

HERMANN ZOLTÁN–HORVÁTH HEDVIG

# Tanári eredményesség és tanár–diák összepárosítás az általános iskolákban

Empirikus mintázatok három magyarországi tankerület adatai alapján

A tanulmány egy új, Magyarországon egyedülálló adatbázisra épít, amely három tankerület nyolcadikos diákjainak kompetenciaeredményeit köti össze matematika- és magyartanáraikkal. A kapcsolás révén tanári eredményességet mérő, úgynevezett hozzáadottérték-modelleket becsülünk, majd ezeket felhasználva vizsgáljuk a tanár–diák párosítás mintázatait, vagyis azt, hogy különböző társadalmi helyzetű tanulók egyenlő eséllyel férnek-e hozzá magas hozzáadott értékű pedagógusokhoz. Azt találjuk, hogy a három tankerületben a tanári hozzáadott érték nagysága összhangban áll a nemzetközi irodalomban találtakkal: az átlagosnál egy szórásegységnyivel eredményesebb tanár az általános iskola utolsó két évében körülbelül 0,2 szórásegységnyivel növeli átlagosan a tanulók kompetenciateszt-pontszámát. Összességében, illetve iskolák között nem találunk kapcsolatot a diákok társadalmi helyzete és az őket tanító pedagógusok eredményessége között, iskolán belül azonban az átlagosan jobb családi háttérű osztályt magasabb hozzáadott értékű tanár fogja tanítani matematikából. Ez az eredmény felhívja a figyelmet az iskolák tantárgyfelosztási gyakorlatának fontosságára, amellyel csekély mértékben ugyan, de valamelyest lehetne enyhíteni a minőségi oktatáshoz való hozzáférés egyenlőtlenségein.\*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: I21, I24.

\* A tanulmány alapjául szolgáló kutatás a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs Alap támogatásával jött létre (pályázati azonosító: K\_17/K 124989). A szerzők köszönetet mondanak két anonim bírálónak, *Molnár Tímea Laurának*, *Horn Dánielnek*, *Lindner Attilának* és a 2021. december 20-án Kézdi Gábor emlékére tartott konferencia, illetve a KRTK KTI intézeti szeminárium résztvevőinek értékes észrevételeikért, hozzászólásaikért, valamint *Hönich Helénának* és *Tóth Artúrnak* kiváló kutatói asszisztensi munkájukért.

A tanulmányunkhoz kapcsolódó háttér adatok és számításaink részletesebb eredményei a Közgazdasági Szemle internetes felületén található *Függelékben* érhetők el (<https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.11.F3>).

*Hermann Zoltán*, KRTK Közgazdaság-tudományi Intézet és Budapesti Corvinus Egyetem Közgazdaságtan Intézet (e-mail: [hermann.zoltan@krtk.hu](mailto:hermann.zoltan@krtk.hu)).

*Horváth Hedvig*, University College London és CESiFo (e-mail: [h.horvath@ucl.ac.uk](mailto:h.horvath@ucl.ac.uk)).

A kézirat első változata 2022. június 27-én érkezett szerkesztőségünkbe.

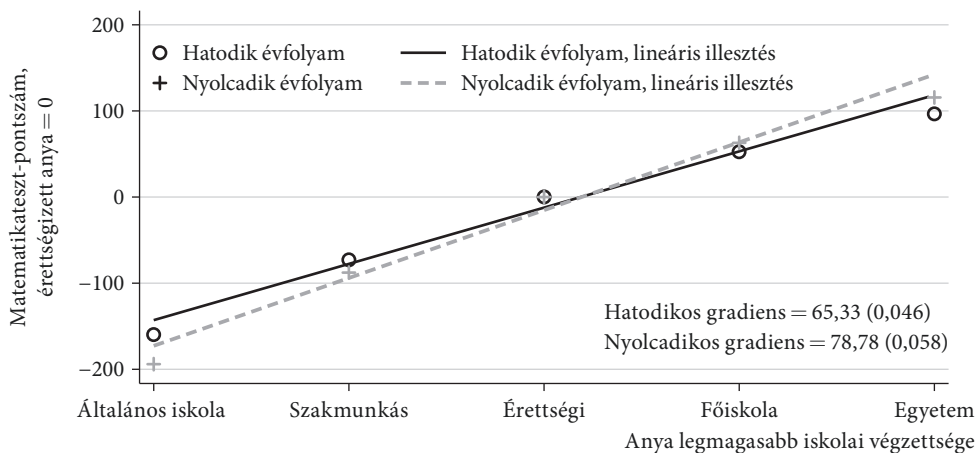
DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2022.11.1377>

