

HÁMORI SZILVIA–KÖLLŐ JÁNOS

Kinek használ az évvesztés?

Iskolakezdési kor és tanulói teljesítmények Magyarországon

Tanulmányunkban a beiskolázási életkor és a negyedik, illetve nyolcadik osztályosok teszteredményeinek összefüggését vizsgáljuk az országos kompetenciamérés 2006. évi hulláma alapján, a figyelmet az iskolázatlan, illetve diplomás anyák gyermekeire összpontosítva. Az instrumentális változók módszerével becslött eredmények arra utalnak, hogy az évvesztes, hétévesen beiskolázott gyermekek összességben jobban teljesítenek a kompetenciaméréseken, 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.*
Journal of Economic Literature (JEL) kód: I21, I28, J24.

Tanulmányunkban a beiskolázási életkor és a kompetenciamérés teszteredményeinek ok-sági összefüggését vizsgáljuk az országos kompetenciamérés 2006. évi hulláma¹ – 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 kompetenciamérés 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,² 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 kezdte később a tanulmányait.

Az iskolát késve kezdők kiválasztódása nyilvánvalóan nem véletlenszerű, ezért a legkisebb négyzetek módszerével (OLS) becslött iskolakezdési életkor hatása torzított.

*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 változataihoz fűződő tanácsaikért és segítségükért, valamint a sziráki Szerkezeti és válságproblémák a munkapiacon című szakmai konferencia és a frankfurti Johann Wolfgang Goethe-University kutatászeminárium résztvevőinek. A tanulmány részben a Swiss Leading House of „Economics of Education” program vendégkutatása keretében készült. Az intézmény vendégszeretetéért Hámosi Szilvia ezúton mond köszönetet.

¹ A 2006. május 31-én országos felmérés zajlott a 4., 6., 8. és a 10. osztályosok körében. A 6., 8. és 10. évfolyamok tesztfüzetait az Oktatási Hivatal, a 4. évfolyamos alapkészségmérés tesztfüzetait a SuliNova Kht. Képességfejlesztési Kutatóközpontja állította össze.

² 1986 előtt, egyetlen dátumhoz, augusztus 30-ához volt kötve a javasolt iskolakezdési kor, amelyet 1986-ban május 31-ére változtattak. A tanulmányban vizsgált korosztályok már 1986 után, az új, rugalmas beiskolázási szabályok szerint kezdték el az iskolát.

Tanulmányunkban, a nemzetközi szakirodalmat követve, az instrumentális változók (IV) módszerét használjuk: a tényleges beiskolázási életkorhoz a várható iskolakezdési életkort alkalmazzuk instrumentális változónak, amelyet a gyermek születési hónapja és a tankötelezettség kezdetéről szóló szabály határoz meg. Az instrumentális változós módszer a *klasszikus évvessztesekre* mért hatást identifikálja, azaz azokra a gyermekekre gyakorolt hatást, akik a beiskolázási szabályt követve kezdték el hétévesen az iskolát (lásd *Imbens–Angrist* [1994]). Az instrumentális változók módszerével becslült életkorhatás csak akkor méri torzítatlanul, hogy a késleltetett iskolakezdés milyen hatást gyakorol a populáció egy véletlenül kiválasztott tagjára, ha az *önkéntes* késleltetés, illetve a *klasszikus évvessztés* 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 gyermekek összességéről.

Alapvető feltevésünk 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. Ezt a hipotézist az alacsony és magas státusú anyák gyermekeire külön-külön elvégzett becslésekkel ellenőrizzük, kihasználva az országos kompetenciamérés különlegesen nagy méretét. Az eredmények összhangban állnak a várakozással: a legfeljebb általános iskolát végzett anyák gyermekeinek esetében az évvessztés pozitív hatása a teszteredmény szórásának 80 százalékára rúg a negyedikesei, és 25–40 százalékára a nyolcadikosok körében, a vizsgált készségtől 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 velészületett 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, amelyben csak az évvessztés 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 (*Progress in International Reading Literacy Study, PIRLS*) 2001. évi, valamint a matematika és természettudomány nemzetközi összehasonlító teljesítménymérése (*Trends in International Mathematics and Science Study, TIMSS*) 2003. évi magyar almintáin is. A hatás irányai és relatív erősségei az országos kompetenciamérés esetében tapasztalt mintázatot követik, de a kisméretű (az országos kompetenciamérés 3–5 százalékánál nem nagyobb) mintákon becslült egyúthatók 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.³

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 (*Fl. táblázat*). Mivel a gyengébb képességű gyermekek körében várhatóan gyakoribb a késleltetett kezdés, az iskolakezdési életkor és az iskolai teljesítmény között negatív korreláció mutatható ki, ami azonban nemcsak az általunk vizsgált oksági kapcsolatot, hanem a képességek különbségét is tükrözi. E probléma kezelésére számos empirikus tanulmány az *instrumentális változók (IV) módszerét* használja (*Bedard–Dhuey* [2006], *Black és szerzőtársai* [2008], *Cascio–Schanzenbach* [2007], *Datar* [2006], *Elder–Lubotsky* [2009], *Fertig–Kluve* [2005], *Fredriksson–Öckert* [2005], *Leuven és szerzőtársai* [2004], *McEwan–Shapiro* [2008], *Puhani–Weber* [2007], *Strøm* [2004]). Instrumentumként a „várható beiskolázási életkort” használják, amelyet a gyermek születési hónapja és a tankötelezettség kezdetéről szóló szabály alapján képeznek, azon feltételezéssel, hogy a várható beiskolázási életkor a tényleges beiskolázás életkorral korrelál, viszont a hibataggal (többek között a meg nem figyelhető képességekkel) nem.

Az instrumentális változók módszerével 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–Angrist* [1994]).⁴ Esetünkben a helyi kezelési hatás azokra a tanulókra vonatkozik, akik azért kezdték az iskolát hétévesen, mert a születésnapjuk a beiskolázási küszöb utáni időszakra esett, a beiskolázási életkor hatását tehát a szabálykövető csoportokat jellemző eltérésekből identifikáljuk.

