

ADAMECZ-VÖLGYI ANNA

Oktatási reformok hatása kérdőíves adatokon

Befolyásolják-e a reformok a részvételt, a lemorzsolódást és a válaszadoást?

Az iskolázottság hatásait oktatási reformok segítségével mérő irodalom nagy része kérdőíves felmérésekből származó adatokkal dolgozik. A tanulmány azt vizsgálja, okoz-e problémát ezekben a mérésekben, hogy az adatfelvételek mintáit nem azzal a céllal hozták létre, hogy az egyes reformok kohorszaira reprezentatívak legyenek. A tanulmány az ELSA-adatfelvétel és egy sokszor vizsgált oktatási reform segítségével vizsgálja, hogy a kötelező iskolalátogatási korhatár felemelése befolyásolja-e a felmérésben való részvételt, a lemorzsolódást és a válaszadoást. Az eredmények azt mutatják, hogy bár a reform valóban befolyásolta a lemorzsolódást, és a mintát is pontosan úgy bővítették, hogy a reformnak kitett emberek száma mechanikusan megnőtt, a szokásos eljárással végzett becslési eredmények mindezek ellenére stabilak maradnak az egyes hullámok között. Az első hullámban azonban olyan változóknak is van különbség a szakadási pont két oldalán, amelyeket nem okozhatott a reform, és ezek valószínűleg torzítják a becsült hatás mértékét.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: I2, C21, J13.

Bevezetés

Széles irodalom vizsgálja az iskolázottság egyéni, gazdasági és társadalmi hatását úgy, hogy instrumentális változóként oktatási reformokat használ. Az ilyen célra leggyakrabban használt reformok oly módon bővítették az iskolázottságot, hogy megemelték az iskolalátogatási korhatárt, azaz azt az életkort, ameddig az iskolakötelezettség tart. Ennek következtében a reform után született kohorszok átlagosan hosszabb ideig maradtak iskolában, mint a reform előtti, így a reform a kohorszok között exogén

* A szerző köszöni az Országos Tudományos Kutatási Alapprogramok (OTKA) támogatását (PD 128850). Köszönöm a kitűnő kutatási asszisztensi segítséget *Sarkadi-Nagy Lillának*. Hálás vagyok az MKE 2021. évi konferenciájának a kötet tanulmányai számára szervezett szekcióján kapott kommentekért, és köszönöm *Elek Péter* és *Lindner Attila* szerkesztők, valamint a két anonim lektor javaslatait, amelyek sokat segítettek a tanulmány fejlesztésében.

Adamecz-Völgyi Anna, KRTK KTI és UCL Social Research Institute, University College London
(e-mail: adamecz.anna@krtk.hu).

A kézirat első változata 2022. március 31-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.11.1298>

módon növelte az iskolázottságot. Ha empirikusan igazolható, hogy az iskolázottság a reform következtében valóban nőtt, és néhány további identifikációs feltevés is teljesül, a reform használható az iskolázottság instrumentumaként (*Angrist–Krueger* [1991]). Az instrumentum ebben az esetben azt ragadja meg, hogy valaki a reform bevezetése előtt (azaz a kontrollcsoport tagja) vagy után (azaz a kezelt csoport tagja) született-e, azaz a születési idő exogenitását használja ki.

E tanulmány nem tárgyalja a szokásosan szükséges identifikációs feltevések kérdéseit, amelyek teljesülésén túl további problémák forrása lehet a kutatáshoz rendelkezésre álló adatok kérdése. A stratégia megköveteli, hogy a születés ideje véletlen legyen, ne lehessen manipulálni. Ez egyben azt is jelenti, hogy a születés idejének a felhasznált adatbázisban is véletlennel kell lennie, azaz az adatbázisnak ugyanolyan arányban kell lefednie a reform előtt és után születetteket, de legalábbis nem vihet a reform szisztematikus torzítást a mintába. Ha a reform előtt és után születettek összetétele olyan ismérvekben tér el, amelyeket nem befolyásolhatott a reform, és amelyek nem függetlenek a vizsgált kimeneti mutatótól, akkor a minta torzítást viz a becslésbe (*Lee–Lemieux* [2010]).

Adminisztratív adatbázisok esetén, amelyek egy ország teljes népességét vagy annak egy véletlenszerű mintáját fedik le, három probléma adódhat: ha a kimeneti mutató mérésének idején a reform után születettek nagyobb valószínűséggel vannak még életben, nagyobb valószínűséggel élnek még az adott országban, vagy más valószínűséggel hiányosak az adataik a mérendő kérdésben.¹ Ezekben az esetekben a megfigyelések száma és a minta összetétele az adatbázisban megtörik, és már önmagában a mintavétel is endogén lesz. Bár ebben a tanulmányban ezt a kérdést nem vizsgáljuk, valós probléma lehet az, hogy a magasabban iskolázott emberek tovább élnek (*Roy és szerzőtársai* [2020]), és nagyobb valószínűséggel váltanak országot (*Vakhitova–Coupe* [2013]). Minél későbbi életkorban mérjük az adott változókat, a probléma potenciálisan annál nagyobb lehet.

Survey-adatok használata esetén még az a kérdés is felmerül, hogy befolyásolta-e a reform az adatfelvételben való részvétel valószínűségét, az abból való lemorzsolódást vagy a mérendő kimenetre adott válaszadást. Ha igen, az további törést okoz a megfigyelések számában és a minta összetételében a reform előtti és utáni kohorszok között. Ez a probléma elméletileg fennállhat: magasabban iskolázott emberek nagyobb valószínűséggel vesznek részt ezekben a felmérésekben, sőt általában a társadalmi-gazdasági háttér szerinti eloszlás legalsó részét ezek a felmérések kifejezetten rosszul érik el. Ez a korhatárreformok esetében különösen problémás lehet, mert az ilyen reformok hatása éppen az eloszlás alján a legnagyobb (*Brunello és szerzőtársai* [2009]). Ha magasabb társadalmi háttérből származó emberek nagyobb valószínűséggel kerülnek a minta kezelt csoportjába, akkor az a különbség, amit a reform hatásának mérünk, részben a mintaösszetétel eltéréséből adódhat.

¹ Például ha egészségügyi változókat akarunk mérni orvoslátogatási adatokból, és a reform előtt született (alacsonyabban iskolázott) emberek kisebb valószínűséggel mennek adott probléma esetén orvoshoz, akkor náluk kevesebb orvoslátogatást fogunk látni. Nem azért, mert egészségesebbek lennének, hanem mert betegség esetén is kisebb valószínűséggel mennek orvoshoz. Ez az iskolázottság hatásának alulbecsléséhez vezetne.

A *Függelék F1. táblázata* azokat a főbb tanulmányokat tekinti át, amelyek korhatárreformokat használtak az iskolázottság instrumentálására, és survey-adatokon dolgoztak. A táblázat azt foglalja össze, hogy a cikkek tárgyalják-e ezt a problémát mint az identifikáció egy lehetséges veszélyét, illetve vizsgálják-e a reform hatását a mintában való részvételre és/vagy a lemorzsolódásra. A vizsgálat keretében 14 folyóiratban publikált, illetve IZA- vagy NBER-műhelytanulmány formájában közzétett tanulmány felelt meg a feltételeknek (*Függelék F1. táblázat*). Ezek között négy olyan tanulmány van, amelyik megnézi, hogy a megfigyelések száma folytonos-e a reform által okozott szakadási pontban, egy sem vizsgálja azonban, hogy az általa használt reform befolyásolhatta-e a mintában való részvétel valószínűségét.

Jelen tanulmány elsőként vizsgálja, hogy egy oktatási reform befolyásolja-e a részvételt egy adatfelvétel mintájában, a minta összetételét, a lemorzsolódást és a válaszadást. Egy sokat vizsgált oktatási reformot használ, az iskolalátogatási korhatár 1947-es emelését Angliában, illetve az ELSA (*English Longitudinal Study of Ageing*) felmérés első öt hullámának adatait (*Banks és szerzőtársai [2021]*). Nemcsak azt vizsgálja, hogy folytonos-e a megfigyelések száma a szakadási pontban, de azt is, hogy a reform befolyásolta-e a minta összetételét, a lemorzsolódást és a válaszadást. Annak ellenére, hogy a megfigyelések száma nem folytonos a szakadási pontban, és a mintát pont úgy bővítették a 4. hullámban, hogy a közvetlenül a szakadási pont felett született emberek száma nőtt meg, illetve a reform csökkentette a lemorzsolódást az 5. hullámban, a szokásos módon végzett becslések (a reform hatása az iskolázottságra és a gyermekek számára) az egyes hullámok között stabilak maradnak. A minta összetétele azonban már az 1. hullámban eltér a szakadási pont két oldalán olyan ismérvekben, amelyeket nem befolyásolhatott a reform, és ez okozhat torzítást a mért hatásokban.

A tanulmány először bemutatja a felhasznált reformot, az adatbázist és az empirikus módszereket, majd részletezi, ezt követően pedig megvitatja az eredményeket.

A reform, adatok és empirikus módszerek

Az 1947-es reform (*Raising of the School-Leaving Age, RoSLA*) 14-ről 15 évre emelte az iskolakötelezettség korhatárát Angliában. Az 1933 szeptemberében születettek alkotják az első kohorszt, amelynek tagjaira már a megemelt korhatár vonatkozott. Az ELSA adataiban, amely felmérésért a jelen tanulmány használ, csak a születési év elérhető, a születési hónap nem. Mivel az iskolakezdési kohorsz év közben (szeptemberben) vált, az 1933-ban születettek egy része a reform előtt, egy része a reform után született. Ebből adódóan az 1934-es születési évfolyam az első, amelyben már mindenki a megemelt korhatár vonatkozott. *Fort és szerzőtársai [2016]*-ot követve ezt a születési évet tekintjük a szakadási pontnak, és az 1933-as vegyes évfolyamot kidobjuk a mintából. A *Függelék F2. táblázata* foglalja össze, amit a reform iskolázottságra és más változókra kifejtett hatásáról az irodalomból tudunk.

