alcsoportról – amelynek a magatartását nem az instrumentum befolyásolta – nem vonhatók le következtetések a szelekcióra vonatkozó megszorító feltevések nélkül (Angrist 2004, Angrist–Pischke 2009).

Esetünkben tehát a LATE azokra a tanulókra vonatkozik, akik azért kezdték az iskolát hétévesen, mert a beiskolázási határnap után születtek, az IV módszer csak a *klasszikus évvessztesekre* mért hatást identifikálja. Az IV-módszerrel becsült életkorhatás csak akkor méri torzítatlanul, hogy a késleltetett iskolakezdés milyen hatást gyakorol a populáció egy véletlenszerűen kiválasztott tagjára, ha az önkéntes késleltetés, illetve a klasszikus évvessztés azonos hatással van az iskolai teljesítményre (lásd Angrist 2004, Angrist–Pischke 2009).

Ezt a problémát orvosolhatjuk az ún. *kontrollfüggvény* (Garen 1984, Card 1999, 2001) alkalmazásával. A modell feloldja azt a feltevést, hogy a késleltetett iskolakezdés minden gyermekre azonos módon hat, és ezzel lehetővé teszi az átlagos kezelési hatás (ATE) azonosítását, nem különösebben erős megszorító feltevések (a hatások linearitása) mellett.

A tanulmányban is követett becslési módszereket az a gyakori kritika éri, hogy a gyermekek születési hónapja nem véletlenszerű, így önmagában is hatást gyakorol az iskolai teljesítményre (Bound et al. 1995, Bound–Jaeger

2000).<sup>2</sup> Az ilyenféle kritika kivédésére az újabb irodalom *szűkített mintákon* (*discontinuitysamples*) becsüli a beiskolázási életkor hatását (Elder–Lubotsky 2009, Puhani–Weber 2007, Strøm 2004). Tanulmányunkban mi is ezt az eljárást követtük: az IV regressziókat lefuttattuk úgy is, hogy csak azok szerepelnek a mintában, akik két hónappal a beiskolázási küszöb előtt, illetve után születtek. Továbbá megvizsgáltuk a születési hónap és a Kompetenciafelvételben megfigyelt összes releváns változó közötti korrelációt, és nem találtunk 0,03-nál magasabb értékeket.

#### A BEISKOLÁZÁSI ÉLETKOR JELENTŐSÉGE EGY SZEGREGÁLT ISKOLARENDSZERBEN

Várakozásunk szerint a késleltetett iskolakezdés – ami többnyire az óvodai iskola-előkészítő év megismétlését jelenti az erősen szegregált iskolarendszerbe való belépés helyett – sok hátrányos helyzetű gyermeket segít abban, hogy felzárkózzon a kedvezőbb helyzetből induló társaihoz. Mivel az óvodáztatás ötéves kortól kötelező és majdnem teljeskörű (a „majdnemről” lásd Havas 2008 írását), a kulcskérdés az, hogyan fejlődnek az alacsony státusú gyermekek *szerecséesebb társaikhoz képest* az óvoda utolsó, illetve az iskola első évfolyamain.

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 ország közül Magyarországon a legerősebb 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 et al. (2009) TIMMS-és PIRLS-adatokon alapuló tanulmányára támaszkodva hozzátehetjük: az, ami első lépésben iskolán *belüli* szórásnak tűnik, valójában igen nagy

2. A születési hónap véletlenszerűsége vitatott a szakirodalomban. Például Angrist–Kruger (1992) két különböző tanulmány álláspontját állítja szembe egymással: míg az egyik szerint léteznek úgynevezett genetikai 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.

részben osztályok és iskolaépületek közötti szórást jelent. 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 meglepők az adott intézményi környezetben, ami nem korlátozza a szülők és alig korlátozza az iskolák jelentkezési, illetve felvételi szabadságát; ahol korai a specializáció, a gyengén és jól teljesítők szétválasztása; az iskolák felügyeletét pedig a legutóbbi időkhöz csaknem háromezer önkormányzat végezte, rajtuk a kormányzat, ha akarta volna, sem tudta volna számon kérni a szegregációt mérséklő lépéseket.<sup>3</sup>