## Bevezető

A PISA-felmérésekből régóta jól ismert tény, hogy Magyarországon a családi háttér különösen erősen összefügg a tanulók iskolai teljesítményével (OECD [2020]). Ugyanez a mintázat kirajzolódik az országos kompetenciamérés eredményeiből is. Az 1. ábra az átlagos matematikateszt-pontszámokat mutatja az anya legmagasabb iskolai végzettsége szerint, hatodikban és nyolcadikban. Láthatjuk, hogy az anya végzettsége szerinti meredekség nemcsak hogy erősen pozitív, de nyolcadikban még nagyobb is, mint hatodik évfolyamon. Vagyis a családi háttér szerinti egyenlőtlenség az általános iskola utolsó két évében még nőnek is.

### 1. ábra

A matematikai készségek és a családi háttér kapcsolata



*Megjegyzés:* saját számítások az országos kompetenciamérés adataiból a 2015-ben hatodikosok körében. A családi háttér változója: az anya legmagasabb iskolai végzettsége, matematikai készségek: matematikateszt-pontszám, ahol az érettségizett anyák gyermekeinek pontszáma 0-ra normalizált mind hatodikban, mind pedig nyolcadikban.

Az oktatás-gazdaságtannak egyik klasszikus kérdésköre, hogy mi okozza az oktatási egyenlőtlenségeket, illetve hogy miként lehet rajtuk enyhíteni. A társadalmi helyzet, illetve a faji/etnikai alapú szegregáció egy ilyen, az egyenlőtlenségek mögött meghúzódó mechanizmus lehet.<sup>1</sup> Kertesi–Kézdi [2005a], [2005b] az általános iskolai szegregáció magyarországi helyzetét átfogóan bemutató, alapvető fontosságú tanulmánya jól leírja azt a kettős mechanizmust, ahogy a szegregáció a tanulói teljesítmény

<sup>1</sup> Lásd például Clotfelter [2004] könyvét, amely az Egyesült Államok deszegregációs időszakának eredményeit mutatja be: a deszegregációs törvényeknek a tanulói teljesítmények feketék és fehérek közötti különbségeinek enyhítő hatását elemző cikkeket (Guryan [2004], Reber [2010], Johnson [2011]) vagy a megfigyeléses adatokon hasonló következtetésre jutó cikkeket (Cutler–Glaeser [1997], Card–Rothstein [2007], Hanushek és szerzőtársai [2009]). Reardon és szerzőtársai [2019] egyenesen emellett érvelnek, hogy a szülői iskolázottság és a háztartás jövedelme mellett az iskolai szegregáció a legjobb prediktora az iskolai teljesítményekben megmutatkozó különbségeknek.