A beiskolázási életkor hatása több csatornán keresztül érvényesül. Három összetevőt különböztetnek meg: a *méréskori életkorkülönbségből* fakadó hatást (*age-at-test effect*), valamint az *abszolút és relatív életkori hatásokat* (*Black és szerzőtársai* [2008], *Cascio–Schanzenbach* [2007], *Datar* [2006], *Fredriksson–Öckert* [2005], *Leuven és szerzőtársai* [2010], *McEwan–Shapiro* [2007]). Ami az elsőt illeti, a hétévesen beiskolázott gyermekek a teszt időpontjában *többet tudnak*, egyszerűen azért, mert idősebbek és/vagy mert tovább jártak óvodába. Ha ez a hatás dominál, akkor a beiskolázási életkor hatása az iskolai pályafutás folyamán gyengül vagy teljesen elenyészik, mivel a korai életkorban felhalmozott tudás a későbbi tudásmennyiségeknek egyre kisebb részét teszi ki. Más a helyzet, ha az *abszolút életkori hatás* a döntő, ami a késleltetett beiskolázással együtt járó fokozott *tanulóképességen* nyugszik. Ha az idősebben beiskolázott gyermek az is-

³ 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. Azt vártuk, hogy hasonló arányban döntenek az iskolába lépés elhalasztása, illetve előrehozása mellett. Az adatok szerint ez nem teljesült, lényegesen több a késleltetett, mint az előrehozott iskolakezdés (*Fl. táblázat*).

⁴ *Imbens–Angrist* [1994] az instrumentális változós modellben a populációt három alcsoportra osztja fel: szabálykövetőkre (*compliers*), lehetőségmegragadókra (*always-takers*) és lehetőségelutasítókra (*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 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 le hétévesen az iskolát, míg a lehetőségelutasítók 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 megszorító feltevések nélkül (*Angrist* [2004], *Angrist–Pischke* [2009]).

kola 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* van túlsúlyban. 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 *múló* 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 négyzetes módszerével (OLS) becsülhetjük [(1) egyenlet]. A legkisebb négyzetes becslés azonban torzított, ha a késleltetett gyermekek 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 (IV) módszerével 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 $\text{Cov}(K_i^T, K_i^V) \neq 0$, a hibatag és várható beiskolázási életkor azonban független egymástól: $\text{Cov}(\varepsilon_i, K_i^V) = 0$.

Az instrumentális változós modell első lépcsőjében K_i^V hatását becsüljük K_i^T -re legkisebb négyzetes 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, amelyek hatást gyakorolnak a tényleges beiskolázási életkorra, mint például a gyermek fizikai érettsége. A második lépcsőben a (3) regressziós egyenletet becsüljük legkisebb négyzetes 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, amelyek 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 megkezdheti 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 gyermekekénél valamivel gyakoribb az önkéntesen késleltetett beiskolázás, mint a diplomás anyák gyermekei körében. Az *F1. és F2. ábra* a várható, illetve tényleges beiskolázási életkort ábrázolja az iskolázatlan, illetve diplomás anyák gyermekei körében az országos kompetenciamérés 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 gyermeknél, 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 iskolarendszerben

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

Afelől nem lehet kétségünk, hogy az iskolába lépve a hátrányos helyzetű magyar gyermekek a fejlődésüket igen kevésbé segítőkörnyezetbe 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 és szerzőtársai* [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] TIMSS- és PIRLS-adatokon alapuló tanulmányára támaszkodva hozzáférhetjük: az, ami első lépésben iskolán belüli szórásnak tűnik, valójában igen nagy 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 igen korai a specializáció, a gyengén és jól teljesítők szétválasztása; az iskolák felügyeletét pedig

közel háromezer önkormányzat végzi, amelyeken a kormányzat – ha van ilyen szándéka – sem tudja számon kérni a szegregációt mérséklő lépéseket.⁵

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 egyharmadát.⁶ Mint *Kertesi–Kéző* [2009a] megállapítja: az elkülönítésre irányuló társadalmi erők csak akkor erősek, ha a *hátrányos helyzetű* tanulók nem kis része *roma* tanuló is egyben. Ha a két részarány értéke nem együtt változik, akkor a hátrányos helyzetű tanulók relatíve magasabb részarányából nem következik hátrányos helyzet szerint nagyobb mértékű iskolai szegregáció.

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 fázisbeli különbségeket, mint az iskola. A közmegegyezés szerint a szegregáció kisebb fokú, és nem is lehet olyan erős a két-három évről méretezett óvodai hálózatban, mint a tizenkét évfolyamos 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 fázisbeli különbségekre 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 gyermekekre, mint azokra, akiknek szülei a társadalmi „elithez” tartoznak. Ezért a becslések során különbséget fogunk tenni az „alacsony” és „magas” státusú gyermekek között, az anya iskolázottsága alapján.

Az adatokról

A vizsgálathoz három adatbázist használunk: országos kompetenciamérés, PIRLS és TIMSS.⁷ Az elemzési minták mindhárom adatbázis esetében csak a hat- és hétéves iskolakezdőket tartalmazza (ehhez az adatok kevesebb mint két százalékát kellett kihagynunk).⁸ Továbbá, csak azokat a tanulókat vizsgáljuk, akiknél sem a teszteredmény, sem a születési dátum nem hiányzik. A hátrányos helyzetű gyermekek 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.

⁵ Nem bocsátkozunk annak a kérdésnek a boncolgatásába, hogy egy szegregált iskolarendszer hátráltatja vagy segíti-e a hátrányos helyzetű gyermekek fejlődését. *Kertesi–Kéző* [2005] a nemzetközi szakirodalmat is áttekintő cikke alapján elfogadjuk, hogy a spontán szegregáció nem segíti a legrosszabb körülmények közül induló gyermekek fejlődését.