Az ELSA mintája az 50 éven felüli lakosság (és partnereik) mintája, szerkezetete és mutatói harmonizáltak az európai SHARE-rel (*Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe*) (Banks és szerzőtársai [2021]). Az első öt hullám adatait használjuk, amelyeket 2002 és 2011 között vettek fel. Az alapminta egy korábbi longitudinális felmérés (*Health Survey for England, HSE*) legalább 50 éves válaszadóiból állt, azaz olyan emberekből, akik a HSE-ben korábban már részt vettek. Bár a HSE háztartási szintű alpmintáját területi stratifikáció után véletlenszerűen választották, az ELSA-ba ebből csak olyan háztartások kerültek át, amelyek korábban már interjút is adtak. Ezek az emberek alkotják az alpmintát, akiket meghívtak az első interjúra (17 591 fő). Végül 65 százalékuk (11 459 fő) adott interjút az első hullámban, és 37 százalékuk (6585 fő) maradt bent az 5. hullámig (1. táblázat A blokkja).

1. táblázat

Az ELSA mintája

Az adatgyűjtés éve	Hullám	Eredeti résztvevők	Lemorzsolódás az alpmintához képest (százalék)	Új emberek az alpmintához képest	Összes válaszadó a hullámban	Kumulált mintanagyság
A) Teljes minta						
	alpminta	17 591	–	–	–	–
2002/2003	1. hullám	11 459	35	–	11 459	11 771
2004/2005	2. hullám	8 995	49	38	9 033	11 809
2006/2007	3. hullám	7 767	56	1685	9 452	13 457
2008/2009	4. hullám	6 902	61	3865	10 767	15 679
2010/2011	5. hullám	6 585	63	3453	10 038	15 255
B) A szakadási pont előtti 10 évben születettek						
	alpminta	3 988	–	–	–	–
2002/2003	1. hullám	2 601	35	–	2 601	2 601
2004/2005	2. hullám	1 982	50	3	1 985	2 604
2006/2007	3. hullám	1 658	58	2	1 660	2 603
2008/2009	4. hullám	1 416	64	84	1 500	2 685
2010/2011	5. hullám	1 223	69	61	1 284	2 662
C) A szakadási pont utáni 10 évben születettek						
	alpminta	5 192	–	–	–	–
2002/2003	1. hullám	3 492	33	–	3 492	3 492
2004/2005	2. hullám	2 822	46	7	2 829	3499
2006/2007	3. hullám	2 465	53	35	2 500	3 527
2008/2009	4. hullám	2 261	56	794	3 055	4 286
2010/2011	5. hullám	2 214	57	683	2 897	4 175

Forrás: ELSA.

A minta elemszáma két módon bővült az ELSA-ban: ha új partner lépett a háztartásba, illetve ha új embereket vontak be a mintába. A jelen tanulmányban vizsgált első öt hullámban új kohorszokat a 3. és a 4. hullámban vontak be. A minta bővítésének célja, hogy pótolják azokat az embereket, akik lemorzsolódtak vagy elhunytak, illetve megtartsák az 50–52 éves emberek arányát (hiszen az 1. hullámban 50–52 évesek időközben idősebbek lettek). A lemorzsolódás és a bővülés együttes eredményeként a minta nagysága az 1. és az 5. hullám között nagyjából 10 százalékkal csökkent, és az 5. hullámban az 1. hullámban részt vettek 57 százaléka (az alapminta 37 százaléka) maradt benn (1. táblázat A blokkja).

A 3. hullámban olyanokat vontak be, akik az 1950-es években születtek. Mivel a szakadási pont, amely körül a megfigyelések számát vizsgáljuk, 1934-ben van, ez a kohorsz csak abban az esetben befolyásolhatta a szakadási pont körül mért eredményeket, ha a bevont emberekkel egy háztartásban idősebb partnerek éltek. A 4. hullámban azonban pont egy olyan kohorszot vontak be, amelynek tagjai a szakadási pont felett, 1934 és 1958 között születtek. A bővítés 2008/2009-ben történt, ekkor a szakadási ponthoz közel született emberek 74-75 évesek voltak. Elképzelhető tehát, hogy ez a bővítés olyan, erősen szelektált részmintával bővítette az alapminta még le nem morzsolódott halmazát, amely torzítást visz a reform mért hatásába. Az 1. táblázat B és C blokkja azok között mutatja a mintanagyság változását, akik a szakadási pontot megelőző (B) vagy követő (C) 10 évben születtek (azaz akiknek a mintáján az elemzés történik). Látható, hogy a 4. hullám bővítése főként a szakadási pont után születetteket érintette.

Empirikus módszerek

Az ELSA adatain négy kérdést vizsgálunk. *Először*, hogy a mintában a megfigyelések száma születési évenként folytonos-e a szakadási pont körül. Az irodalomhoz hasonlóan az alapmodellben egy nemparametrikus eljárást, lokális lineáris regressziót használunk (*Hahn és szerzőtársai* [2001], *Imbens–Lemieux* [2008]): a szakadási pont alá és fölé egy-egy lineáris függvényt illesztünk – s a reform hatásaként a két függvénynek a szakadási pont két oldalán felvett értékei közötti különbséget tekintjük. A becsült modell formálisan a következő:

$$y_t = \alpha + \beta_1 \text{reform}_t + \beta_2 \text{relatív szülev}_t + \beta_3 \text{reform}_t \times \text{relatív szülev}_t + u_t, \quad (1)$$

ahol y_t azoknak a száma, akik a t -edik évben születtek; reform_t egy bináris változó, amely a szakadási pontban, az 1934-es születési évben és felette 1, alatta pedig nulla; relatív szülev_t a születési év 1934-hez viszonyított távolsága (1934-ben 0, alatta/felette mindig eggyel csökken/nő), u_t pedig a szokásos robusztus hibatag. Ezeket a modelleket egy olyan aggregált mintán becsüljük, ahol egy megfigyelés egy születési év adatát tartalmazza, és a minta ± 10 évet fed le a szakadási ponthoz képest, azaz 20 megfigyelésből áll. A β_1 becsült értéke ragadja meg a törés nagyságát a szakadási pont körül.

Mivel azonban a születési időt többek között például *Fort és szerzőtársai* [2016]-hoz és *Fletcher* [2015]-höz hasonlóan években mérjük, hiszen az ELSA adataiban

a születési évnél finomabb információ (hónap, nap) nem érhető el, a szakadási pontot meghatározó futó változó diszkrét (*Lee-Lemieux* [2010]). Az irodalom nem egyértelmű abban a kérdésben, hogy diszkrét futó változó esetén a nemparametrikus eljárások – mint az (1) egyenletben leírt lokális regresszió vagy a hasonló esetekben gyakran használt McCrary-féle teszt (*McCrary* [2008]), amely szintén lokális lineáris regressziót használ a szakadási pont két oldalán – használhatók-e (lásd *Lee-Card* [2008] *versus* *Dong* [2015]). Robusztusságvizsgálatként ezért megismételjük a becsléseket egy olyan globális parametrikus eljárással is, amely korrigálja a diszkrét futó változó okozta esetleges specifikációs torzítást (*Dong* [2015]): a születési év negyedfokú függvényére kontrollálunk, az előzőkhöz hasonlóan külön a szakadási pont alatt és felett, majd a *Dong* [2015] által javasolt módon állítjuk elő a becslésekből a kerekítési torzítással korrigált becslést. Mivel azonban ez az eljárás feltételezi, hogy a megfigyelések eloszlása születési éven belül egyenletes, viszont ez nem feltétlenül igaz (az év egyes hónapjaiban többen születnek), ezeket alternatív eredménynek tekintjük. A becslést a következő:

$$y_t = \alpha + \beta_1 \text{reform}_t + \sum_{i=1}^4 \beta_{2i} \text{relatív szülev}_t^i + \sum_{i=1}^4 \beta_{3i} \text{reform}_t \times \text{relatív szülev}_t^i + u_t, \quad (2)$$

ahol *Dong* [2015] módszerét követve a törés nagyságának torzításmentes becslését a $\beta_1 - 1/2\beta_3^1 + 1/6\beta_3^2 - 1/30\beta_3^4$ paraméter adja meg.

További problémát okoz, hogy a populációhoz képest az ELSA (vagy bármilyen más adatfelvétel) mintája nagyon kicsi, körülbelül félszázalékos, ezért esetleges, hogy ki az, aki belekerül, és ki az, aki nem. Az ilyen típusú valószínűségi változók eloszlásának leírására a Poisson-eloszlást használják, ezért két további becslésben a függő változó eloszlására ezt tesszük fel. Tehát lineáris regresszió mellett Poisson-regresszióval is megbecsüljük az (1) és a (2) egyenletet a (3) és a (4) szerint:

$$\ln E(y_t) = \alpha + \beta_1 \text{reform}_t + \beta_2 \text{relatív szülev}_t + \beta_3 \text{reform}_t \times \text{relatív szülev}_t + u_t, \quad (3)$$

és

$$\ln E(y_t) = \alpha + \beta_1 \text{reform}_t + \sum_{i=1}^4 \beta_{2i} \text{relatív szülev}_t^i + \sum_{i=1}^4 \beta_{3i} \text{reform}_t \times \text{relatív szülev}_t^i + u_t, \quad (4)$$

ahol y_t várható értékének logaritmus [lnE(y_t)] Poisson-eloszlást követ. Az eredményeket lásd alább a 2. táblázatban, és mind a négy módszer hasonló eredményre vezet.

Másodszor, megnézzük, hogy a reform befolyásolta-e a lemorzsolódás és az egyes gyakran vizsgált kérdésekre (oktatás, fertilitás) való válaszadás valószínűségét. Ezekben a modellekben a kimeneti változó bináris, ezért lineáris valószínűségi modelleket használunk, továbbra is az elsőként leírt lokális lineáris regressziós keretben, de egyéni szintű adatokon:

$$y_i = \alpha + \beta_1 \text{reform}_i + \beta_2 \text{relatív szülev}_i + \beta_3 \text{reform}_i \times \text{relatív szülev}_i + u_i, \quad (5)$$

ahol y_i bináris változó, amely azt ragadja meg, hogy az i -edik résztvevő lemorzsolódott-e/válaszolt-e adott kérdésre; reform_i egy bináris változó, amely a szakadási pontban, az 1934-es születési évben és felette 1, alatta pedig nulla; relatív szülev_i a születési

év 1934-hez viszonyított távolsága (1934-ben 0, alatta/felette mindig eggyel csökken/nő), u_i pedig a szokásos robusztus hibatag, *Lee-Lemieux* [2010] nyomán születési év szerint klaszterezve. A β_1 becslült értéke ragadja meg a reform hatását a lemorzsolódás és az egyes kérdésekre történő válaszadás valószínűségére.