egyenlőtlenségeinek növekedéséhez vezet (Kertesi–Kézdi [2005a] 319. o.). Egyrészt, a szegregált iskolákban a hátrányos helyzetű (és ezáltal általában rosszabb képességű) gyerekek nem érintkeznek jobb képességű társakkal, akik így nem tudják felfelé húzni teljesítményüket.<sup>2</sup> Másrészt, s ez talán a fontosabb, amennyiben a hátrányos helyzetű/rosszabb képességű diákoknak nehezebb (költségesebb, időigényesebb) ugyanazt megtanítani, még egyenlő ráfordítások esetén is azoknak a hozama kisebb lenne a hátrányos helyzetű/rosszabb képességű gyermekek számára, így az egyenlőtlenségek tovább nőhetnek. Ösztönzők híján ráadásul a tanári erőforrások előreláthatóan nem egyenlően, hanem kontraszelektáltan oszlanak meg a hátrányos helyzetűek és a nem hátrányos helyzetűek között. Ha a tanári javadalmazás független a feladat nehézségétől, akkor a jobb munkaerőpiaci lehetőségekkel rendelkező, feltehetően „eredményesebb” tanárok azokban az iskolákban, osztályokban fognak inkább tanítani, ahol kevesebb a hátrányos helyzetű, nagyobb erőbefektetést igénylő gyerek, míg a „rosszabb” tanároknak jutnak a sok hátrányos helyzetű gyereket tanító iskolák, osztályok.<sup>3</sup>

Kertesi–Kézdi [2005b], [2009] részletesen bemutatja a magyarországi általános iskolákban mérhető, etnikai és társadalmi helyzet szerinti szegregációt. Megfelelő adatok híján azonban a tanár–diák párosítás mintázataira megfogalmazott hipotéziseiket nem tudták empirikusan tesztelni. Az egyetlen erre vonatkozó magyarországi tanulmány azt mutatja, hogy a képesítés nélküli tanárok aránya a hátrányos helyzetű diákokat nagy arányban oktató iskolákban a legmagasabb (Varga [2009]).

Ebben a tanulmányban azt vizsgáljuk, hogy a rosszabb családi háttérű tanulókat kiszolgáló iskolákban kevésbé „eredményes” tanárok tanítanak-e, illetve hogy iskolán belül azokhoz az osztályokhoz, ahova rosszabb családi háttérű diákok járnak, gyengébb tanár párosul-e. „Eredményesebb” tanáron azt értjük, akinek a diákjai többet tanulnak, és ezt közvetlen mérőszám híján – a nemzetközi szakirodalomhoz hasonlóan – a tanulók tesztpontszámainak átlagos növekményével, úgynevezett hozzáadott értékével mérjük. Elemzésünkhöz egy újonnan összeállított, Magyarországon egyedülálló adatbázist használunk, amely néhány tankerületre összeköti az országos kompetenciamérésben részt vett tanulókat matematika- és magyartanáraikkal. Három tankerület összekapcsolt adatait felhasználva, különböző specifikációjú regressziós modellekből először megbecsüljük a tanárok eredményességét, vagyis hozzáadott értékét. Ezt követően a becsült tanári hozzáadott értékeket és későbbi tanulói kohorszok adatait felhasználva a tanár–diák párosítás mintázatait vizsgáljuk iskolák között és iskolán belül osztályok között.

A szakirodalomhoz két szempontból járulunk hozzá. Egyrészt, a tanár–diák párosítások mintázatait a tanári hozzáadott érték alapján vizsgáló tanulmányok száma csekély, és szinte kizárólag az egyesült államokbeli adatokat használják. Ezek fő következtetése – attól függően, hogy milyen modellspecifikációt használnak a tanári hozzáadott érték becsléséhez –: nulla vagy szerény mértékű pozitív kapcsolat van

<sup>2</sup> Az irodalomban nincs konszenzus arról, hogy mekkora ez a kortárs csoporthatás (*peer effects*), mert empirikus becslése nehezen megoldható módszertani kihívásokba ütközik (Angrist [2014]). Sacerdote [2011] jól összefoglalja az eddigi eredményeket.