Különösen erős a romákat sújtó szegregáció, ők a nyolc osztályt vagy azt sem végzett felnőtt népesség hozzávetőlegesen egynegyedét alkotják, gyermekeik pedig a hasonló háttérű iskolások valamivel több, mint egyharmadát.<sup>4</sup> Mint Havas–Liskó (2005) rámutatnak, miközben a roma tanulók arányában kétszeres, a tiszta roma osztályok számában nyolcszoros növekedés zajlott le 1980 és 2003 között. Továbbá a cigányok arányát 30 százalékra becsülték a normál osztályokban, 15 százalékra a tagozatokon és 70 százalékra a kisegítő osztályokban. Kertesi–Kézdi (2009) megállapítja: az elkülönítésre irányuló társadalmi erők csak akkor erősek, ha a *hátrányos helyzetű* tanulók nem kis része *roma* tanuló is egyben. A hátrányos helyzetű tanulók relatíve magasabb részarányából önmagában nem következik hátrányos helyzet szerint nagyobb mértékű iskolai szegregáció.

Sajnálatos módon alig állnak rendelkezésre olyan adatok és mérések, amelyekből pontosan 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 azonban a szegregáció kisebb fokú, és nem is lehet olyan erős a két-három évfolyatra méretezett óvodai hálózatban, mint a tizenkét évfolyamos oktató, négy, hat, nyolc és tizenkét évfolyamos, állami, egyházi és magániskolákra, elitképzőkre, „mezei” középiskolákra és zsák-

3. Nem bocsátkozunk annak a kérdésnek a boncolgatásába, hogy egy szegregált iskola-rendszer hátráltatja vagy segíti-e a hátrányos helyzetű gyermekek fejlődését. Kertesi–Kézdi (2005) a nemzetközi szakirodalmat is áttekintő cikke alapján elfogadjuk, hogy a spontán szegregáció nem segíti a legrosszabb körülmények közül induló gyermekek fejlődését.

4. A Kemény et al. (2004) által közölt adatokat a Munkaerő-felméréssel összevetve 2003-ban a romák arányát az iskolázatlan férfinépességben 21 százalékra becsülhettük (Köllő 2009). Az arány azóta valószínűleg növekedett. A Kertesi–Kézdi (2010)-tanulmányban elemzett mintában az iskolázatlan szülők gyermekei között a romák aránya 37 százalékos volt.

utcás szakképzésre tagozódó közoktatásban, és ezt az Oktatási Hivatal néhány éve végzett ellenőrzése (Rozmis 2010) is megerősíti. Abban széles körű egyetértés uralkodik, hogy a játékos, a készségfejlesztésre épülő óvodai nevelési program nem vezet olyan szakadékszerű – a társadalmi háttérrel tüköröző – egyenlőtlenségekhez, mint a fejlődési fáziskülönbségekre elkülönítéssel válaszoló iskolai oktatás (Nagy 2009).<sup>5</sup>

Ha így van, akkor várakozásunk szerint a késleltetett iskolakezdesnek (többnyire: meghosszabbított óvodáztatásnak) sokkal erősebb hatást kell gyakorolnia a hátrányos helyzetből induló gyerekekre, mint a társadalmi „elit” sarjaira. Ezt a hipotézist az alacsony és magas státusú anyák gyermekeire külön-külön elvégzett becslésekkel teszteljük, kihasználva az OKM különlegesen nagy méretét.

#### AZ ADATOKRÓL

A vizsgálathoz az OKM mellett két további adatbázist (PIRLS, TIMSS) használunk.<sup>6</sup> Az elemzési minták csak a hat- és hétéves iskolakezdeket tartalmazzák (ehhez az adatok kevesebb mint két százalékát kellett kihagynunk). 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.

A tanulmányunk fő eredményei a 2006. évi OKM negyedikes, illetve nyolcadikos tanulóira vonatkozó adatain alapulnak. Az adatfelvétel 2006-ban teljes körű volt, így a használt 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 két évfolyamon különböző jellegű teszteredmények állnak rendelkezésünkre. A negyedikesek esetében használt összetett kompetencia teszteredmény az írás, olvasás, számolás, valamint a rendszerező, illetve kombinatív gondolkodás teszteredményeinek összege (minden rész-tesztpontszám ter-

5. Mindkét kérdésre visszatérünk a tanulmány végén.

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

jedelme 0–100 pont). Nyolcadikban is egy összetett kompetencia teszteredményt képzünk, mely a matematikai és az olvasási-szövegértési pontszámok átlaga. Minden teszteredményt a teljes mintában mért szórás százalékában fejezünk ki, a becslt iskolakezdési életkorhatások tehát szóráségségben mérnek: egy 50-es érték azt jelenti, hogy a késleltetés a szórás felével növeli meg a tesztpontszámot.