Harmadszor, megnézzük, hogy a minta összetétele változik-e a szakadási pont körül olyan ismérvek tekintetében, amelyeket nem befolyásolhatott a reform (de kapcsolatba hozhatók a tanulmányban vizsgált változókkal, az iskolázottsággal vagy a fertilitással). Ha a mintavétel vagy a lemorzsolódás nem különbözik szisztematikusan a szakadási pont két oldalán, ilyen ismérvekben nem lehet különbség. Ha a szakadási pont két oldalán olyan ismérvekben is különböznenek az emberek egymástól, amelyeket a reform nem befolyásolhatott, és amelyek befolyásolhatják az iskolázottságot vagy a fertilitást (vagy azt a kimeneti mutatót, amelyet a kutató mérni szeretne), az azt jelentené, hogy a minta a reform hatásainak megbecslésére (legalábbis szakadásos regressziós keretben) nem alkalmas. Ha az eltérés már az alapmintában is meg lenne, akkor utalhatna arra, hogy bizonyos típusú emberek nagyobb valószínűséggel egyeztek bele az adatfelvételbe való bekerülésre (és ez torzíthatja a mért hatást, amennyiben ezek az ismérvek befolyásolják az iskolázottságot vagy a fertilitást). Ha később lenne eltérés, akkor a lemorzsolódás vagy a mintabővítés vihetett volna torzítást a mintába. Három olyan változót tartalmaz az ELSA, amelyek befolyásolhatják az iskolázottságot vagy a gyermekvállalást, de a reformtól függetlenek. Kettő a gyermekkori családi háttér mutatója (szülői társadalmi háttér, könyvek száma gyermekkorban otthon), a harmadik a nők biológiai fertilitásával lehet kapcsolatos (az első menstruáció életkora).²

Negyedszer, megpróbáljuk megítélni, hogy a mintabővítés és a lemorzsolódás, illetve az alapminta kialakítása okozhat-e torzítást a reform hatásait mérő becslésekben. Attól függetlenül, hogy a minta összetétele nem változik a szakadási pont körül a megfigyelhető ismérvek tekintetében az egyes hullámok között, a nem megfigyelhető ismérvekben még változhat. Nem megfigyelhető ismérveket nem lehet tesztelni, azt viszont lehet vizsgálni, hogy különbözik-e a reform mért hatása attól függően, hogy melyik hullám adatait használjuk.³ Ezért a következő lépésben újra megbecsüljük a reformnak az elvégzett iskolaévekre és a gyermekek számára (befejezett fertilitásra) kifejtett hatását, amelyet az irodalomban már sokszor dokumentáltak (*Függelék F2. táblázat*). A becsléseket minden egyes hullámra elvégeztük. Ha a lemorzsolódás és a mintabővítés nem vitt szisztematikus torzítást a mintába, az eredményeknek nem szabad különbözniük az egyes hullámokban. Mivel a reform hatása a lemorzsolódásra az ötödik hullámban volt először szignifikáns, a minta bővítése pedig a 4. hullámban növelte a reform után születettek számát (és okozhatott szelekciót azzal, hogy a kezelt csoport átlagosan fiatalabb lett), ha az ebből fakadó torzítás számottevő lenne, akkor a 4–5. hullámban más eredményeket kapnánk a reform hatására, mint az első háromban.

² Sajnos ezek a változók nem elérhetők a teljes mintára, ezért ezekben a megfigyelések száma alacsonyabb a fő becslésekhez képest. A szerző tesztelte, hogy ezeket az adathiányokat nem befolyásolta a reform, de ezeket a számításokat a tanulmány nem tartalmazza.

³ Ez a módszer arra nyilvánvalóan nem alkalmas, hogy az alapmintában vizsgálja az esetleges torzítást.

A háttérváltozók szakadási pont körüli folytonosságát és a reform iskolázottságra és a gyermekek számára kifejtett hatását az (5) egyenlethez hasonló lokális lineáris regressziókkal teszteljük, azzal a különbséggel, hogy ezekben az esetekben a függő változó nem bináris, hanem folytonos. Érdekes hozzájárulás az irodalomhoz, hogy ezeket a modelleket nőkre és férfiakra külön is megbecsüljük. Iskolai reformok hatását férfiak fertilitására tudomásom szerint még nem dokumentált az irodalom.

Végül azt is megpróbáljuk megítélni, hogy bár az egyes hullámok között a becsült hatások nagysága stabil, lehet-e már az 1. hullámban torzított a becsült hatás. Két olyan ismervben találunk különbséget a szakadási pont körül, amelyet nem okozhatott a reform: a férfiak nagyobb valószínűséggel származnak alacsony szocioökonómiai háttérből a szakadási pont jobb oldalán, mint a bal oldalán, a nők között pedig gyermekkorban a könyvek számában van különbség. Először megnézzük a reform heterogenitását a két változó szerint az (5) egyenlet segítségével, majd megvizsgáljuk a becsült hatás változását az ezekre való kontrollálás után.

Eredmények

A megfigyelések száma, lemorzsolódás és válaszadás

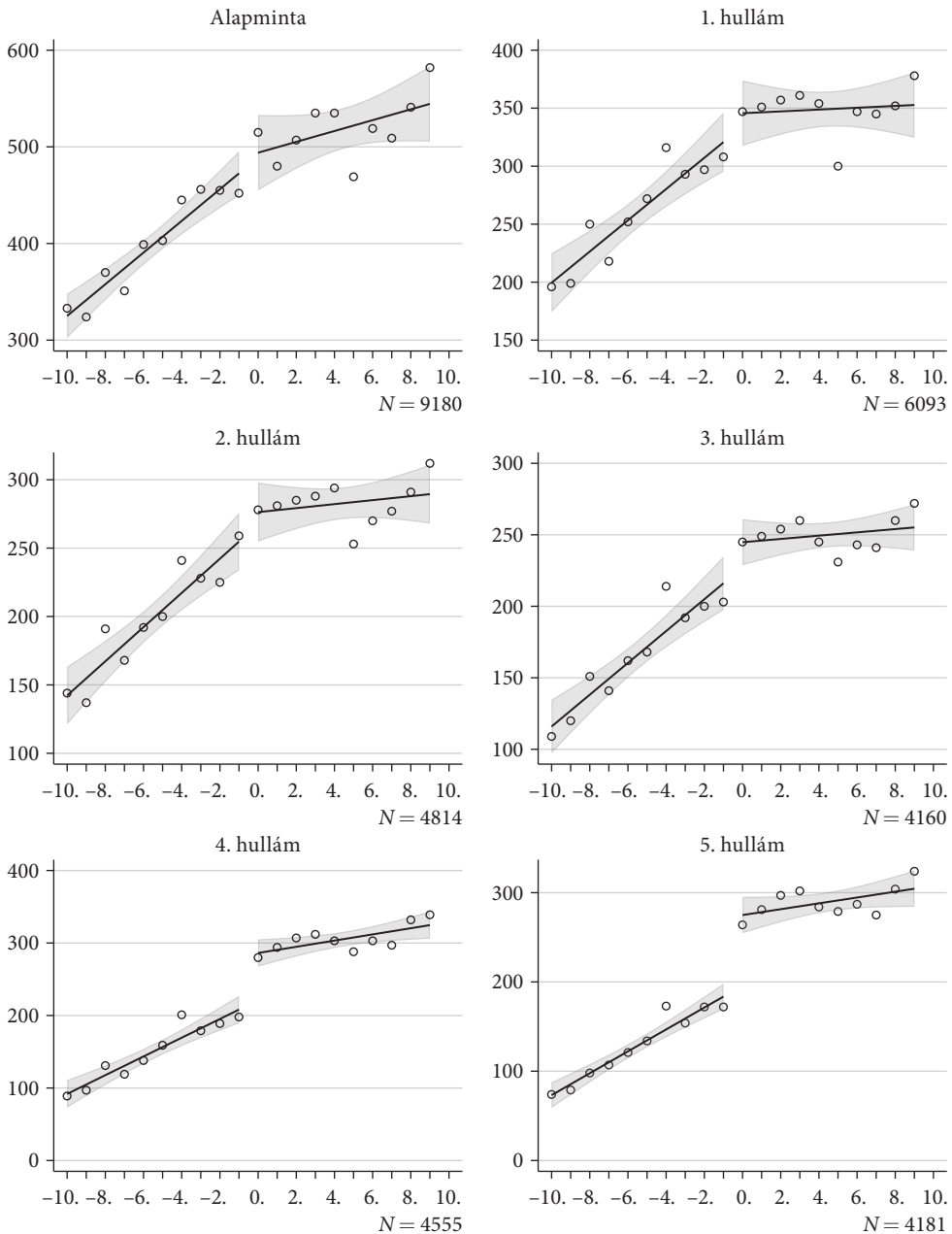
Az 1. ábra a megfigyelések számát mutatja a szakadási pont körül az ELSA egyes hullámaiban. Szembetűnő, hogy főként a 4. és az 5. hullámban van jelentős törés a megfigyelések számában a szakadási pontban (ami részben a célzott mintabővítésből adódik), míg az előző hullámoknál egyéb olyan pontokat is lehet találni, ahol a megfigyelések száma megugrik.

Ha az előző fejezetben ismertetett regressziós módszerekkel vizsgáljuk a töréspont nagyságát, hasonló képet látunk (2. táblázat): a 4. és az 5. hullámban a megfigyelések száma minden módszer szerint szignifikánsan megugrik a szakadási pont körül. A lineáris és a Poisson-regressziós becslések között [(1) és (3) egyenlet] nincs nagy különbség, mindkettő szerint csak a két utolsó hullámban szignifikáns a törés nagysága. A lineáris modellben 65–79 fővel, a Poisson-modellben 0,20–0,27 logaritmusponttal nagyobb a megfigyelések száma a szakadási pont jobb oldalán, mint a bal oldalán. A Dong [2015] módszertana szerinti becslések eredménye hasonló a két utolsó hullámot illetően, azonban ezekben a becslésekben az alapmintában és a 3. hullámban is szignifikáns a törés.