<sup>3</sup> Ez az úgynevezett pozitív tanár–diák összepárosítás végső soron a kiegyenlítő bérkülönbségek hiányából fakad, lásd még Rivkin és szerzőtársai [2005], Jackson [2009].

a diákok faji hovatartozása vagy társadalmi háttere és az őket tanító tanárok között.<sup>4</sup> Más országokból származó empirikus eredmények hozzáadott érték helyett a tanárok megfigyelt jellemzői szerinti párosítást vizsgálják.<sup>5</sup> Másrészt, a létező tanulmányok nagy része csak tanulói vagy egész iskolai szintű elemzéseket végez, mert azt a méltányossági kérdést helyezik középpontba, hogy különböző háttérrel rendelkező diákok azonos mértékben férnek-e hozzá a magas tanári minőséghez. Ebben a tanulmányban ezt a megközelítést kiegészítjük egy iskolán belüli, osztályszintű elemzéssel, amelyben azt vizsgáljuk, hogy adott iskolán belül az átlagosan jobb háttérű osztály eredményesebb tanárt kap-e. Tudomásunk szerint hasonló megközelítést a korábbiakban csak *Goldhaber és szerzőtársai* [2015], *Isenberg és szerzőtársai* [2021], illetve *Mansfield* [2015] alkalmazták,<sup>6</sup> azzal az általános konklúzióval, hogy az iskolán belüli tanár–diák párosítás mindig kisebb az összességében megfigyelhetőnél, és sokszor nem is szignifikáns. Ugyanakkor az iskolán belüli, osztályok közötti elemzés fontos szempont, hiszen esetlegesen kisebb/kevésbé költséges oktatáspolitikai beavatkozással járhat változtatni a tanárok iskolán belüli osztályokhoz rendelésének gyakorlatán, mint ösztönözni a tanárok bizonyos iskolák közötti mozgását. Ráadásul az ilyen, iskolán belüli párosítási gyakorlat meglehetősen elterjedt lehet (az Egyesült Államokra lásd *Rothstein* [2009], *Dieterle és szerzőtársai* [2015], valamint *Horváth* [2015] tanulmányait).

Az eredmények azt mutatják, hogy a tanárok eredményességében jelentős különbségek vannak. A nemzetközi irodalommal összhangban azt találjuk, hogy egy eredményessége alapján felső 20 százalékba tartozó (az átlagnál egy szórás egységgel „eredményesebb”) tanár diákjai az általános iskola utolsó két évében várhatóan 0,2 szórás egységnyivel jobb matematikai, illetve szövegértési készségekre tesznek szert egy átlagos tanár diákjainál. Ez a hatás közel sem triviális, mintegy ötöde a nyers roma–nem roma különbségeknek nyolcadik osztályban (*Kertesi–Kézdi* [2011]).

A tanulmány második, a tanár–diák párosítás mintázatait vizsgáló részében a nemzetközi irodalomhoz képest meglepő módon azt találjuk, hogy a diákok összetételére kontrolláló hozzáadottérték-modellek alapján nem mutatható ki kapcsolat az iskolák diákjainak átlagos családi háttere és a tanárok átlagos eredményessége között. Iskolán belül ugyanakkor kimutatható a pozitív összepárosítás: az átlagosan rosszabb családi háttérű osztályokat jellemzően kevésbé eredményes matematikatanár tanítja. A magyartanárok esetében iskolán belül sem találunk összefüggést. Az eredmény mögötti okok és mechanizmusok feltárása további kutatást igényel.

A tanulmány a továbbiakban a következőképpen épül fel. A következő fejezet tartalmazza az adatbázis részletes leírását és a leíró statisztikákat. Ezután ismertetjük

<sup>4</sup> Lásd például *Glazerman–Max* [2011], *Sass és szerzőtársai* [2012], *Chetty és szerzőtársai* [2014], *Steele és szerzőtársai* [2015], *Goldhaber és szerzőtársai* [2016], *Isenberg és szerzőtársai* [2022] tanulmányait. Ez utóbbi teljesebb körben foglalja össze a kapcsolódó irodalmat.

<sup>5</sup> Lásd például *Allen–Sims* [2018] cikkét az Egyesült Királyságra vagy *Blömeke és szerzőtársai* [2016] cikkét a TIMSS-felmérésben részt vevő országokra.