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, kontrollok 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 további hét változóval bővítjük, melyek az *Early Adolescent Home Observation for Measurement of the Environment (EA HOME) Inventory* bizonyos tételeit<sup>7</sup> 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 komponensei felmérésére szolgál, melyek hozzájárulnak a gyermek pszichikai és testi fejlődéséhez. A fejlődést segítő otthoni környezet, cselekvések, események megragadásához a közös családi programokra, a különórai részvétellel, a gyermek könyvolvasási szokásaira, illetve a saját írászta birtoklására vonatkozó változókat használjuk fel.

Hangsúlyozzuk, hogy noha rendelkezünk egy, az óvodázás hosszára vonatkozó kategorikus változóval (nem járt; egy évnél kevesebbet járt; egynél több, de kettőnél kevesebb évet járt; több mint két évet járt), de az csak az óvodázás részleges vagy teljes hiányának mérésére alkalmas. A vizsgált gyerekek zöme ugyanis kettő vagy három (szélső esetben négy) évet járt óvodába, és éppen ebben nyílik ollu az évsztesek és a hatévesen kezdők között. A becsléseinkben tehát lényegében nem tudunk kontrollálni az óvodázás hosszára, a becslt paraméterek ennek különbségeit is tükrözik.

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 gyerme-

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

keinek 90 százaléka járt óvodába két évnél hosszabb ideig, az iskolázatlan anyák gyermekeinél ez az arány jóval alacsonyabb: 76 százalék. A többi változó az anya iskolázottsága szerinti megoszlása a vártnak megfelelő képet nyújt. A hátrányos helyzetű gyermekek ritkábban olvasnak saját szövegekre könyveket, és ritkábban vesznek részt kulturális programokon a családjukkal.

A PIRLS a negyedik évfolyamos tanulók olvasási-szövegértési képességét méri, illetve az otthoni és az iskolai olvasási-tanulási szokások vizsgálatát tűzte ki célul. Az olvasási-szövegértési teszteredmények standardizált formában állnak rendelkezésre, 500 pontos nemzetközi átlaggal és 100 pontos nemzetközi szórással. A PIRLS-adatakon becslt modellben az OKM 2. modelljéhez 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. A PIRLS-adatak leíró statisztikái (melyeket itt nem mutatunk be) az OKM-hez hasonló képet nyújtanak.

A 2003. évi TIMSS a nyolcadik évfolyamosok matematikai tudását méri fel.<sup>8</sup> A 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-adatakon becslt modellt az OKM 2. modelljéhez hasonlóan magyarázó változókkal próbáltuk kialakítani. Jelen írásban a TIMSS leíró statisztikáit sem közöljük.

## EREDMÉNYEK

Becsléseink főbb eredményeit itt tömörítve ismertetjük, és grafikusán jelenítjük meg. Továbbá csak a HOME-indexre is kontrollált 3. modellverzió eredményeit mutatjuk be.

Az *1. ábrán* a három adatbázison, különböző eljárásokkal elvégzett becslések eredményei láthatók. Az oszlopok magassága (illetve itt: hossza) a késleltetett iskolakezdés hatását mutatja a kompetenciaszintre a negyedikesnél és a nyolcadikosoknál, a teljes mintában mért szórás százalékában. A becslt hatások az OKM-ben minden esetben szignifikánsak, a két nemzetközi adatfelvételen a sokkal kisebb, az OKM-minta 3–5 százalékára rú-

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

gó mintaméret miatt inszignifikánsak, de az irányuk megfelel az OKM-ben mértnek.