A kép akkor is hasonló, ha nem az egyes hullámok mintáit, hanem a hullámok kumulált mintáit vizsgáljuk (*Függelék F5. táblázat*). A kumulált hullámokat azért érdemes nézni, mert a mintaelemszám maximalizálása érdekében gyakran úgy használják az ilyen típusú adatokat, hogy az egyes hullámok mintáit egyesítik. Az ilyen mintákban minden olyan ember pontosan egyszer szerepel, aki legalább egy hullámban szerepelt. Természetesen ez csak akkor lehetséges, ha az elemzéshez szükséges változókat minden hullámban felvették; a születési év, az iskolázottság és a gyermekek száma ilyen változók. Fort és szerzőtársai [2016] mintája például az első öt hullám kumulált mintája, azaz minden olyan nő szerepel benne, aki legalább egy hullámban részt vett.

1. ábra

A megfigyelések száma az ELSA egyes hullámaiban a szakadási pont körül



Megjegyzés: az x tengely a szakadási ponthoz viszonyítva jelzi a születési éveket (a 0. év 1934). Az adatpontok az adott évben született emberek számát mutatják a mintában, amelyekre a szakadási pont alatt és felett lineáris függvényt illesztettünk, 95 százalékos konfidencia-intervallummal. Az illesztett egyenesek az (1) egyenlet grafikus reprezentációi.

Forrás: saját becslés az ELSA adataiból.

2. táblázat

A megfigyelések száma a reform függvényében az ELSA egyes hullámaiban

	Alapminta	1. hullám	2. hullám	3. hullám	4. hullám	5. hullám
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LOKÁLIS LINEÁRIS REGRESSZIÓ, OLS [(1) egyenlet]						
A törés nagysága a szakadási pont körül (β_1 , fő)	5,012 (18,381)	11,455 (13,008)	9,061 (10,632)	17,618 (10,611)	65,206*** (10,692)	79,079*** (11,166)
GLOBÁLIS PARAMETRIKUS MODELL <i>Dong</i> [2015] alapján, OLS [(2) egyenlet]						
A törés nagysága a szakadási pont körül (β_1 , fő)	87,776* (30,781)	53,996 (38,652)	-7,491 (36,581)	61,580* (27,590)	93,963* (31,714)	97,191** (24,250)
Kerekítéssel korrigált együtttható $\beta_1 - \frac{1}{2}\beta_3^1 + \frac{1}{6}\beta_3^2 - \frac{1}{30}\beta_3^4$, (fő)	75,807* (32,713)	29,577 (25,867)	0,619 (20,153)	38,409* (15,284)	67,030** (17,846)	74,227*** (12,824)
LOKÁLIS LINEÁRIS REGRESSZIÓ, Poisson-regresszió [(3) egyenlet]						
A törés nagysága a szakadási pont körül (β_1 , logpont)	-0,005 (0,038)	0,009 (0,044)	-0,001 (0,043)	0,036 (0,057)	0,199** (0,061)	0,267*** (0,067)
GLOBÁLIS PARAMETRIKUS MODELL <i>Dong</i> [2015] alapján, Poisson-regresszió [(4) egyenlet]						
A törés nagysága a szakadási pont körül (β_1 , logpont)	0,182*** (0,054)	0,163 (0,100)	-0,051 (0,129)	0,288** (0,105)	0,402** (0,129)	0,434*** (0,107)
Kerekítéssel korrigált együtttható ($\beta_1 - \frac{1}{2}\beta_3^1 + \frac{1}{6}\beta_3^2 - \frac{1}{30}\beta_3^4$, logpont)	0,156*** (0,049)	0,093 (0,060)	-0,006 (0,061)	0,182** (0,054)	0,303*** (0,063)	0,360*** (0,050)
A megfigyelések száma	20	20	20	20	20	20

Megjegyzés: zárójelben robusztus standard hibák. Sávszélesség: 10-10 születési év a szakadási pont alatt és felett.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Forrás: saját becslés az ELSA adataiból.

Ahogy ez korábban elhangzott, két úton jöhet létre törés a megfigyelések számában a szakadási pont körül: ha a reform befolyásolta a lemorzsolódást az alapmintából (a reform után született emberek nagyobb valószínűséggel maradtak a mintában), illetve ha a reform után született emberek nagyobb valószínűséggel kerültek bele a felmérésbe valamelyik későbbi hullámban (amit a 4. hullám bővítéséről tudunk is). A *Függelék F3. táblázata* azt vizsgálja, befolyásolta-e a reform az alapmintán belül annak a valószínűségét, hogy valaki az első öt hullámban interjút adott. Itt tehát kizárólag azokra az emberekre szűkítettük a mintát, akik az alapmintában már benne voltak, és a mintabővítés hatását kizárjuk. Az első négy hullámban nincs a reform és a mintában maradás között szignifikáns kapcsolat, bár a becslt együttható nagyságrendje hullámról hullámra kissé nő. Az ötödik hullámban azonban már szignifikáns a reform és a részvétel közötti kapcsolat mintabővítés nélkül is: ekkorra a reform 5,5 százalékponttal növelte a mintában maradás valószínűségét (*Függelék F3. táblázat*).

A *Függelék F4. táblázata* azt vizsgálja, hogy a 2–5. hullámban interjút adók között nagyobb arányban voltak-e újonnan bekerültek azok között, akik a reform után születtek. A 2. és 3. hullámban nem látunk ilyen kapcsolatot, a 4–5. hullámban viszont igen, ami nem meglepő, hiszen a 4. hullámban közvetlenül a szakadási pont után születettekkel bővítették a mintát.

A reform az elvégzett osztályok számára való válaszadást egyik almintában sem befolyásolta, a gyermekek számára vonatkozó kérdésre azonban némileg csökkentette a válaszadás valószínűségét a nők és a férfiak között is, de a teljes mintában ezek az együtthatók nem szignifikánsak (*Függelék F1. ábra*). Elképzelhető, hogy a válaszmegtagadás növekedése a fertilitásra kifejtett negatív hatásból adódik.

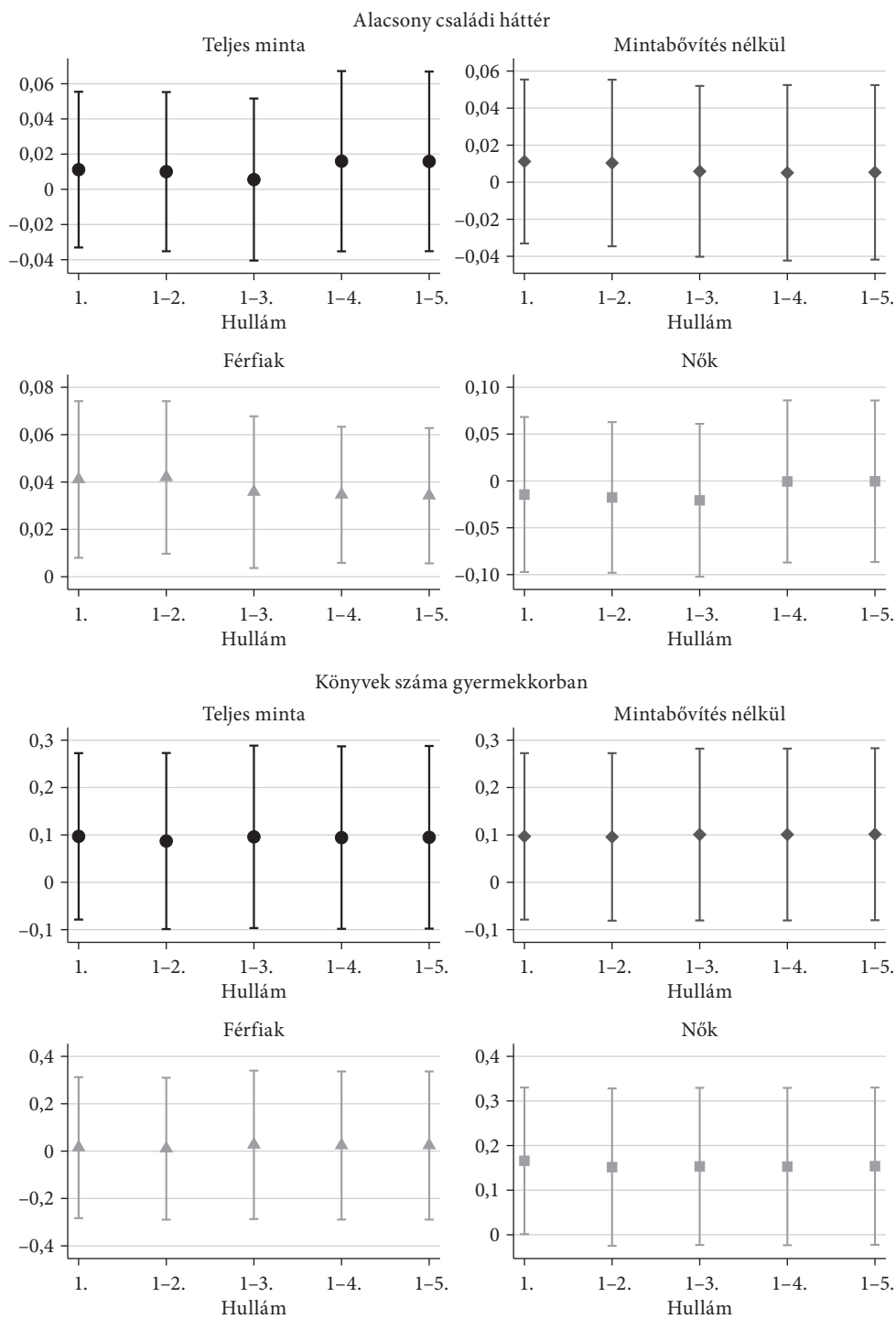
A minta összetétele a szakadási pont körül

A 2. *ábra* azt vizsgálja, eltér-e a minta összetétele a szakadási pont két oldalán olyan ismérvekben, amelyeket nem befolyásolhatott a reform, és befolyásolhatják az iskolázottságot vagy a gyermekvállalást. Az alacsony gyermekkori szocioökonómiai háttér tekintetében átlagosan nincs különbség a mintában a szakadási pont két oldalán, kivéve a férfiak almintáját. A férfiak között nagyobb az alacsony szocioökonómiai háttérből származók aránya a szakadási pont felett, mint alatta, és elméletileg ezt nem okozhatta volna a reform (hacsak a gyermekkori emlékek visszahívását nem befolyásolta).