⁶ A *Kemény és szerzőtársai* [2004] által közölt adatokat a KSH munkaerő-felmérésével összevetve 2003-ban a romák arányát az iskolázatlan férfinepességben 21 százalékosra becsülhetjük (*Köllő* [2009]). Az arány azóta valószínűleg növekedett. *Havas–Liskó* [2005] becslése szerint 2003-ban a roma gyerekek aránya a normál osztályokban 30 százalék, a tagozatos osztályokban 15 százalék, a kisegítő osztályokban 70 százalék volt. A *Kertesi–Kéző* [2010] tanulmányban elemzett mintában az iskolázatlan szülők gyermekei között a romák aránya 37 százalékos volt (lásd a tanulmány 2. táblázatát).

⁷ Az OKM-, PIRLS-, illetve TIMSS-adatokról bővebben lásd *Hermann–Molnár* [2010] és *Kertesi–Kéző* [2009b], *Gonzalez–Kennedy* (szerk.) [2003], illetve *Martin* [2005].

⁸ 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.

Országos kompetenciamérés (OKM), 2006

A tanulmányunk fő eredményei a 2006. évi országos kompetenciamérés negyedik, illetve nyolcadikos tanulóira vonatkozó adatain alapulnak. Az adatfelvétel, illetve a negyedik és nyolcadikos tanulók teljesítményének értékelése 2006-ban teljes körű volt, így a használati minták rendkívül nagyok, 80 ezernél több tanulóra terjednek ki. Az országos kompetenciamérés 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 készségekkel. A kompetenciamérésre a tanév végén, májusban kerül sor, így mindkét évfolyamon a tanulók „kimeneti” tudását méri.

A két évfolyamon különböző jellegű teszteredmények állnak rendelkezésünkre. *Kertesi-Kézdi* [2009b] tanulmányát követve, negyedikben egy összetett kompetenciamérés teszteredményét használjuk, amely az írás, olvasás, számolás, rendszerező, illetve kombinatív gondolkodás teszteredmények összege (minden résztesztpontszám terjedelme 0–100 pont). Nyolcadikban három kompetenciateszt-eredményt 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. A harmadik egy összetett kompetenciamérés eredménye, amely a nyolcadikos matematikai és olvasási-szövegértési teszteredmények átlaga, és valamelyest megkönnyíti az évfolyamok közötti összehasonlítást.

Az országos kompetenciamérés egyik nagy előnye, hogy a gyermekek pontos születési dátumát és az évisméltési adatokat is rögzíti, így pontosan kiszámítható a gyermekek tényleges iskolakezdési életkora. Továbbá, az országos kompetenciamérés számos, a tanulóira, a családi körülményeikre, valamint az iskolákra és azok telephelyeire vonatkozó változót tartalmaz. E változók lépcsőzetes bevonásával három modellt becslünk. Az első csupán a beiskolázási életkor hatását méri, kontrollváltozók bevonása 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 hét olyan változóval bővítjük a második modellünkhöz képest, amelyek a kamaszkorúak (10–15 évesek) otthoni környezetének azon komponenseit – az *Early Adolescent Home Observation for Measurement of the Environment (EA HOME) Inventory* bizonyos tételeit – méri, amelyek hozzájárulnak a gyermek pszichikai és testi fejlődéséhez (lásd *Elardo és szerzőtársai* [1975], *Bradley és szerzőtársai* [2000], *Kertesi-Kézdi* [2009b]).⁹ A fejlődést segítő otthoni környezet, tevékenységek, 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 *I. táblázat* nyújt részletes leírást.

Az *F1. táblázat* az országos kompetenciamérésre vonatkozó leíró statisztikákat mutat be. Jól látható, hogy az iskolázatlan anyák gyermekei alacsonyabb pontszámot 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 családjáikkal.

⁹ Az országos kompetenciamérésben 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 adataival dolgozunk. A PIRLS eredményeit alapvetően nemzetközi összehasonlításra használjuk (azok összevetettek például *Puhani–Weber* [2007] német eredményeivel). A PIRLS a negyedik évfolyamos tanulók olvasási-szövegértési képességét méri, illetve az otthoni és az iskolai olvasástanulási szokásokat vizsgálja. Ezenkívül 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 adatain becstelt modellben az országos kompetenciamérés 2. modelljéhez hasonló magyarázó változók szerepelnek: a gyermek beiskolázási életkora mellett a gyermek neve, az apa iskolázottságát, az otthoni olvasási szokásokat, a család méretét, a család anyagi helyzetét, illetve a könyvek számát tükröző mutatók (lásd bővebben az *1. táblázatot*). Az *F2. táblázat* (1) és (2) oszlopai a PIRLS-adatok leíró statisztikáit mutatják be, amelyek az országos kompetenciaméréshez hasonló képet nyújtanak.

1. táblázat

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 gyermeknek 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 mindennap vagy majdnem mindennap megbeszéli az iskolában történeteket; különórára 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 videolejátszó a családban; a könyvek száma

A matematika és a természettudomány nemzetközi összehasonlító teljesítménymérése (TIMSS), 2003

A harmadik adatbázisunk a 2003. évi TIMSS nyolcadik évfolyamos matematikai tudást felmérő része.¹⁰ A TIMSS-adatokat is nemzetközi összehasonlítás céljára használjuk (vizsnyítási alapként *Bedard–Dhuey* [2007] több OECD-országra vonatkozó eredményei szolgálnak). A TIMSS matematikai teszteredményei is standardizált formában állnak rendelkezésre, 500 pontos nemzetközi átlaggal és 100 pontos nemzetközi szórással. Bár a háttérváltozóknak a TIMSS adatbázisában rendelkezésre álló készlete az országos kompetenciaméréshez viszonyítva szegényes, a TIMSS-adatokon becstelt modellt az országos

¹⁰ A negyedik osztályosokra vonatkozó TIMSS nem nyújt információit a szülők iskolai végzettségéről, így tanulmányunkban a negyedik évfolyamos tanulókat nem vizsgáljuk.

kompetenciamérés 2. modelljéhez hasonlóan magyarázó változókkal próbáltuk kialakítani, amelyek az 1. táblázatban láthatók. Az F2. táblázat (3) és (4) oszlopai a TIMSS-adatokról az anya iskolai végzettsége szerinti bontásban adnak leírást.