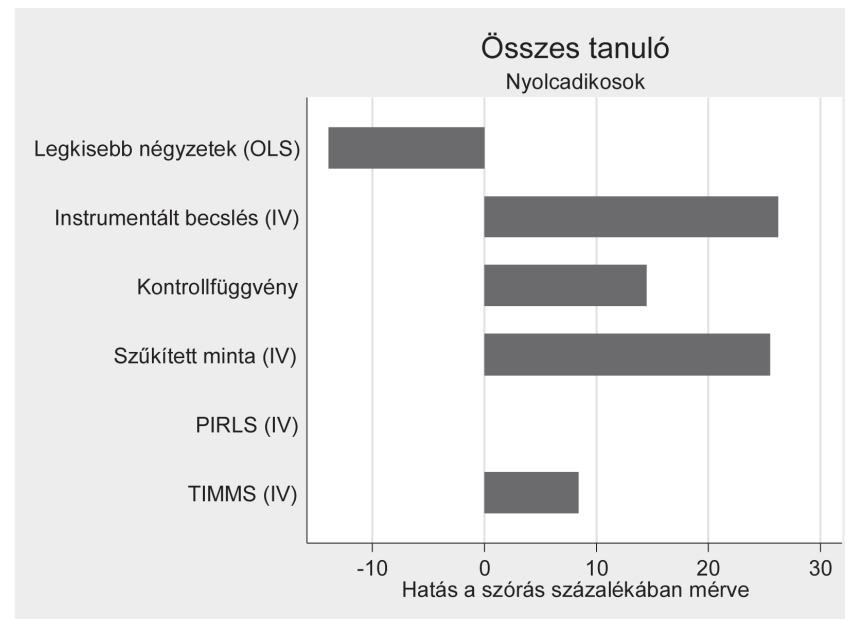
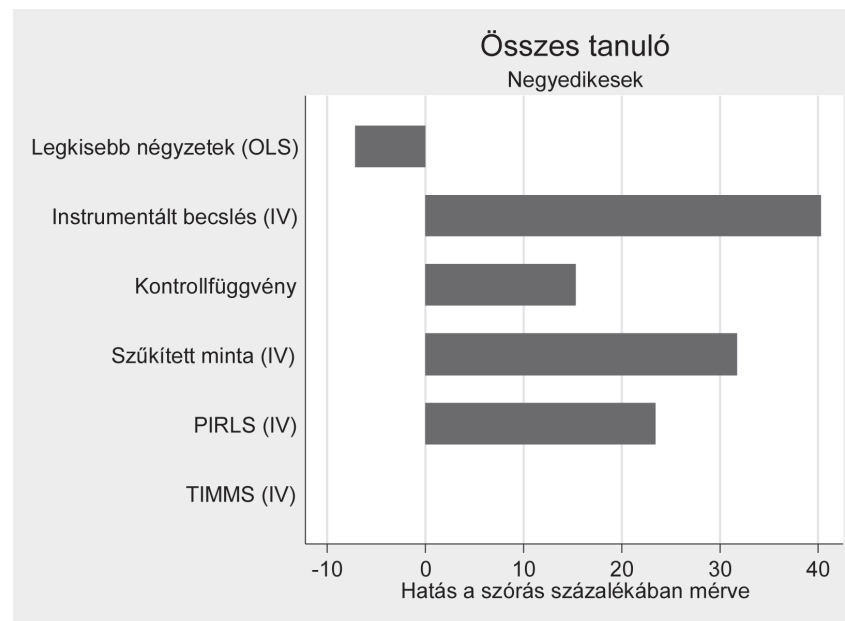
Mint látható, a legkisebb négyzetek módszerével (OLS) becsült hatás mindkét évfolyamnál negatív, azaz rosszabb teljesítményt jelez az évvesszte-seknél. A minden esetben pozitív IV-eredmények azonban világosan jelzik, hogy itt nem oksági összefüggésről van szó, hanem arról, hogy különféle meg nem figyelt tényezők egyidejűleg késleltetik az iskolakezdést, és rontják a teljesítményt.

Az ábra két további fontos tanulsággal szolgál. Egyfelől a mért hatások kisebbek a nyolcadikosoknál, mint a negyedikeseknél, ami arra utal, hogy a kései iskolakezdés pozitív hatása idővel gyengül, azaz, a tesztelési életkorhatás (*age at test effect*) dominál. A magyar iskolarendszerben jellemző korai szelekció miatt azonban a negyedikes teljesítményeltérések is fontosak, továbbá a nyolcadikosban mért hatások sem elhanyagolható mértékűek. Másfelől a kontrollfüggvénnyel becsült hatások kisebbek, mint az IV-val mérték, amire akkor számíthatunk, ha az önkéntes (szülői, pedagógusi) késleltetés hozama átlagosan alacsonyabb, mint a tisztán a véletlennek köszönhető késleltetésé. Úgy tűnik, az önkéntes évvessztők között valóban kevesebb az iskolaérett gyerek.