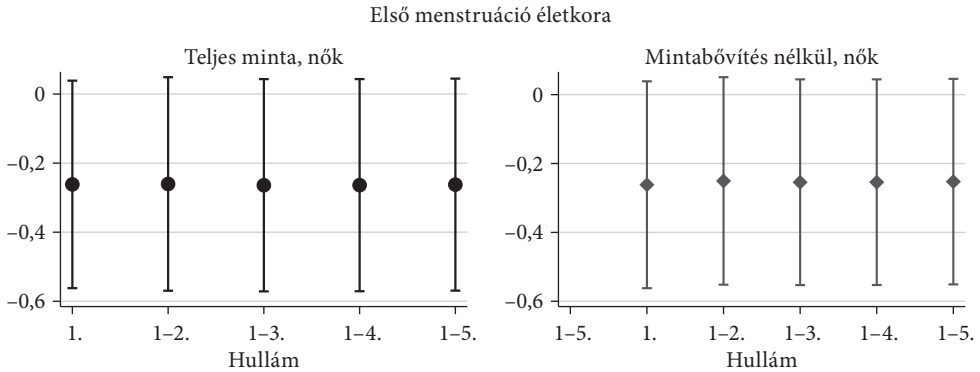
A könyvek száma gyermekkorban otthon átlagosan nem különbözik a szakadási pont két oldalán, kivéve a nőknél az 1. hullámban (a becslt együttható értéke a kumulált hullámokban is hasonló nagyságrendű, de nem szignifikáns). Hasonlóképpen, az első menstruáció életkora némileg alacsonyabb a szakadási pont felett, de ez a különbség ötszázalékos szignifikanciaszinten nem szignifikáns. Ez adódhat abból is, hogy az időben az első menstruáció életkora csökken, de mivel az együtthatók 90 százalékos szinten sem szignifikánsak, ennek vizsgálatától eltekintünk.

2. ábra

A minta összetétele a szakadási pont körül az ELSA kumulatív hullámaiban



A 2. ábra folytatása



Megjegyzés: minden ábrázolt együttható külön becslésből származik az (5) egyenlet alapján. A 95 százalékos konfidenciaintervallumok születési év szerint klaszterezett robusztus standard hibákból származnak. Sávszélesség: 10-10 születési év a szakadási pont alatt és felett.
Forrás: saját becslés az ELSA adataiból.

A torzítás mértéke

A következőkben azt vizsgáljuk, hogy az eddig bemutatott eltérések a szakadási pont két oldalán hogyan befolyásolják a torzítás mértékét, ha a reform iskolázottságra és a gyermekek számára kifejtett hatását szeretnénk megbecsülni.

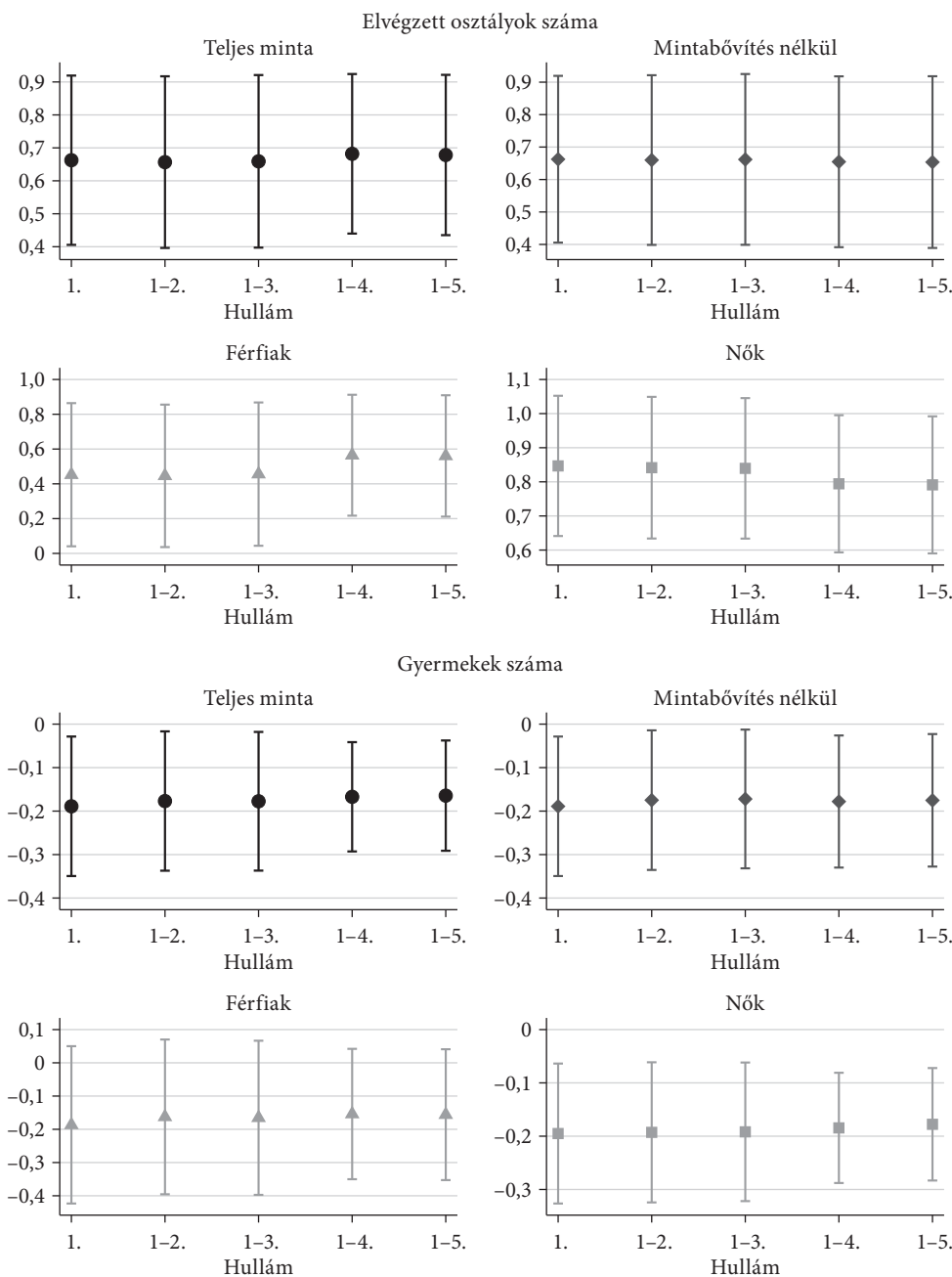
A LEMORZSOLÓDÁSBÓL ÉS A MINTA BŐVÍTÉSÉBŐL FAKADÓ TORZÍTÁS • A lemorzsolódásból és a minta bővítéséből fakadó torzítás mértékét úgy vizsgáljuk meg, hogy kumulált hullámonként becsljük meg a reform hatását a két kimenetre. A reform becsült hatása mind az elvégzett osztályok, mind pedig a vállalt gyermekek számára meglehetősen stabil az egyes hullámok között (3. ábra). Hasonló eredményt kapunk, ha a később a felvételbe került embereket kizárjuk a mintából (3. ábra MINTABŐVÍTÉS NÉLKÜL blokkja). Az elvégzett osztályok számára kifejtett hatásban a férfiak között látunk némi emelkedést a 4. hullám bővítését követően, ami abból adódhat, hogy a férfiak között az alacsonyabb várható élettartam következtében a bővítés életkori korlátja erősebben szűrhetette meg a férfiakat, mint a nőket.

A MINTAVÉTEL BŐVÍTÉSÉBŐL SZÁRMAZÓ TORZÍTÁS • Természetesen az a tény, hogy a becsült hatások az egyes hullámokban nem különböznek statisztikai értelemben egymástól, nem ad választ arra a kérdésre, hogy fakadhat-e már az alapminta összeállításából torzítás. Az eddig becsült hatások nagyon hasonlóak azokhoz, amelyeket eddig az irodalom a RoSLA hatásaként talált: a reform az elvégzett osztályok számát átlagosan 0,7-del növelte, míg a befejezett fertilitást 0,2-del csökkentette, azonban az összes tanulmány survey-adatokat használt (Függelék F2. táblázat), néhány pedig szintén az ELSA-t.

Mivel az 1. hullámban is már csak az alapminta 65 százalékára sikerült adatot gyűjteni, az alapminta 35 százalékának oktatási és fertilitási helyzetét nem tudjuk mérni.

3. ábra

A reform hatása az elvégzett osztályok és a gyermekek számára az ELSA kumulatív hullámaiban



Megjegyzés: minden ábrázolt együtttható külön becslésből származik az (5) egyenlet alapján. A 95 százalékos konfidenciaintervallumok születési év szerint klaszterezett robusztus standard hibákból származnak. Sávszélesség: 10-10 születési év a szakadási pont alatt és felett. Forrás: saját becslés az ELSA adataiból.

Azt viszont tudjuk, hogy a reform nem befolyásolta az alapmintán belül az 1. hullámban történő válaszadás valószínűségét (*Függelék F3. táblázat*). Az 1. hullám adataiban korábban láttuk, hogy

1. a férfiak között az alacsony szocioökonómiai háttérből származó emberek aránya nagyobb a szakadási pont jobb oldalán (*2. ábra*);

2. a nők között a könyvek száma otthon nagyobb volt gyermekkorban a szakadási pont jobb oldalán (*2. ábra*, a különbség 90 százalékon szignifikáns).

Ezekon kívül is lehetnek még olyan ismérvek, amelyek szintén eltérnek a szakadási pont két oldalán már az 1. hullámban, de nem tudjuk őket megfigyelni (és mind az iskolázottsággal, mind pedig a fertilitással korrelálnak). Mit lehet mindezekkel kezdeni? Optimális esetben olyan adatbázist érdemes választani, amelyben ilyen torzítások nincsenek (nagy véletlen mintás adminisztratív adatokat). Minden más megoldás csak részlegesen kielégítő, és megfelelő feltevések mellett használható.