Becslési eredmények

Először az országos kompetenciamérés negyedik és nyolcadikos tanulóinak teljes mintáin becsült legkisebb négyzetes, illetve instrumentális változós módszerek eredményeit hasonlítjuk össze. Majd évfolyamonként az instrumentális változós eredményeket tárgyaljuk az országos kompetenciamérés teljes mintáján és külön-külön az iskolázatlan, valamint diplomás anyák gyermekeinek almintáin. Ezt követően a PIRLS és TIMSS adatbázisain futatott iskolázatlan, illetve diplomás anyák gyermekeire 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 tartalmazzák, a főszövegben található táblázatok a hatásokat (2–6. táblázat) a teszteredmények teljes mintabeli szórásában kifejezve mutatják.

A legkisebb négyzetes versus instrumentális változós becslések

Alapmodellünkben (1. modell) a beiskolázási életkor hatását becsüljük a negyedik teljesítményre további kontrollváltozók bevonása nélkül. Ebben a modellben a legkisebb négyzetes módszerrel becsült együttható [lásd F4. táblázat, 1. modell, (1) oszlop] *negatív* korrelációra utal a beiskolázási életkor és a kompetenciamérés teszteredménye között a negyedikesek tanulók körében: a hétévesen beiskolázott gyermekek körülbelül 15 ponttal érnek el *kevesebbet* az összetett kompetenciamérésen, mint a hatévesen beiskolázott társaik. A kontrollváltozók bevonásával [lásd F4. táblázat, 2. és 3. modell, (1) oszlop] a legkisebb négyzetes módszerrel becsült együttható abszolút értékben csökken.

A legkisebb négyzetes eredménnyel ellentétben az instrumentális változós módszerrel becsült együttható a későbbi beiskolázás és a teszteredmény között *pozitív* kapcsolatot mutat a negyedikesek körében [lásd F4. táblázat, 1. modell, (3) oszlop]. Az érvesztes gyermekek körülbelül 29 ponttal érnek el *többet* az összetett kompetenciamérésen, mint hatévesen beiskolázott társaik. Eredményünk a legkisebb négyzetes módszerrel becsült együttható lefelé torzítására utal, hasonlóan Bedard–Dhuey [2006] és Puhani–Weber [2007] eredményeihez. A kontrollváltozók bevonásával az instrumentális változós eredmény nem változik, ami az instrumentális változós módszer 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 és szerzőtársai [2002]).

A nyolcadikos tanulók teljes mintáján becsült részletes eredmények az F5. táblázatban láthatók. A nyolcadikos tanulóokra vonatkozó teszteredmények is a legkisebb négyzetes módszerrel becsült együttható lefelé torzítását, illetve az instrumentális változós eljárás érvényességét bizonyítják.¹¹

Az időbeli összehasonlításnál két fontos szempontot kell figyelembe vennünk, amelyek 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 kompetenciateszt-

¹¹ A legkisebb négyzetes eredmény nemcsak a teljes mintákban, hanem az anya iskolázottsági szintje szerint bontott negyedik, illetve nyolcadikos mintákban is lefelé torzított.

eredményeken mért hatás a legalkalmasabb. E korlátok miatt csak óvatos következtetések vonhatók le a mért hatások időbeli alakulásáról. Az *F4.* és *F5. táblázat* instrumentális változós eredményei arra utalnak, hogy az évesztes gyermekek kompetenciamérésen elért előnye az iskolai pályafutás alatt *csökken*. Az időbeli összehasonlításakor szem előtt kell tartanunk, hogy a nyolcadikos teszteredmények szórása nagyobb, mint a negyedikeseké, így a beiskolázási életkor szórásában kifejezett hatása nagyobb csökkenésre utal, mint ha csak a becsült paramétereket hasonlítanánk össze (lásd *F4.* és *F5. táblázat*, valamint *2.* és *3. táblázat*). Az utóbbi szempontot az almintákra vonatkozó időbeli összehasonlítás során is figyelembe kell venni.

*Instrumentális változós becslések a negyedik évfolyamos
tanulókra az országos kompetenciamérés alapján*

A *2. táblázatban* a negyedik osztályosokra vonatkozó instrumentális változós eredmények találhatóak, a teljes minta teszteredményeinek szórásában kifejezve. A hátrányos helyzetű gyermekeknél erős, pozitív és szignifikáns hatást találunk, ami nagyságrendileg nem változik a kontrollváltozók bevonásával. A diplomás anyák gyermekeinél az évesztés 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, országos kompetenciamérés (OKM)

	$\hat{\beta}_2^{IV}$
Teljes minta, $N = 83\,425$	
1. modell	44,16
2. modell	41,28
3. modell	40,03
Iskolázatlan anyák gyermekei, $N = 14\,973$	
1. modell	96,03
2. modell	81,93
3. modell	80,19
Diplomás anyák gyermekei, $N = 16\,035$	
1. modell	26,25
2. modell	27,63
3. modell	27,15

Megjegyzés: $\hat{\beta}_2^{IV}$ a (3) egyenlet becsült együtthatóját jelöli. Az eredményeket a teszteredmények teljes mintabeli szórásában tüntettük fel. A dőlt számmal jelölt értékek statisztikailag szignifikánsak. A függő változó minden modellben az összetett kompetenciamérés teszteredménye. A különböző modellek leírása az *1. táblázatban* található.