<sup>6</sup> Megfigyelt tanárjellemzők alapján vizsgálják az iskolán belüli tanár–diák párosítást az Egyesült Államokban *Clotfelter és szerzőtársai* [2006], *Kalogrides és szerzőtársai* [2013], valamint az Egyesült Királyságban (egy kisebb kísérleti beavatkozás alapján, de főként kvalitatív módszerekkel) *Francis és szerzőtársai* [2019].

a különböző tanári eredményesség-becslések módszertanát és eredményeit. Majd a tanár–diák párosítás iskolák közötti és iskolákon belüli mintázatait vizsgáljuk. Végül összegezzük az eredményeket, valamint a párosítási mintázatok mögött meghúzódó potenciális magyarázatokat, mechanizmusokat tárgyaljuk, amelyek további kutatási irányokat vetnek fel.

## Adatok

Az elemzés egy olyan adatbázisra épül, amelyet az Országos kompetenciamérés (OKM) és egy saját adatfelvétel összekapcsolásával alakítottunk ki. Az OKM-adatokhoz osztályszinten anonimizált tanári adatokat kapcsolunk, így azonosíthatóvá vált, hogy egy adott tanár mely osztályokat tanítja.

Az OKM-adatbázis standardizált tesztekkel mért matematika- és szövegértés-teszteredményeket tartalmaz a 6., 8. és 10. évfolyamos diákok teljes körére (a hiányzók és a speciális nevelési igényű tanulók többségét kivéve). Az adatfelvételre minden évben a tanév végén, májusban kerül sor. 2008 óta a diákok az évek és évfolyamok között követhetők. A teszt mellett a diákok és szüleik egy családi-háttér-kérdőívet is kitöltenek, így az adatbázis a diákok családi hátterére vonatkozóan is részletes adatokat tartalmaz.

2019 és 2021 között hét tankerületi központban gyűjtöttünk tanári adatokat. A tankerületi központokra az egyszerűség kedvéért tankerületként hivatkozunk. Az adatgyűjtés a tankerületek által fenntartott általános iskolákra és gimnáziumokra terjedt ki. Az adatgyűjtés alapját az iskolák által elkészített éves tantárgyfelosztások jelentették, amelyek rögzítik, hogy az adott tanévben az iskolában az egyes tanárok mely osztályokat tanítják, milyen tantárgyból és mekkora óraszámban.<sup>7</sup> A tanárokhöz anonim azonosítót rendeltünk, és egy tanév–iskola–évfolyam–osztály–tanár–tantárgy szintű adatbázist hoztunk létre. Ezt kiegészítettük néhány olyan tanári jellemzővel, amely a tankerületi nyilvántartásban és/vagy a tantárgyfelosztások mellékletében szerepel (nem, korcsoport, beosztás stb.).

Mindkét adatbázisban azonosíthatók az iskolák és az osztályok, így a tanárok anonim azonosítóit és további adatait az osztályok szintjén össze tudtuk kapcsolni az OKM-adatbázissal. A kiindulópontot a kompetenciamérési adatok jelentették, ehhez kapcsoltuk az adott tanévben az osztályt tanító matematika-, illetve magyartanár adatait. Az esetek egy részében az osztályhoz nem tudtunk tanárt rendelni. Ez akkor fordult elő, ha 1. az adott tanévben az iskolára nem találtunk tantárgyfelosztási adatokat, vagy azok hiányosak voltak, vagy 2. a tantárgyfelosztásban nem tartozott tanár az osztályhoz (betöltetlen tanári álláshely vagy helyettesítő tanár volt megjelölve), vagy 3. egynél több tanár volt az adott tárgyból az osztályhoz rendelve ugyanakkora óraszámmal (ha az óraszám különböző volt,

<sup>7</sup> A tantárgyfelosztásokat az iskolák a tanév elején készítik el, a kompetenciamérésre pedig a tanév végén kerül sor, így ha az év közben változik a tanár személye, az mérési hibaként jelentkezik az adatokban.

akkor a magasabb óraszámú tanárt rendeltük az osztályhoz). Az utóbbi elsősorban csoportbontás esetében fordult elő.