A *Függelék F6. táblázata* a reform hatását mutatja az alacsony és magas szocioökonómiai háttérből származó férfiak, illetve olyan nők között, akiknél kevés vagy sok könyv volt otthon gyermekkorban. Az iskolai évekre kifejtett hatásról tudjuk az irodalomból, hogy nagyobb az alacsony státusból származó vagy alacsonyan iskolázott szülők gyermekei között, mert a magas státusú szülők gyerekei a reformtól függetlenül is tovább járnak iskolába. Valóban ezt látjuk: a reform hatása majdnem kétszer akkora az alacsony, mint a magas státusból származó férfiak között (0,698 és 0,345). A különbség a reform hatásában a nők esetében a könyvek száma szerint vett két csoport között sokkal kisebb. A gyermekek számára kifejtett hatásban is van különbség, érdekes módon a magasabb státusú férfiak és a gyermekkorban több könyvvel rendelkező nők között a reform negatív hatása a gyermekvállalásra sokkal nagyobb. Valószínű tehát, hogy ezek az összetételbeli különbségek a szakadási pont két oldalán okoznak torzítást a becsült hatásokban. Kérdés, hogy ez a torzítás milyen irányú lehet. Ez attól függ, hogy mi nagyobb: a szakadási pont két oldalán lévő változó korrelációja a kimeneti mutatóval vagy a reform hatásában jelentkező különbség az eltérő csoportok között. A férfiak példájánál maradva, az alacsony státusból származó gyerekek átlagosan rövidebb ideig járnak iskolába, viszont közöttük a reform hatása nagyobb. A tanulmány utolsó táblázata azt mutatja, mi történik, ha az eddigi modellekben kontrollálunk a családi háttérre és a könyvek számára (*Függelék F7. táblázat*). Az alacsony szocioökonómiai háttér a férfiak és a nők között is negatívan korrelál az iskolában töltött évek számával, de ez a korreláció több mint kétszer akkora a férfiak, mint a nők között (-0,803 és -0,360). Érdekes módon a könyvek száma és az iskolában töltött évek száma közötti pozitív összefüggés hasonló a két nem között. A reform becsült hatásának nagysága a nők között némileg csökken, ha kontrollálunk a családi háttérre és a könyvek számára, de a többi becsült hatás nem változik.⁴ A nem megfigyelt változókból eredő fennmaradó torzítás nagyságát olyan

⁴ Az *F7. táblázat* becsült hatásnagyságai némileg eltérnek a korábbiaktól, mert a gyermekkorai családi háttér mutatói csak a minta egy részére elérhetőek. Az *F7. táblázat* két-két modelljét azonos mintán becsültük.

módszerekkel lehetne megbecsülni, amelyek valamilyen feltevéssel élnek a nem megfigyelt szelekció mértékéről a megfigyelt szelekció mértékéhez képest (lásd például *Manski* [1990]). Úgy tűnik azonban, hogy mivel kevés olyan megfigyelt változó van az ELSA-ban, amit nem befolyásolhatott a reform, és ami használható a megfigyelt szelekció mérésére, ezek a módszerek szélsőséges eredményeket adnak, ezért további tárgyalásuktól eltekintek.

Következtetések

A tanulmány azt vizsgálta, hogy befolyásolta-e a kötelező iskoláztatási korhatár 1947. évi emelése Angliában az ELSA adatfelvételben való részvételt, a lemorzsolódást és a válaszadást. A reform az 5. hullámra szignifikánsan csökkentette a lemorzsolódást, illetve a mintát a 4. hullámban úgy bővítették, hogy pont a szakadási pont felett született emberek körét bővítették. A megfigyelések száma ezért a 4. és az 5. hullám adatfelvétele után nem folytonos a szakadási pontban. A minta összetétele a szakadási pont alatt és felett olyan változóknak is eltér, amelyeket nem befolyásolhatott a reform. A szakadási pont felett született férfiak nagyobb valószínűséggel jöttek alacsony szocioökonómiai háttérből, mint a szakadási pont alatt születettek, a nők között pedig abban van különbség, hogy gyermekkorban hány könyvük volt otthon. A szakadási pontban a 4–5. hullámban nem folytonos elemszám ellenére a szokásos módszerrel végzett becslések a reform iskolázottságra és a gyermekek számára kifejtett hatásáról az egyes hullámok között stabilak maradnak. Bár a tanulmány becslései az irodalomban talált hatásokhoz hasonlóak, valószínű, hogy a mintaösszetétel eltérése a szakadási pont két oldalán torzítást visz a becslésekbe.

Hivatkozások

- ANGRIST, J. D.–KRUEGER, A. B. [1991]: Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106. No. 4. 979–1014. o. <https://doi.org/10.2307/2937954>.
- ARENDR, J. [2005]: Does education cause better health? A panel data analysis using school reforms for identification. *Economics of Education Review*, Vol. 24. No. 2. 149–160. o. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2004.04.008>.
- BANKS, J.–MAZZONNA, F. [2012]: The Effect of Education on Old Age Cognitive Abilities: Evidence from a Regression Discontinuity Design. *The Economic Journal*, Vol. 122. No. 560. 418–448. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2012.02499.x>.
- BANKS, J.–DAVID, B.–BREEDVELT, J.–COUGHLIN, K.–CRAWFORD, R.–MARMOT, M.–NAZROO, J.–OLDFIELD, Z.–STEEL, N.–STEPTOE, A.–WOOD, M.–ZANINOTTO, P. [2021]: *English Longitudinal Study of Ageing: Waves 0-9, 1998–2019*. UK Data Service, <https://doi.org/10.5255/UKDA-SN-5050-24>.
- BRUNELLO, G.–FORT, M.–WEBER, G. [2009]: Changes in Compulsory Schooling, Education and the Distribution of Wages in Europe. *The Economic Journal*, Vol. 119. No. 536. 516–539. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02244.x>.

- BRUNELLO, G.–FABBRI, D.–FORT, M. [2013]: The Causal Effect of Education on Body Mass: Evidence from Europe. *Journal of Labor Economics*, Vol. 31. No. 1. 195–223. o. <https://doi.org/10.1086/667236>.
- BRUNELLO, G.–FORT, M.–SCHNEEWEIS, N.–WINTER-EBMER, R. [2016]: The Causal Effect of Education on Health: What Is the Role of Health Behaviors? *Health Economics*, Vol. 25. No. 3. 314–336. o. <https://doi.org/10.1002/hec.3141>.
- CHIB, S.–JACOBI, L. [2016]: Bayesian Fuzzy Regression Discontinuity Analysis and Returns to Compulsory Schooling. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 31. No. 6. 1026–1047. o. <https://doi.org/10.1002/jae.2481>.
- DEVEREUX, P. J.–HART, R. A. [2010]: Forced to Be Rich? Returns to Compulsory Schooling in Britain. *The Economic Journal*, Vol. 120. No. 549. 1345–1364. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02365.x>.
- DONG, Y. [2015]: Regression Discontinuity Applications with Rounding Errors in the Running Variable. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 30. No. 3. 422–446. o. <https://doi.org/10.1002/jae.2369>.
- FANG, H.–EGGLESTON, K. N.–RIZZO, J. A.–ROZELLE, S.–ZECKHAUSER, R. Z. [2012]: The Returns to Education in China: Evidence from the 1986 Compulsory Education Law. Working Paper Series, No. 18189. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w18189>.
- FLETCHER, J. M. [2015]: New Evidence of the Effects of Education on Health in the US: Compulsory Schooling Laws Revisited. *Social Science & Medicine*, Vol. 127. 101–107. o. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.09.052>.
- FORT, M.–SCHNEEWEIS, N.–WINTER-EBMER, R. [2016]: Is Education Always Reducing Fertility? Evidence from Compulsory Schooling Reforms. *The Economic Journal*, Vol. 126. No. 595. 1823–1855. o. <https://doi.org/10.1111/ecoj.12394>.
- HAHN, J.–TODD, P.–KLAUW, W. [2001]: Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica*, Vol. 69. No. 1. 201–209. o. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00183>.
- HARMON, C.–WALKER, I. [1999]: The Marginal and Average Returns to Schooling in the UK. *European Economic Review*, Vol. 43. No. 4–6. 879–887. o. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00101-9](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00101-9).
- IMBENS, G.–LEMIEUX, T. [2008]: Regression discontinuity designs: a guide to practice. *Journal of Econometrics*, Vol. 142. No. 2. 615–635. o. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.001>.
- LEE, D. S.–CARD, D. [2008]: Regression Discontinuity Inference with Specification Error. *Journal of Econometrics*, Vol. 142. No. 2. 655–674. o. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.003>.
- LEE, D. S.–LEMIEUX, T. [2010]: Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, Vol. 48. No. 2. 281–355. o. <https://doi.org/10.1257/jel.48.2.281>.
- LIWIŃSKI, J. [2020]: The Impact of Compulsory Schooling on Hourly Wage: Evidence from the 1999 Education Reform in Poland. *Evaluation Review*, Vol. 44. No. 5–6. 437–470. o. <https://doi.org/10.1177/0193841X20987104>.
- MANSKI, C. F. [1990]: Nonparametric Bounds on Treatment Effects. *The American Economic Review*, Vol. 80. No. 2. 319–323. o. <https://www.jstor.org/stable/2006592>.
- MCCRARY, J. [2008]: Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test. *Journal of Econometrics*, Vol. 142. No. 2. 698–714. o. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.005>.