*Instrumentális változós becslések a nyolcadikos évfolyamos
tanulókra, az országos kompetenciamérés alapján*

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

3. táblázat
 Becslési eredmények, 8. évfolyam, országos kompetenciamérés (OKM)

	$\hat{\beta}_2^{IV}$
Teljes minta, $N = 81\ 236$	
<i>Függő változó: az összetett kompetenciateszt eredménye</i>	
1. modell	27,35
2. modell	26,18
3. modell	26,31
<i>Függő változó: az olvasási-szövegértési teszt eredménye</i>	
1. modell	27,93
2. modell	27,00
3. modell	27,29
<i>Függő változó: a matematikai teszt eredménye</i>	
1. modell	22,61
2. modell	21,38
3. modell	21,35
Iskolázatlan anyák gyermekei, $N = 12\ 332$	
<i>Függő változó: az összetett kompetenciateszt eredménye</i>	
1. modell	38,59
2. modell	37,75
3. modell	35,24
<i>Függő változó: az olvasási-szövegértési teszt eredménye</i>	
1. modell	43,75
2. modell	43,70
3. modell	41,67
<i>Függő változó: a matematikai teszt eredménye</i>	
1. modell	27,63
2. modell	26,13
3. modell	23,52
Diplomás anyák gyermekei, $N = 17\ 409$	
<i>Függő változó: az összetett kompetenciateszt eredménye</i>	
1. modell	21,38
2. modell	19,79
3. modell	21,94
<i>Függő változó: az olvasási-szövegértési teszt eredménye</i>	
1. modell	20,13
2. modell	18,89
3. modell	21,35
<i>Függő változó: a matematikai teszt eredménye</i>	
1. modell	19,37
2. modell	17,67
3. modell	19,18

Megjegyzések: $\hat{\beta}_2^{IV}$ a (3) egyenlet becsült együtthatóját jelöli. Az eredményeket a teszteredmények teljes mintabeli szórásában tüntettük fel. A dőlt számmal jelölt értékek statisztikailag szignifikánsak. A különböző modellek leírása az 1. táblázatban található.

A hátrányos helyzetű gyermekeknél, bár a negyedikben mértnél kisebb, de még mindig szignifikáns és pozitív az évviztesek előnye: a matematikai teszteredmények szórásának 24 százaléka, az olvasási-szövegértési teszteredmények szórásának 42 százaléka, az összetett kompetenciamérés szórásának 35 százaléka rúg (3. modell eredményei). A diplomás anyák gyermekeinek körében az évviztes 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 kompetenciamérés teszteredményei arra engednek következtetni, hogy az évviztes gyermekek kompetenciamérésbeli előnye az iskolai pályafutás idején *csökken* mindkét alcsoportnál, ezt a következtetést azonban fenntartással kell kezelni a negyedikben, illetve nyolcadikban alkalmazott tesztek eltérései miatt.

Instrumentális változós becslések PIRLS- és TIMSS-adatokkal

A 4. táblázatban a PIRLS- és TIMSS-adatok eredményeit mutatjuk be, a teszteredmények teljes mintabeli szórásában kifejezve. Bár az eredmények statisztikailag nem szignifikánsak az alacsony esetszámok miatt, az együtthatók előjelei és relatív nagysága megfelelnek az országos kompetenciamérés eredményei alapján kialakult képnek. Érdeemes a Magyarországra vonatkozó PIRLS-, illetve TIMSS-eredményeket az azonos adatbázisokon alapuló nemzetközi eredményekkel összehasonlítani. A német tanulóokra 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 hasonlítanak 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).¹²

4. táblázat

PIRLS és TIMSS becslési eredmények

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

Megjegyzések: $\hat{\beta}_2^{IV}$ a (3) egyenlet becsült együtthatóját jelöli. Az eredményeket a teszteredmények teljes mintabeli szórásában tüntettük fel. A dőlt számmal 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.

¹² A magyar PIRLS- és TIMSS-teszteredmények szórása alacsonyabb, mint a német PIRLS-, illetve a nemzetközi TIMSS-teszteredmények szórása, így a magyar eredmények inkább hasonlítanak a német és OECD-országok eredményeihez, ha a becsült együtthatókat *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 és szerzőtársai* [1995], *Bound–Jaeger* [2000]).¹³ Az ilyenféle kritika kivédésére az újabb irodalom szűkített mintákon (*discontinuity samples*) becslési 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 instrumentális változós regressziókat lefuttatjuk az iskolázatlan, illetve diplomás anyák gyermekeinek almintáin úgy, hogy csak azok szerepeljenek az almintákban, akik két hónappal a beiskolázási küszöb előtt, illetve után születtek. Az ilyen negyedikes és nyolcadikos mintákon futatott regressziós eredményeket az 5. és 6. táblázatban közöljük. Mivel a mintáink a teljes minta csupán egyharmadát tartalmazzák, az együtthatókat kevésbé pontosan tudjuk becslni. Ezzel együtt jól látszik, hogy az eredmények hasonlóan a teljes mintákon becsült eredményekhez, amiből a választott instrumentum érvényességére következtetünk. Az F -értékek 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

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

Megjegyzések: $\hat{\beta}_2^W$ a (3) egyenlet becsült együtthatóját jelöli. Az eredményeket a teszteredmények teljes mintabeli szórásában tüntettük fel. A dőlt számmal jelölt értékek statisztikailag szignifikánsak. A függő változó minden modellben az összetett kompetenciamérés tesztjeinek eredménye. A különböző modellek leírása az 1. táblázatban található.

¹³ A születési hónap véletlenszerűsége vitatott a szakirodalomban. Például *Angrist–Kruger* [1992] két különböző tanulmány álláspontját állítja szembe egymással: míg az egyik szerint létezik úgynevezett *genetikus születésihónap-hatás* (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.