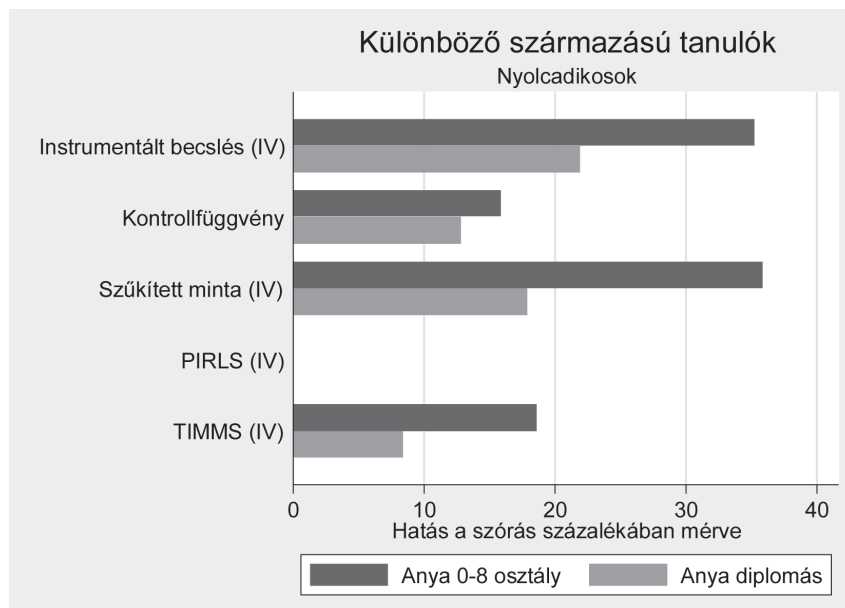
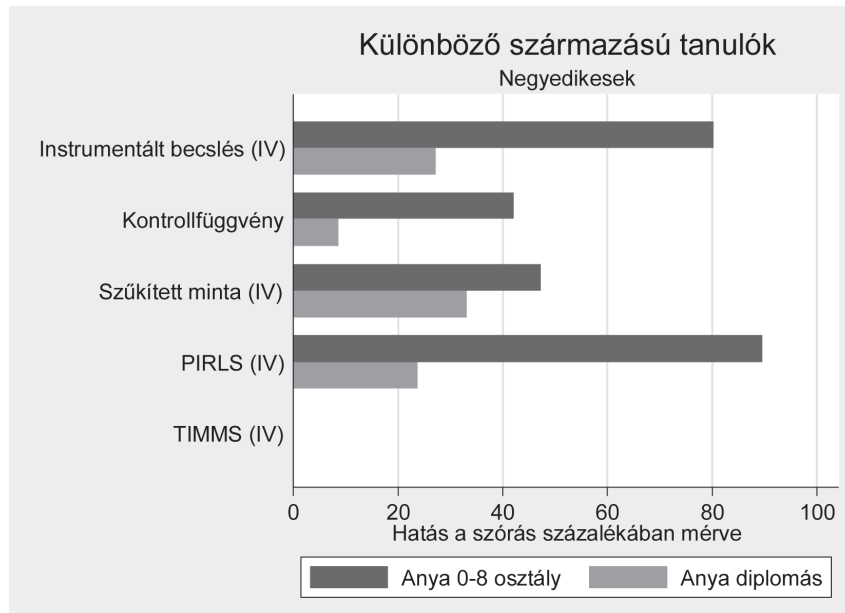
A 2. ábra az alacsony és magas iskolai végzettségű anyák gyermekeire vonatkozik. Látható, hogy az előbbieket esetében a halasztás hatása a negyedikes teszteredményre sokkal nagyobb (és ami itt nem látható: a magas státusú gyerekeknél mért hatás az esetek egy részében nem is szignifikáns). Náluk a hatás 0,4–0,8 szórás egységnyi, míg a diplomás anyák gyermekeinél csupán 0,2–0,3 mértékű. A nyolcadikosoknál a hatások mindkét csoport esetében gyengébbek, a csoportközi különbségek is kisebbek, különösen a kontrollfüggvényt használó modell esetében, de a pontbecslések kivétel nélkül erősebb hatást mérnek a hátrányos helyzetű, mint a diplomásgyerekek esetében.

Megjegyezzük, hogy a becsléseket elvégeztük a tesztelés területe szerinti bontásban is, és azt találtuk, hogy a teljesítménykülönbségekre gyakorolt hatás lényegesen erősebb az olvasás- és íráskészség, mint a matematika esetében, ahol a veleszületett képességek befolyása minden valószínűség szerint nagyobb.