- MOCAN, N.–POGORELOVA, L. [2014]: Compulsory Schooling Laws and Formation of Beliefs: Education, Religion and Superstition. *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 142. 509–539. o. <https://doi.org/10.1016/J.JEBO.2017.07.005>.
- OREOPOULOS, P. [2006]: Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education When Compulsory Schooling Laws Really Matter. *American Economic Review*, Vol. 96. No. 1. 152–175. o. <https://doi.org/10.1257/000282806776157641>.
- ROY, B.–KIEFFE, C. I.–JACOBS, D. R.–GOFF, D. C.–LJOYD-JONES, D.–SHIKANY, J. M.–REIS, J. P.–GORDON-LARSEN, P.–LEWIS, C. E. [2020]: Education, Race/Ethnicity, and Causes of Premature Mortality Among Middle-Aged Adults in 4 US Urban Communities: Results From CARDIA, 1985–2017. *American Journal of Public Health*, Vol. 110. No. 4. 530–536. o. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2019.305506>.
- SCHNEEWEIS, N.–SKIRBEKK, V.–WINTER-EBMER, R. [2012]: Does schooling improve cognitive functioning at older ages? NRN Working Paper, No. 11. The Austrian Center for Labor Economics and the Analysis of the Welfare State, Johannes Kepler University Linz, https://econpapers.repec.org/paper/jkunrnwps/2012_5f11.htm.
- VAKHITOVA, G.–COUPE, T. [2013]: The Relations between Education and Migration in Ukraine. ILO, Decent Work Technical Support Team and Country Office for Central and Eastern Europe. ILO, Budapest.

A Függelékét lásd a következő oldalon.

Függelék

F1. táblázat

A kötelező iskolatogatósi korhatár emelését survey-adatokon vizsgáló tanulmányok

Tanulmány, folyóirat	Reform, adatok	Kimeneti mutató	Eredmény	Teszteli-e a megfigyelések számának folytonosságát a szakadási pontban?	Teszteli-e a reform hatását a mintában való részvételre/lemorzsolódásra/válaszadásra?	Teszteli-e, hogy a minta összetétele eltér-e a szakadási év/hónap/nap két oldalán?	Futó változó (születési év/hónap/nap)
<i>Fort és szerzőtársai</i> [2016] The Economic Journal	9 reform 6 európai országban 1936 és 1975 között SHARE és ELSA	Befejezett fertilitás (gyermekek száma 45 éves kor felett, gyermektelenség)	Az iskolázottság csökkentette a fertilitást Angliában, de a többi európai országban nem	Nem	Nem	Nem	Születési év
<i>Schmeeweis és szerzőtársai</i> [2012] IZA Working Papers	SHARE, 6 reform 6 országban	Időskori kognitív készségek	Oksági kapcsolat az oktatásban eltöltött évek és az azonnali és késleltetett memória között, valamint a nőknél szignifikáns a demenciánál is	Nem	Nem	Nem	Születési év
<i>Brunello és szerzőtársai</i> [2013] Journal of Labor Economics	SHARE, ELSA, ECHP, British Household Panel Survey, German Socioeconomic Panel, 60-as és 70-es évek kötelező iskolatogatósi korhatárreformjai	Testtömegindex	Az iskolázottság csökkent a testtömegindex értékét a nőknél 9 európai országban	Nem	Nem	Nem	Születési hónap, kivéve Angliában, ahol nincs erről információ

Az F1. táblázat folytatása

Tanulmány, folyóirat	Reform, adatok	Kimeneti mutató	Eredmény	Teszteli-e a megfigyelések számának folytonosságát a szakadási pontban?	Teszteli-e a reform hatását a mintában való részvételre/lemorzsolódásra/válaszadásra?	Teszteli-e, hogy a minta összetétele elter-e a szakadási pont két oldalán?	Futó változó (születési év/hónap/nap)
<i>Brunello és szerzőtársai</i> [2016] <i>Health Economics</i>	SHARE és ELSA, 1947-es reform	Egészségi állapot	Az egészségre káros viselkedésformák rövid és hosszú távon hatással vannak arra, hogy az oktatás hogyan befolyásolja az egészséges életmódot	Nem	Nem	Nem	Születési év
<i>Brunello és szerzőtársai</i> [2009] <i>The Economic Journal</i>	25 reform 12 európai országban 1949 és 1983 között SHARE	Jövedelem	Az iskolázottság növeli a béreket és csökkenti a béregyenlőtlenséget	Nem	Nem	Nem	Születési év
<i>Fletcher</i> [2015] <i>Social Science and Medicine</i>	NIH/AARP Diet and Health Study, reformok az 50-es években	Egészségi állapot és szubjektív egészségi állapot	Oksági összefüggés lehet az iskolatogatás és egészségügyi mutatók között, de nem feltétlenül elég nagy a minta	Nem	Nem	Nem	Születési év
<i>Liwiński</i> [2020] <i>Evaluation Review</i>	1999-es iskolaelhagyási korhatáremelés, Polish Labour Force Survey	Óránkénti bér és foglalkoztatottsági ráta	13 százalékkal nőtt elvégzettek óránkénti béréte a reform hatására	Igen	Nem	Nem	Születési év
<i>Arendt</i> [2005] <i>Economics of Education Review</i>	Több dán iskolatogatósi reform, The Danish National Work Environment Cohort Study	Subjektív egészségi állapot és testfőmög-index	Összefüggnek a kimeneti mutatók az oktatással, de az okság nem egyértelmű, összességében az eredmény inkonkluzív	Nem	Nem	Nem	Születési negyedév (<i>birth quarter</i>)

Az F1. táblázat folytatása

Tanulmány, folyóirat	Reform, adatok	Kimeneti mutató	Eredmény	Teszteli-e a megfigyelések számának folytonosságát a szakadást pontban?	Teszteli-e a reform hatását a mintában való részvételre/lemorzsolódásra/válaszadásra?	Teszteli-e, hogy a minta összetétele eltér-e a szakadási pont két oldalán?	Futó változó (születési év/hónap/nap)
<i>Devereux-Hart</i> [2010] The Economic Journal	1947-es brit reform, GHS, NESPD	Jövedelem	A férfiaknál az iskolában töltött évek száma emeli a jövedelmet	Igen	Nem	Nem	Születési év
<i>Banks-Mazzonna</i> [2012] The Economic Journal	1947-es brit reform, ELSA	Férfiak memóriája	A kötelező iskoláztatás meghosszabbítása erős és azonnali hatással volt a 14 évesek csaknem felének kognitív képességeire	Igen	Igen	Nem	Születési negyedév (<i>birth quarter</i>)
<i>Fang és szerzőtársai</i> [2012] NBER Working Paper	1986-os reform Kínában, China Health and Nutrition Survey	Jövedelem	A kötelező iskoláztatási törvény bevezetése növelte a jövedelmet	Igen	Nem	Nem	Születési negyedév (<i>birth quarter</i>)
<i>Mocan-Pogorelova</i> [2014] NBER Working Paper	11 európai ország oktatási reformjai, ESS, EVS	Vallásos és babonás viselkedés	Az iskolázottság konzisztensen negatív hatással van a vallásos viselkedésre (például imádkozás gyakorisága, szertartásokon való részvétel) és a babonásságra	Nem	Nem	Nem	Születési év

Forrás: saját gyűjtés.

F2. táblázat
Az 1947-es reform (RoSLA) hatását mérő tanulmányok és eredményeik

Tanulmány, folyóirat	Adatok	Minta	Módszer (futó változó)	Fő kimeneti mutató	A reform hatása az iskolázottságra (<i>first stage</i>)	Fő eredmény
<i>Oreopoulos</i> [2006] The American Economic Review	General Household Survey (GHS)	1935–1965 között 14 éves nők és férfiak	Regression discontinuity design (RDD) és IV	éves bér logaritmus	0,440*** (0,076)	Egy év extra oktatás berhozama 14–17 százalékos
<i>Harmon–Walker</i> [1999] European Economic Review	General Household Survey (GHS)	1978–1986-ban 16–64 éves, alkalmazott férfiak, N = 34 336	OLS és IV (parametrikus becslés)	bér	Nem közli	Az oktatás berhozama 16 százalékos
<i>Devereux–Hart</i> [2010] The Economic Journal	1979–1998 UK General Household Survey (GHS)	1921–1951 között született nők és férfiak 28–64 éves korban	RDD (parametrikus becslés)	bér	Férfiak: 0,47** (0,026) Nők: 0,55** (0,044)	A nőknél nincs bizonyíték az extra oktatás berhozamára, a férfiaknál 4–7 százalékos
<i>Banks–Mazzonna</i> [2012] The Economic Journal	English Longitudinal Study of Ageing (ELSA)	Az ELSA 1998., 1999. és 2001. évi hullámaiból csaknem 12 000 válaszadó	Fuzzy Regression Discontinuity (FRD) design	kognitív képeségek	Férfiak: 0,136 (0,355) Nők: 1,256** (0,307)	Az extra oktatás pozitív és szignifikáns hatással volt az alacsonyabb iskolázottságúak időskori memóriájára
<i>Fort és szerzőtársai</i> [2016] The Economic Journal	Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) és ELSA	ELSA 2004–2010-ben 50 évesnél idősebb nők	IV	befejezett fertilitás (gyermekvek száma 45 éves kor felett, gyermektelenség)	0,697*** (0,130)	Az extra oktatásnak nincs kimutatható hatása a fertilitásra
<i>Chib–Jacobi</i> [2016] Journal of Applied Econometrics	UK General Household Survey	1931. október és 1934. szeptember között született férfiak	FRD design	óránkénti bér logaritmus	Nem közli	Az extra oktatás hatása kicsi a bérekre, a mortalitásra és az egészségre

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Forrás: saját gyűjtés.

F3. táblázat

A reform hatása az első öt hullámban való részvétel valószínűségére az alampintán belül

	1. hullám	2. hullám	3. hullám	4. hullám	5. hullám
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Reform	0,009 (0,022)	0,005 (0,023)	0,020 (0,019)	0,021 (0,022)	0,055* (0,021)
Relatív születési év	0,007* (0,003)	0,011** (0,003)	0,011*** (0,002)	0,013*** (0,003)	0,014*** (0,002)
Relatív születési év × reform	-0,013** (0,003)	-0,014** (0,004)	-0,014*** (0,003)	-0,014*** (0,003)	-0,016*** (0,003)
Konstans	0,689*** (0,016)	0,553*** (0,020)	0,472*** (0,015)	0,420*** (0,017)	0,380*** (0,014)
A megfigyelések száma	9180	9180	9180	9180	9180

Megjegyzés: lokális lineáris valószínűségi modellek az (5) egyenlet szerint. A minta csak azokat tartalmazza, akik már az alampintában is benne voltak. Független változó: az adott személy interjúját adott az adott hullámban. Zárójelben születési év szerint klaszterezett standard hibák. Sáv szélesség: 10-10 születési év a szakadási pont alatt és felett.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Forrás: saját becslés az ELSA adataiból.