6. táblázat

Becslési eredmények, 8. évfolyam, országos kompetenciamérés (OKM),
szűkített minták: április–júliusban születettek

	$\hat{\beta}_2^{IV}$
Iskolázatlan anyák gyermekei, $N = 4126$	
<i>Függő változó: az összetett kompetenciateszt eredménye</i>	
1. modell	38,79
2. modell	37,77
3. modell	35,69
<i>Függő változó: az olvasási-szövegértési teszt eredménye</i>	
1. modell	42,69
2. modell	40,94
3. modell	40,03
<i>Függő változó: a matematikai teszt eredménye</i>	
1. modell	29,05
2. modell	28,90
3. modell	25,98
Diplomás anyák gyermekei, $N = 5936$	
<i>Függő változó: az összetett kompetenciateszt eredménye</i>	
1. modell	13,53
2. modell	14,15
3. modell	17,78
<i>Függő változó: az olvasási-szövegértési teszt eredménye</i>	
1. modell	11,70
2. modell	12,90
3. modell	16,95
<i>Függő változó: a matematikai teszt eredménye</i>	
1. modell	13,28
2. modell	13,23
3. modell	15,89

Megjegyzés: $\hat{\beta}_2^{IV}$ a (3) egyenlet becslt együtthatóját jelöli. Az eredményeket a teszt eredmények teljes mintabeli szórásában tüntettük fel. A dőlt számmal 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, hogy javíthatnak-e a hátrányos helyzetű szülők a gyermekeik iskolai esélyein, ha egy évvel később küldik őket iskolába. Az átlagos kezelési hatás becslésére Garen [1984] kontrollfüggvény módszerét követve egy műhelytanulmányban (Hámori [2008]) a PIRLS-, valamint TIMSS-adatok felhasználásával már kísérletet tett, 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 helyi kezelési hatást (*LATE*) mérő eredmények is erősítik azonban az alapkészségek fejlődésével foglalkozó oktatáskutatók következtetését: hasznos lenne az alsó tagozatos oktatási programot szellemében, eszközeiben és a nevelt gyermekek kiválasztásában közelíteni az óvodaihoz (*Nagy* [2009]).

Hivatkozások

- ANGRIST, J. D. [2004]: Treatment Effect Heterogeneity in Theory and Practice. *The Economic Journal*, Vol. 114. No. 494. C52–C83. o.
- 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*, Vol. 87. No. 418. o. 979–1014. o.
- ANGRIST, J. D.–PISCHKE, J.-S. [2009]: *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- BEDARD, K.–DHUEY, E. [2006]: The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-Run Age Effects. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121. No. 4. 1437–1472. o.
- 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. o.
- 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. o.
- 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. No. 430. 443–450. o.
- 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*, Vol. 10. No. 3. 247–288. o.
- 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. o.
- DATAR, A. [2006]: Does Delaying Kindergarten Entrance Give Children a Head Start? *Economics of Education Review*, 25. 43–62. o.
- DOBKIN, C.–FERREIRA, F. [2010]: Do School Entry Laws Affect Educational Attainment and Labor Market Outcomes? *Economics of Education Review*, 29. 40–54. o.
- 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. o.
- 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*, Vol. 44. No. 3. 641–683. o.
- 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. <http://ftp.iza.org/dp1659.pdf>.
- GAREN, J. [1984]: The Returns to Schooling: a Selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable. *Econometrica*, 52. 1199–1218. o.

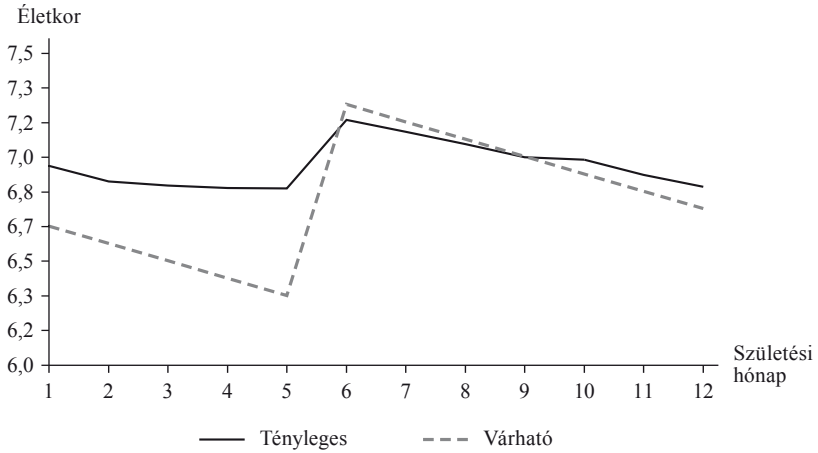
- GONZALEZ, E. J.–KENNEDY, M. A. (szerk.) [2003]: PIRLS 2001 User Guide for the International Database. International Study Center, Lynch School of Education, Boston College.
- HÁMORI SZILVIA [2008]: The Effect of School Starting Age on Academic Performance in Hungary. CDSE Discussion Paper, No. 34.
- HAVAS GÁBOR [2008]: Esélyegyenlőség, deszegregáció. Megjelent: *Fazekas Károly–Köllő János–Varga Júlia* (szerk.): Zöld könyv a magyar közoktatás megújításáért. Ecostat, Budapest, 121–138. o.
- HAVAS GÁBOR–LISKÓ ILONA [2006]: Óvodától a szakmáig. Oktatókutató Intézet – Új Mandátum, Budapest.
- HERMANN ZOLTÁN–MOLNÁR TÍMEA LAURA [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*, Vol. 62. No. 2. 467–475. o.
- 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*, Vol. 34. No. 1. 21–38. o.
- KEMÉNY ISTVÁN–JANKY BÉLA–LENGYEL GABRIELLA [2004]: A magyarországi cigányság, 1971–2003. Gondolat Kiadó – MTA Etnikai-nemzeti Kisebbségkutató Intézet, Budapest.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2005]: Általános iskolai szegregáció, I. Okok és következmények; II. Az általános iskolai szegregálódás folyamata Magyarországon és az iskolai teljesítménykülönbségek. *Közgazdasági Szemle*, 52. évf. 4. és 5. sz. 317–356. o. és 462–480. o.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2009a]: Általános iskolai szegregáció Magyarországon az ezredforduló után. *Közgazdasági Szemle*, 56. évf. 11. sz. 959–1000. o.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2009b]: Iskoláskor előtti egyenlőtlenségek. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): Oktatás és foglalkoztatás. KTI Könyvek, MTA KTI, Budapest, 107–121. o.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2010]: Iskolázatlan szülők gyermekei és roma fiatalok a középiskolában. *Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek*, 2010/3. MTA KTI–Corvinus Egyetem, Budapest.
- KÖLLŐ JÁNOS [2008]: Foglalkoztatáspolitikai eszközök az oktatási reformok sikerének előmozdítására. Megjelent: *Fazekas Károly–Köllő János–Varga Júlia* (szerk.): Zöld könyv a magyar közoktatás megújításáért. Ecostat, Budapest, 259–273. o.
- LEUVEN, E.–LINDHAL, M.–OOSTERBEEK, H.–WEBBNIK, D. [2010]: Expanding schooling Opportunities for 4-Year-Olds. *Economics of Education Review*, 29. 319–328. o.
- 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*, Vol. 43. No. 1. 1–29. o.
- NAGY JÓZSEF [2008]: Az alsó tagozatos oktatás megújítása. Megjelent: *Fazekas Károly–Köllő János–Varga Júlia* (szerk.): Zöld könyv a magyar közoktatás megújításáért. Ecostat, Budapest, 53–70. o.
- OECD [2007]: PISA 2006: Science Competencies for Tomorrow's World. OECD, Párizs.
- 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. o.
- STAIGER, D.–STOCK, H. J. [1997]: Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, Vol. 65. No. 3. 557–586. o.
- STIPEK, D. [2002]: At What Age Should Children Enter Kindergarten? A Question for Policy Makers and Parents. *Social Policy Report*, Vol. 16. No. 2. 3–20. o.
- 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*, Vol. 4. No. 20. 518–529. o.
- STRØM, B. [2004]: Student Achievement and Birthday Effects. CESifo/PEPG Schooling and Human Capital Formation in the Global Economy. CESifo Conference Center, München.