1. ábra. Az egy évvel későbbi iskolakezdés hatása a teszteredményekre



2. ábra: Az egy évvel későbbi iskolakezdés hatása a teszteredményekre különböző társadalmi háttérű tanulók esetében



## AZ EREDMÉNYEK ÉRTÉKELÉSE

Az eredmények összhangban állnak a várakozással: a legfeljebb általános iskolát végzett anyák gyermekeinek esetében az évvészítés pozitív hatása a teszteredmény szórásának 40-80 százalékára rúg a negyedikesek és 25-40 százalékára a nyolcadikosok körében, a tesztelt kompetenciáktól függően. A diplomás anyák gyermekeinek körében a hatás a negyedikeseknél csak 20-30 százalékra, a nyolcadikosoknál 10-20 százalékra tehető. A becslések arra utalnak, hogy a késleltetett iskolakezdés segíti az alapvető készségek elsajátítását, bár ez a hatás idővel halványulni kezd.

Az az eredmény, hogy a később kezdők teljesítménye *ceteris paribus* jobb, nem tekinthető újnak, és összhangban van azzal a magyarázattal, hogy ők idősebbek a tesztelés időpontjában, minden pillanatban idősebbek az átlagos osztálytársuknál, továbbá sikeresebbek az átlagos tanulóra szabott tananyag elsajátításában. Ugyanakkor ezek a mechanizmusok nem magyarázzák a feltűnően nagy csoportközi különbségeket. Ezek, meggyőződésünk szerint, az óvodáknak, az iskoláknak és a különböző társadalmi állású családoknak a készségfejlesztés terén meglévő hatékonyságbeli előnyeivel-hátrányaival függnek össze, melyek országról országra és társadalmi csoportonként is változnak.

Magyarországon az alacsony státusú családok (melyek általában sem tudják hatékonyan segíteni az iskoláskorú gyermekeiket mint arra Kertesi-Kézdi 2010 rámutatnak) valószínűleg kevésbé sikeresek abban, hogy elhárítsák az osztályátlagnál fiatalabb gyermekeiket sújtó, ez esetben *negatív* abszolút és relatív életkorhatásokat. Ezért a késleltetés hozama különösen erős lehet.

Egy sajátos összetételhatás is hozzájárulhat a megfigyelt eredményekhez: az önkéntes halasztás a szegény és különösen a roma családok esetében a többséghez hasonlulás (amit „*acting white*” néven is tárgyal a szakirodalom Fryer-Torelli 2005 nyomán) jele lehet. Ennek a törekvésnek köszönhetően a jó képességűek aránya magasabb lehet az alacsony, mint a magas státusú halasztók között.

Mindazonáltal azt gondoljuk, hogy a legfontosabb mögöttes tényező a meghosszabbított óvodázás, illetve az, hogy a magyar óvodák sikeresebben fejlesztik az alapkészségeket, mint a szegény gyerekek számára elérhető iskolák. Az óvodai nevelés programja még ma is sokat őriz a Montessori-gyökerekből, és általában a játékos, részt vevő tanulás-tanítás hagyományából. Az óvoda sokkal kevésbé tud és akar kirekesztéssel válaszolni a fejlődési fáziskülönbségekre, mint az iskola (erről lásd Nagy 2009).

Legalább ennyire fontos, hogy az óvodák sokkal kevésbé szegregáltak, mint az iskolák. A legtöbb gyerek a lakóhelyéhez legközelebbi óvodába jár. Az OH már említett ellenőrzése csupán 8,2 százaléknyi körzeten kívüli gyereket azonosított a megvizsgált óvodákban, és belső szegregációra utaló jeleket sem talált. Ugyanakkor az általunk vizsgált OKM-mintákban a tanulók 29, illetve 31 százaléka járt körzeten kívüli iskolába.

Eredményeink összhangban állnak a Kertesi–Kézdi (2012) tanulmányával, amely kimutatja, hogy a társadalmi státus szerinti teszteredmény-különbségek csökkennek az óvodázás hosszával. A hosszabb óvoda késleltetett pozitív hatása sokkal erősebb az alacsony, mint a magas státusú gyerekek között. Ugyanakkor a társadalmi szakadék szélesedik az iskolába járás hosszával: az OKM-mintában a diplomás és képzetlen szülők gyermekei közötti teszteredmény-különbség 1,02 szórásegység negyedikben, de 1,21 nyolcadikban.