F4. táblázat

Az alampintában még nem szereplő, később bekerülő emberek előfordulási gyakorisága a szakadási pont körül

	2. hullám	3. hullám	4. hullám	5. hullám
	(1)	(2)	(3)	(4)
Reform	-0,002 (0,004)	0,004 (0,002)	0,132*** (0,017)	0,126*** (0,017)
Relatív születési év	0,001 (0,001)	0,000* (0,000)	0,011*** (0,002)	0,010*** (0,002)
Relatív születési év × reform	-0,001 (0,001)	0,001* (0,000)	-0,007* (0,003)	-0,006* (0,003)
Konstans	0,005 (0,004)	0,003* (0,002)	0,109*** (0,010)	0,094*** (0,009)
A megfigyelések száma	4814	4160	4555	4181

Megjegyzés: lokális lineáris valószínűségi modellek az (5) egyenlet szerint. Az egyes hullámok mintája mindenkit tartalmaz, aki az adott hullámban interjúját adott. Független változó: az adott személy nem volt benne az alampintában. Zárójelben születési év szerint klaszterezett standard hibák. Sáv szélesség: 10-10 születési év a szakadási pont alatt és felett.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Forrás: saját becslés az ELSA adataiból.

F5. táblázat
A megfigyelések száma a reform függvényében az ELSA egyes kumulált hullámaiban

	1. hullám	1-2. hullám	1-3. hullám	1-4. hullám	1-5. hullám
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LOKÁLIS LINEÁRIS REGRESSZIÓ, OLS [(1) egyenlet]					
A törés nagysága a szakadási pont körül (β_1 , fő)	11,455 (13,008)	12,327 (12,444)	12,673 (12,416)	59,006*** (13,403)	60,576*** (13,740)
GLOBÁLIS PARAMETRIKUS MODELL Dong [2015] alapján, OLS [(2) egyenlet]					
A törés nagysága a szakadási pont körül (β_1 , fő)	53,996 (38,652)	49,355 (38,540)	56,532 (37,185)	94,252* (40,631)	95,585* (40,599)
Kerekítéssel korrigált együtttható ($\beta_1 - \frac{1}{2}\beta_3 + \frac{1}{6}\beta_3^2 - \frac{1}{30}\beta_3^4$, fő)	29,577 (25,867)	28,419 (26,288)	35,119 (24,133)	65,117* (27,727)	66,700* (27,230)
LOKÁLIS LINEÁRIS REGRESSZIÓ, Poisson-regresszió [(3) egyenlet]					
A törés nagysága a szakadási pont körül (β_1 , logpont)	0,009 (0,044)	0,011 (0,042)	0,011 (0,042)	0,120** (0,040)	0,124** (0,041)
GLOBÁLIS PARAMETRIKUS MODELL Dong [2015] alapján, Poisson-regresszió [(4) egyenlet]					
A törés nagysága a szakadási pont körül (β_1 , logpont)	0,163 (0,100)	0,146 (0,099)	0,169 (0,096)	0,259** (0,098)	0,262** (0,098)
Kerekítéssel korrigált együtttható ($\beta_1 - \frac{1}{2}\beta_3 + \frac{1}{6}\beta_3^2 - \frac{1}{30}\beta_3^4$ logpont)	0,093 (0,060)	0,088 (0,060)	0,108 (0,055)	0,184** (0,056)	0,188** (0,055)
A megfigyelések száma	20	20	20	20	20

Megjegyzés: zárójelben születési év szerint klaszterezett standard hibák. Sávszélesség: 10-10 születési év a szakadási pont alatt és felett.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Forrás: saját becslés az ELSA adataiból.

F6. táblázat

A reform hatása a férfiak és nők egyes almintáiban

	Férfiak		Nők	
	magas szocioökonómiai háttér	alacsony	kevés könyv otthon	sok
	(1)	(2)	(3)	(4)
A REFORM HATÁSA AZ ISKOLÁBAN TÖLTÖTT ÉVEK SZÁMÁRA				
A reform	0,345 (0,321)	0,698*** (0,169)	0,852*** (0,159)	0,795*** (0,166)
A megfigyelések száma	1583	1192	932	2215
A REFORM HATÁSA A GYERMEKEK SZÁMÁRA				
A reform	-0,230* (0,093)	-0,154 (0,197)	-0,062 (0,108)	-0,263** (0,071)
A megfigyelések száma	1452	1085	864	2028

Megjegyzés: zárójelben születési év szerint klaszterezett standard hibák. Sávszélesség: 10-10 születési év a szakadási pont alatt és felett. (5) egyenlet szerinti becslések.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Forrás: saját becslés az ELSA adataiból.

F7. táblázat

A reform hatása a családi háttérre történő kontrollálás után

	Férfiak		Nők	
	(1)	(2)	(3)	(4)
A REFORM HATÁSA AZ ISKOLÁBAN TÖLTÖTT ÉVEK SZÁMÁRA				
A reform hatása	0,535 (0,321)	0,549* (0,206)	0,989*** (0,118)	0,813*** (0,120)
Alacsony szocio- ökonómiai háttér		-0,803*** (0,098)		-0,360*** (0,066)
Könyvek száma otthon 10 éves korban		0,709*** (0,043)		0,734*** (0,048)
A megfigyelések száma	1429	1429	1711	1711
A REFORM HATÁSA A GYERMEKEK SZÁMÁRA				
A reform hatása	-0,309 (0,157)	-0,315 (0,159)	-0,173** (0,056)	-0,166* (0,059)
Alacsony szocio- ökonómiai háttér		0,138 (0,067)		0,021 (0,063)
Könyvek száma otthon 10 éves korban		-0,006 (0,031)		-0,021 (0,024)
A megfigyelések száma	1311	1311	1579	1579

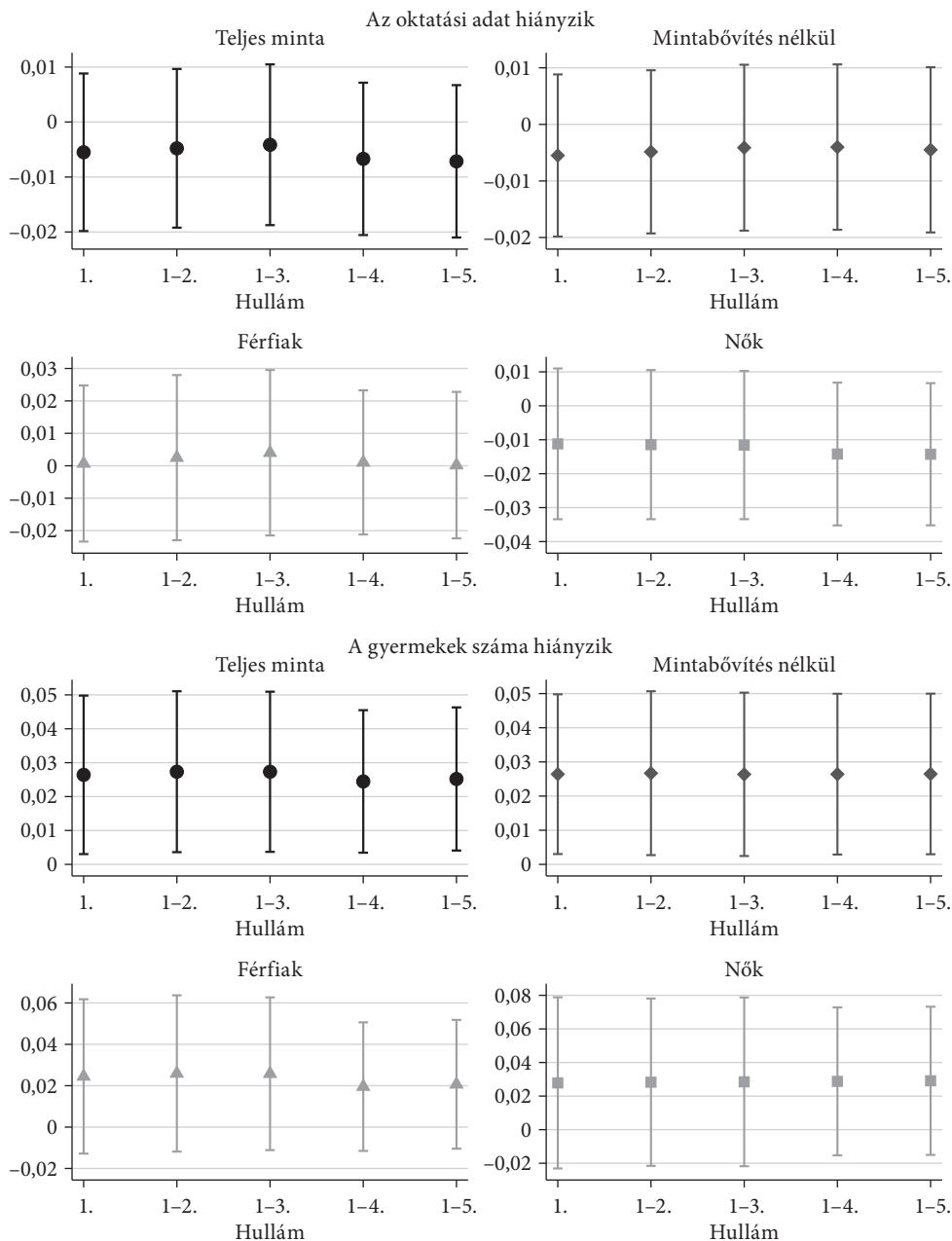
Megjegyzés: zárójelben születési év szerint klaszterezett standard hibák. Sávszélesség: 10-10 születési év a szakadási pont alatt és felett. (5) egyenlet szerinti becslések.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Forrás: saját becslés az ELSA adataiból.

F1. ábra

A reform hatása a válaszadásra az ELSA számára az ELSA kumulatív hullámaiban



Megjegyzés: minden ábrázolt együttható külön becslésből származik az (5) egyenlet alapján, és azt mutatja meg, hogyan változik az adathiány valószínűsége a szakadási pont körül. A 95 százalékos konfidenciaintervallumok születési év szerint klaszterezett robusztus standard hibákból származnak. Sávzsélesség: 10-10 születési év a szakadási pont alatt és felett.

Forrás: saját becslés az ELSA adataiból.