Ez az elemzés három tankerület adataira épül.<sup>8</sup> A minta hat tanévet ölel fel, 2013–2014-től 2018–2019-ig. Két elemzési mintát hoztunk létre. A *nyolcadikos minta* az adott tanévben nyolcadikos diákokat és tanáraikat tartalmazza hat tanévben. A nyolcadikos adatokat összekapcsoltuk a diákok hatodikos teszteredményeivel, és ezt a mintát használjuk a tanári eredményesség becslésére. A *hatodikos minta* a két utolsó tanévben hatodikos osztályokat és hatodikos korukbeli tanáraikat tartalmazza. Ez a két kohorsz nem szerepel az eredményességi becslésben, mivel esetükben csak a hatodikos tesztponyszámokat tartalmazza az adatbázis, a nyolcadikos eredményt nem.<sup>9</sup> A hatodikos mintán vizsgáljuk azt, hogy a különböző eredményességű tanárok milyen összetételű osztályokat tanítanak később.

A három tankerületben összesen több mint 90 iskolát tartalmaz a minta (1. táblázat). Itt és a továbbiakban iskolákon az OKM-ben megkülönböztetett telephelyeket értjük. Az első három tanévben csak az iskolák kis részére vonatkozóan rendelkezünk adatokkal, a további években az OKM-ben szereplő iskolák döntő többségét tartalmazza a minta (*Függelék F1. táblázat*). Ebben a három évben lényegében csak a nem tankerületi fenntartású (egyházi, alapítványi stb.) iskolák nem szerepelnek a mintában. Ugyanakkor, míg az iskolák több mint 90 százaléka szerepel a mintában ebben az időszakban, az összes nyolcadikos osztály alig 80 százalékához tudunk matematika- vagy magyartanárt rendelni. A magyartanárok esetében az arány 77 százalék, a matematikatanárok esetében 68 százalék.

### 1. táblázat

Az iskolák, osztályok, tanárok és diákok száma az elemzési mintában

	Matematika	Szövegértés	Összesen
<b>NYOLCADIKOS MINTA</b>			
Iskola	96	96	96
Osztály	489	541	557
Tanár	227	237	464
Diák	7874	8788	9102
<b>HATODIKOS MINTA</b>			
Iskola	81	82	91
Osztály	208	236	292
Tanár	130	142	272
Diák	3399	3917	4872

<sup>8</sup> A többi négy tankerületben gyűjtött adatok feldolgozása, kutatható adatbázissá alakítása jelenleg is folyik.

<sup>9</sup> A 2018–2019-ben hatodikosok 2020-ban a Covid-járvány miatt nem írtak nyolcadikos tesztet, a 2019–2020-as hatodikos kohorsz nyolcadikos adatai pedig az elemzésünk idején még nem voltak kutatási célra elérhetők.

Az elemzési minta azokat a diákokat tartalmazza, akik esetében 1. az osztályhoz egyértelműen tudunk tanárt rendelni, 2. megfigyeljük a családi háttérre vonatkozó adatokat,<sup>10</sup> és 3. a nyolcadikos minta esetében megfigyeljük az adott területen a diák tesztpontszámát nyolcadikban és hatodikban is. A nyolcadikos minta több mint 9000, a hatodikos közel 5000 diákot tartalmaz. Nyolcadikban 227 matematika- és 237 magyartanárt tartalmaz a minta. Hatodikban lényegesen kevesebb tanárt figyeltünk meg: itt az elemzési minta csak azokat a tanárokat tartalmazza, akiket a nyolcadikos mintában is megfigyeltünk.

A nyolcadikos mintában az osztályok száma valamivel több, mint a tanárok számának kétszerese. Itt és a továbbiakban az egyszerűség kedvéért osztályon egy osztályév megfigyelést értünk. Összességében a tanárok 40 százalékát csak egy osztályhoz rendelve látjuk, körülbelül 50 százalékukat 2-3 osztály esetében, néhány tanárt pedig ennél is többször (*Függelék F1. ábra*).