A rendelkezésünkre álló adatokból nehéz közvetlen bizonyítékot találni arra, hogy az iskolai szegregáció befolyásolja-e a késleltetett iskolakezdés teszteredményekre gyakorolt hatását. Ha a szegregáció számít, akkor gyengébb életkorhatást várunk azoknál a gyerekeknél, akik integrált osztályokba járnak, azaz akiknek az esetében az óvodai és az iskolai környezet közötti kontraszt nem olyan éles. Az OKM-ben, jobb híján, csak a negyedik (és nem az első) osztályszerkezetre vonatkozó adatokat tudunk használni: ennek alapján különböztetünk meg integrált és szegregált osztályokat. Az előbbi csoportba azokat soroljuk, ahol a 0–8 osztályt végzett anyák gyermekeinek aránya nem éri el a 20 százalékot, az utóbbiba azokat, ahol az 50 százalékot is meghaladja. (Az osztópontokat az eloszlás 25. és 75. percentilisének helyeztük el). A becslést csak azokra a tanulóra végezzük el, akiknek az édesanyja nem végzett nyolc osztálynál többet. Noha most sokkal kisebb mintával és zajos adatokkal dolgozunk, így is nagy különbséget találunk az életkorhatás mértékében: specifikációtól függően 0,75–0,95 szórásegységnyi a szegregált osztályokban tanulóknál (a hatások 0,05 és 0,1 szinten szignifikánsak) és inszignifikáns, 0,25–0,36 mértékűeket az integrált osztályokban.

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 kötelező és ingyenes közzoktatás nem a 6–16 éves, hanem a 7–17 éves korosztályokra terjedne ki, abból valószínűleg semmilyen előny nem származna. A bemutatott eredmények is erősítik azonban az alapkészségek fejlődésével foglalkozó oktatáskutatók következtetését, amely szerint hasznos lenne az alsó tagozatos oktatási programot szellemében, eszközeiben és a nevelt gyermekek kiválasztásában az óvodaihoz közelíteni.

## HIVATKOZÁSOK

- Altwicker-Hámori, S.–Köllő, J. (2012): Whose Children Gain from Starting School Later? Evidence from Hungary. *Educational Research and Evaluation: An International Journal on Theory and Practice*, Volume 18, Issue 5, 459–488. (2012)
- 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.–Dhuy, E. (2006). The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence
- 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.
- 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.
- 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 Statistical Association*, 90 (430), 443–450.
- 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.
- Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. In: O. Ashenfelter–D. Card (Eds.) *Handbook of Labor Economics* 3 (1801–1863). Amsterdam: Elsevier
- Card, D. (2001). Estimating the Returns to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. *Econometrica*, 69 (5), 1127–1160.
- Cascio, E.–Schanzenbach, D. W. (2007). First in the Class? Age and the Education Production Function. NBER Working Paper 13663.
- Csapó, B.–Molnár, Gy.–Kinyó, L. (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.



- 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.
- Fryer, R. G. Jr.–Torelli, P. (2005). An Empirical Analysis of 'Acting White'. NBER Working Paper 11334.
- 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. (Eds.) (2003). PIRLS 2001 User Guide for the International Data-base. International Study Center, Lynch School of Education, Boston College.
- Hámori, Sz.–Köllő, J. (2012). Kinek használ az évvesztés? *Közgazdasági Szemle*, LVIII. évf., 2011. február, 133–157
- Havas, G.–Kemény, I.–Liskó, I. (2002): 'Cigány gyerekek az általános iskolában'. Oktatókutatató Intézet, Research Papers 231, Budapest
- Havas, G. (2004): Halmozottan hátrányos helyzetű gyerekek – és az óvoda, *Iskolakultúra*, 4, 3–15.
- Havas, G. (2008). Equality of opportunity, desegregation. In: K. Fazekas–J. Köllő–J. Varga (Eds.) *Green Book for the Renewal of Public Education in Hungary* (131–149). Budapest: Ecostat
- Havas, G.–Liskó, I. (2006). *Óvodától a szakmáig*. Budapest: Oktatókutatató Intézet–Új Mandátum
- Hermann, Z.–Molnár, T. L. (2010). Országos Kompetenciamérési Adatbázis. Elérhető: <http://adatbank.mtaki.hu/files/dokum/7.pdf>
- 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.–Schneepf, S. V. (2008). Social Segregation in Secondary Schools: How Does England Compare with Other Countries? *Oxford Review of Education*, 34 (1), 21–38.
- Kemény, I.–Jankó, B.–Lengyel, G. (2004). *A magyarországi cigányság, 1971–2003*. Budapest: Gondolat Kiadó–MTA Etnikai-nemzeti Kisebbségkutató Intézet