Függelék

Adatok, leíró statisztika

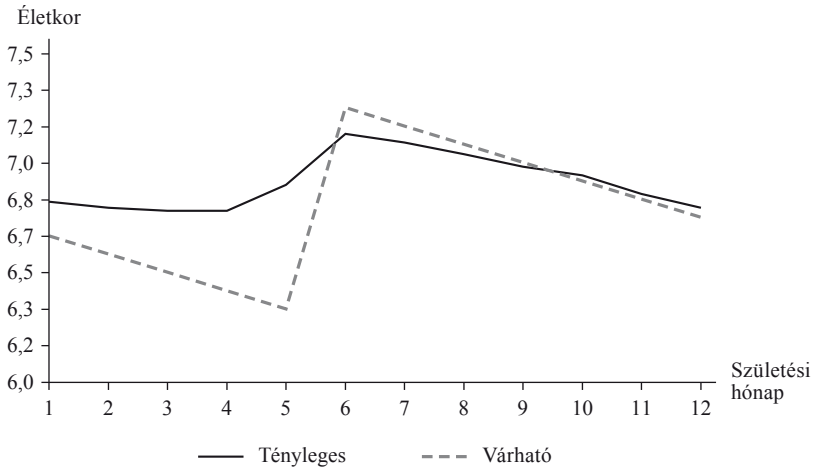
F1. ábra

Tényleges és várható beiskolázási életkor, OKM,
8. évfolyam anyai iskolai végzettsége: legfeljebb 8 osztály



F2. ábra

A tényleges és várható beiskolázási életkor, OKM,
8. évfolyam anyai iskolai végzettsége: felsőfok



F1. táblázat
Tényleges beiskolázási gyakorlat (százalék)

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

Megjegyzés: 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).

F2. táblázat
Leíró statisztika, országos kompetenciamérés (OKM), 2006

Változó	4. évfolyam		8. évfolyam	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Az olvasási-szövegértési teszt átlaga			443,94 (87,33)	562,88 (90,41)
A matematikai teszt átlaga			436,94 (83,66)	561,62 (96,92)
Az összetett kompetenciateszt átlaga	265,20 (59,34)	337,52 (64,44)	440,44 (77,75)	562,25 (84,89)
<i>Nem</i>				
Fiú	47,31	50,08	43,28	48,95
Lány	52,69	49,92	56,71	51,04
Nincs adat	0,00	0,00	0,01	0,01

Az F2. táblázat folytatása

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

Az F2. táblázat folytatása

Változó	4. évfolyam		8. évfolyam	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Gyerekeknek van saját könyve</i>				
Igen	85,27	99,35	86,59	98,78
Nincs	10,29	0,28	11,65	0,79
Nincs adat	4,44	0,37	1,76	0,43
Osztálylétszám	19,96	24,15	20,93	25,41
Osztálylétszám négyzete	431,29	608,61	469,02	678,25
<i>Családdal együtt zenél/énekel</i>				
Igen	58,88	64,08	49,76	43,24
Nem	31,72	33,76	46,52	54,59
Nincs adat	9,40	2,16	3,72	2,17
<i>Családdal együtt moziba/színházba/koncertre jár</i>				
Igen	30,43	76,07	37,51	72,54
Nem	60,02	21,76	59,28	25,55
Nincs adat	9,55	2,17	3,20	1,91
<i>Családdal együtt kiállításra/múzeumba jár</i>				
Igen	18,75	64,53	18,47	55,29
Nem	70,36	33,00	77,82	42,34
Nincs adat	10,89	2,47	3,71	2,37
<i>Család mindennap vagy majdnem mindennap megbeszéli az iskolában történeteket</i>				
Igen	68,50	88,44	54,72	72,04
Nem	25,27	10,22	42,83	26,58
Nincs adat	6,23	1,34	2,45	1,38
<i>Különórára jár</i>				
Igen	39,33	77,72	41,32	73,08
Nem	52,21	20,84	55,34	25,48
Nincs adat	8,46	1,43	3,34	1,44
<i>Mikor olvasott utoljára saját szórakozására könyvet?</i>				
Jelenleg is	28,89	60,52	18,85	47,47
Múlt hónapban	24,42	19,38	22,17	22,30
Ebben a tanévben	24,54	14,04	26,57	18,03
Korábban igen	10,67	3,47	19,45	8,47
Még sohasem	9,15	1,80	11,77	2,84
Nincs adat	2,34	0,79	1,20	0,88
<i>Gyermeknek van saját íróasztala</i>				
Igen	73,68	96,36	81,65	97,66
Nem	20,95	3,15	16,79	1,87
Nincs adat	5,37	0,49	1,57	0,47
A tényleges beiskolázási életkor átlaga (év)	7,05 (0,38)	6,95 (0,35)	6,96 (0,37)	6,91 (0,35)
A várható beiskolázási életkor átlaga (év)	6,80 (0,29)	6,80 (0,28)	6,80 (0,29)	6,80 (0,29)
Esetszám	14 973	16 035	12 332	17 409