Azt, hogy a három tankerület iskoláiból összeálló minta mennyire tér el az OKM-ben részt vevő iskolák összességétől, három változó alapján mutatjuk be. Egyrészt a matematikateszt-pontszámok, másrészt a családi háttér szerinti megoszlásokat hasonlítjuk össze. A családi háttér leírására egy folytonos indexet használunk, amely a szülők iskolázottságára és a család anyagi helyzetét leíró változókra épül (lásd *Függelék: Családháttér-index* című rész, illetve *Hermann és szerzőtársai* [2022]). Az index előnye a szülők iskolázottságával szemben, hogy folytonos skálán mér, így az átlaggal jól jellemezhető az osztályok és iskolák összetétele, és a relatíve jó és rossz összetételű osztályok csoportján belül is megragadja a különbségeket. Mindkét változó standardizált, 0 az átlag és 1 a szórás.

A 2. *ábra* a nyolcadikos elemzési minta, a három tankerület teljes mintája és a teljes OKM-minta megoszlásait mutatja be a 2013/14–2018/19-es tanévekre összevontan. Az *ábra* felső részében a diákok, az alsó részben az osztályok megoszlása látható. Jól látható, hogy az átlagnál jóval magasabb státusú és különösen az átlag alatti családi háttérű diákok a három tankerületben alulreprezentáltak, míg a közepes és a közepesnél valamivel jobb helyzetű diákok részaránya magasabb az országos átlagnál. Hasonló képet mutat a tesztpontszámok megoszlása is, bár a különbségek kisebbek. Ugyanez a mintázat még inkább szembetűnő az osztályok esetében. Ugyanakkor a három tankerület teljes mintája és az elemzési minta között csekély az eltérés, tehát az elemzési minta jól reprezentálja a három tankerület diákjait. Az egyetlen érzékelhető eltérés az, hogy az átlagnál jóval magasabb családháttér-indexű diákok és osztályok valamelyest alulreprezentáltak az elemzési mintában. Ennek oka az, hogy a nem állami iskolák nem szerepelnek az elemzési mintában.

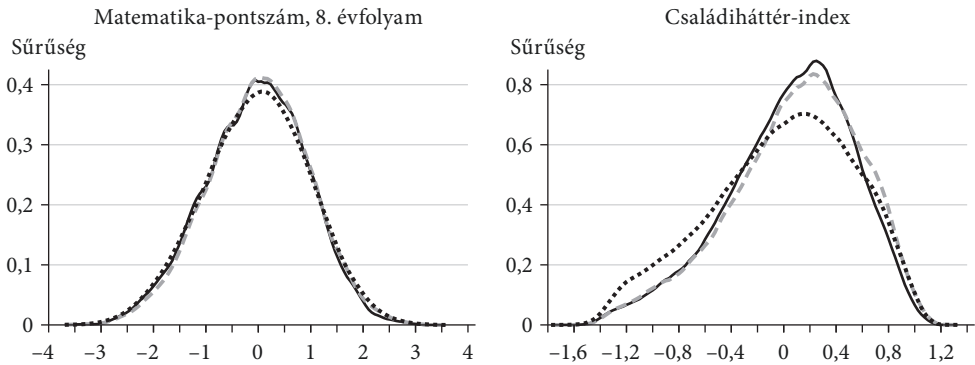
A 2. *táblázat* összefoglalóan mutatja be a három tankerület elemzési mintája és a teljes OKM-minta közötti különbségeket a 2016–2017. tanévtől a 2018–2019.