- Kertesi, G.–Kézdi, G. (2005). Általános iskolai szegregáció – Okok és következmények. *Közgazdasági Szemle*, 52 (4–5), 317–356., 462–480.
- Kertesi, G.–Kézdi, G. (2009). Iskoláskor előtti egyenlőtlenségek. In: K. Fazekas (Ed.) *Oktatás és foglalkoztatás* (107–121). Budapest: IE HAS
- Kertesi, G.–Kézdi, G. (2009a): Általános iskolai szegregáció Magyarországon az ezredforduló után. *Közgazdasági Szemle*, november, 959–1000.
- Kertesi, G.–Kézdi, G. (2010). Segregation of Primary Schools in Hungary. A Descriptive Study Using Data from the National Assessment of Basic Competencies of 2006. In: K. Fazekas–A. Lovász–Á. Telegdy (Eds.) *The Hungarian Labour Market 2010* (99–119.) Budapest: IE HAS, Hungarian Employment Foundation
- Kertesi, G.–Kézdi, G. (2012). Az óvodáztatási támogatásról – Egy feltételekhez kötött képzéstámogatás. Budapest: Institute of Economics, mimeo
- Köllő, J. (2009): A pálya szélén – Iskolázatlan munkanélküliek a poszt-szocialista gazdaságban, Budapest, Osiris
- Leuven, E.–Lindhal, M.–Oosterbeek, H.–Webbink, D. (2010). Expanding schooling opportunities for 4-year-olds. *Economics of Education Review*, 29, 319–328.
- Martin, M. O. (Ed.) (2005). *TIMSS 2003 User Guide for the International Data-base*. Chestnut Hill, MA: 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.
- Nagy, J. (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.
- Rozmis, A. (2010). Összegző jelentés az esélyegyenlőségi project keretében szervezett, egyenlő bánásmód követelményének érvényesülésére irányuló hatósági ellenőrzés tapasztalatairól – kiemelten az óvodai felvételek és a gyermekek csoportba sorolása. <http://www.oh.gov.hu/kozoktatasi/kozoktatasi-hatosagi/elvezett-hatosagi>
- Strøm, B. (2004, September). *Student Achievement and Birthday Effects*. Paper presented at the conference of CESifo/PEGP on Schooling and Human Capital Formation in the Global Economy: Revisiting the Equity-Efficiency Quandary, Munich, Germany

## FÜGGELÉK: AZ OKM MINTA ALAPSTATISZTIKÁI

## F1. táblázat

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

	4. évfolyam		8. évfolyam	
	(1)	(2)	(3)	(4)
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
Osztálylétszám	19,96	24,15	20,93	25,41
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 mindennap vagy majdnem mindennap megbeszéli az iskolában történeteket: Igen	68,50	88,44	54,72	72,04
Család mindennap vagy majdnem mindennap megbeszéli az iskolában történeteket: Nem	25,27	10,22	42,83	26,58
Család mindennap vagy majdnem mindennap 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

	4. évfolyam		8. évfolyam	
	(1)	(2)	(3)	(4)
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 sohasem	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 (0,38)	6,95 (0,35)	6,96 (0,37)	6,91 (0,35)
Átlagos várható beiskolázási életkor (év)	6,80 (0,29)	6,80 (0,28)	6,80 (0,29)	6,80 (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.

*Havas Gábor és felesége, Liskó Ilona, Ici 2004-ben (1999–2000-es kutatásuk folytatásaként) közösen vezettek egy országos kutatást a cigány gyerekek általános iskolai oktatási helyzetéről.\* Ici 2005-ben a kutatási tapasztalatok alapján kiválasztott tíz jellegzetes területet, hogy azokról a meghívott résztvevők esettanulmányokat írjanak egy leendő kötet számára. A tervezett tíz tanulmány közül csak a mieink készültek el. A két írás azóta az „asztalfiókunkban” porosodott. Úgy gondoltuk, a mostani jó alkalom arra, hogy elővegyük őket, és a köz elé bocsássuk, Gábornak boldog hetvenedik születésnapot kívánva – és egyben Ici emléke előtt is tisztelegve.*

Lengyel Gabriella

Matern Éva

\* A kutatási beszámoló megjelent a Felsőoktatási Kutatóintézet Educatio füzetek, Kutatás közben sorozatában, *Havas Gábor–Liskó Ilona: Szegregáció a roma tanulók általános iskolai oktatásában, 2005*; és olvasható például itt: [http://www.biztoskezdet.eu/uploads/attachments/havas\\_lisko\\_szegregacio\\_altalanos.pdf](http://www.biztoskezdet.eu/uploads/attachments/havas_lisko_szegregacio_altalanos.pdf).