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

F3 táblázat
Leíró statisztika: PIRLS, 2001 és TIMSS, 2003

Változó	4. évfolyam (PIRLS)		8. évfolyam (TIMSS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Az olvasási-szövegértési teszt átlaga	507,37 (54,41)	581,85 (49,96)		
A matematikai teszt átlaga			480,44 (69,61)	583,73 (68,94)
<i>Nem</i>				
Fiú	53,91	48,70	43,49	49,74
Lány	45,95	51,19	56,51	50,26
Nincs adat	0,14	0,11	0,00	0,00
<i>A kiskori otthoni olvasási szokások indexe</i>				
Magas	49,11	71,49		
Közepes	36,90	23,65		
Alacsony	11,25	4,00		
Nincs adat	2,74	0,86		
<i>Hányan laknak otthon?</i>				
Ketten vagy hárman	6,04	17,39	21,16	21,56
Négyen	30,32	44,49	30,93	49,36
Öten	30,45	21,92	25,58	18,49
Ötnél többen	25,38	11,12	18,14	8,67
Nincs adat	7,82	5,08	4,19	1,91
<i>Apa iskolai végzettsége</i>				
Legfeljebb általános iskola	39,09	0,97	40,93	0,89
Szakiskola/szaktanulmányozó (középfok, TIMSS)	41,29	16,95	36,74	13,39
Érettségi	7,54	23,87		
Felsőfok	1,23	54,75	0,93	58,93
Nincs adat	10,84	3,46	21,40	26,79
<i>Van számítógép a családban?</i>				
Van	29,36	79,05	44,65	92,73
Nincs	68,18	19,44	51,86	6,51
Nincs adat	2,47	1,51	3,49	0,77
<i>Van autó a családban</i>				
Van	42,66	83,80		
Nincs	55,28	14,90		
Nincs adat	2,06	1,30		
<i>Könyvek száma</i>				
100-nál kevesebb	70,78	24,84	79,77	15,82
100 vagy több	23,32	72,68	20,23	83,80
Nincs adat	5,90	2,48	0,00	0,38

Az F3. táblázat folytatása

Változó	4. évfolyam (PIRLS)		8. évfolyam (TIMSS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Gyermeknek van saját könyve</i>				
Van	88,48	98,06		
Nincs	8,92	0,86		
Nincs adat	2,61	1,08		
<i>Van videolejátszó a családban?</i>				
Van			47,87	88,01
Nincs			51,63	11,73
Nincs adat			0,70	0,26
A tényleges beiskolázási életkor átlaga (év)	7,00 (0,41)	6,89 (0,35)	6,98 (0,38)	6,88 (0,36)
A várható beiskolázási életkor átlaga (év)	6,79 (0,28)	6,79 (0,29)	6,81 (0,29)	6,79 (0,29)
Esetszám	729	926	430	784

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

Beclési eredmények

F4. táblázat

Regressziós eredmények, országos kompetenciamérés (OKM),
4. évfolyam, teljes minta, $N = 83\,425$

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

Megjegyzés: $\hat{\beta}_2^{OLS}$, $\hat{\alpha}_2$ és $\hat{\beta}_2^{IV}$ az (1), (2) és (3) egyenletek becsült együtthatóit jelölik. A K^T a tényleges beiskolázási életkort jelöli. A K^V a várható beiskolázási életkort jelöli. A különböző modellek leírása az 1. táblázatban található. Zárójelben standard hibák találhatóak. A függő változó minden modellben az összetett kompetenciateszt eredménye.

^a Az F -érték annak a nullhipotézisnek felel meg, hogy az instrumentális változó együtthatójának értéke nullával egyenlő.

* 10 százalékos, ** 5 százalékos, *** 1 százalékos szinten szignifikáns.

F5. táblázat
Regressziós eredmények, OKM, 8. évfolyam, teljes minta $N = 81\,236$

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

Megjegyzés: $\hat{\beta}_2^{OLS}$, $\hat{\alpha}_2$ és $\hat{\beta}_2^{IV}$ az (1), (2) és (3) egyenletek becsült együtthatóit jelölik. A K^T a tényleges beiskolázási életkort jelöli. A K^V a várható beiskolázási életkort jelöli. A különböző modellek leírása az 1. táblázatban található. Zárójelben standard hibák találhatók.

^a Az F -érték annak a nullhipotézisnek felel meg, hogy az instrumentális változó együtthatójának értéke nullával egyenlő.

* 10 százalékos, ** 5 százalékos, *** 1 százalékos szinten szignifikáns.

F6. táblázat
Az 1. modell becslése – első lépés

	Teljes minta (1)	Iskolázatlan anyák gyermekei (2)	Diplomás anyák gyermekei (3)	Iskolázatlan anyák gyermekei szűkített minta (4)	Diplomás anyák gyermekei szűkített minta (5)
4. évfolyam, OKM, 2006					
K^V	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
8. évfolyam, OKM, 2006					
K^V	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
PIRLS, 2001					
K^V	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		
TIMSS, 2003					
K^V	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		

Megjegyzés: a K^V a várható beiskolázási életkort jelöli. Az 1. modell nem tartalmaz kontrollváltozókat. Zárójelben standard hibák találhatók.

^a Az F -érték annak a nullhipotézisnek felel meg, hogy az instrumentális változó együttthatójának értéke nullával egyenlő.

* 10 százalékos, ** 5 százalékos, *** 1 százalékos szinten szignifikáns.