<sup>10</sup> A háttérkérdőív kitöltése önkéntes, ezt a kompetenciamérésben részt vevő diákok 75–85 százaléka tölti ki. Ahol lehetett, ott a hiányzó adatokat az adott diák másik évbéli (másik évfolyam vagy évis-mértelés esetén a szomszédos év) adataival töltöttük fel, így a hiányzó adatok miatt kieső diákok aránya 5–10 százalék közé csökkent (*Hermann és szerzőtársai* [2022]). Azok a diákok, akiknél a családi háttér változóinak egy része hiányzik, szerepelnek az elemzési mintában, a változók hiányzó értékeiket külön indikátorváltozókkal jelöltük.

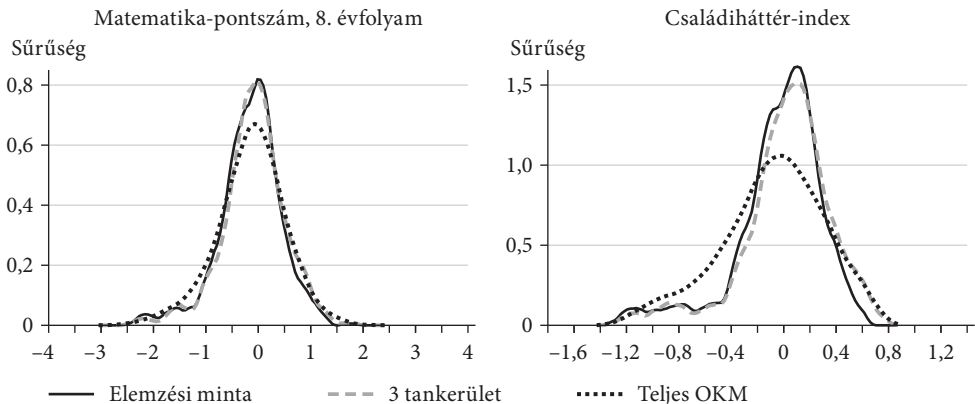
## 2. ábra

A diákok és osztályok megoszlása az elemzési mintában, a három vizsgált tankerület teljes mintájában és az OKM-ben nyolcadikban

## A DIÁKOK MEGOSZLÁSA



## OSZTÁLYOK MEGOSZLÁSA AZ OSZTÁLYÁTLAGOK SZERINT



Megjegyzés: a 2013–2014. tanévtől a 2018–2019. tanévig összevont adatok. Epanechnikov-kernelfüggvény, sávszélesség: 0,1 (matematika) és 0,05 (családiháttér-index).

tanévig.<sup>11</sup> Az elemzési mintában a diákok átlagos családiháttér-indexe és nyolcadikos tesztpontszámai is magasabbak, mint a teljes OKM-ben. A szórás is kisebb az elemzési mintában, különösen a családi háttér esetében. Végül a teljes szóródáson belül az iskolák közötti variancia részaránya is kisebb az elemzési mintában, azaz a diákok valamivel kevésbé különülnek el az iskolák között ebben a három tankerületben, mint az ország egészében.

Érdeemes megemlíteni, hogy a három tankerületi központ iskolái között lényeges különbségek vannak: az egyikben különösen magas az alacsony státusú diákok

<sup>11</sup> Mivel az iskolák közötti variancia arányát nagymértékben torzítaná, ebben a táblázatban nem szerepel az a három tanév, amelyben csak az iskolák kis részét figyeljük meg.



## 2. táblázat

A tesztpontszámok és a családi háttér az elemzési mintában és az OKM-ben nyolcadikban

	$N_{\text{diák}}$	Átlag	Szórás	$N_{\text{iskola}}$	Az iskolák közötti variancia aránya
OKM					
Családiháttér-index	249 816	-0,015	0,547	2889	0,452
Matematika-pontszám	241 319	-0,032	1,011	2888	0,287
Szövegértéspontszám	241 508	-0,037	1,014	2888	0,264
ELEMZÉSI MINTA					
Családiháttér-index	7002	0,064	0,478	95	0,294
Matematika-pontszám	6991	-0,012	0,957	95	0,190
Szövegértéspontszám	7001	-0,026	0,968	95	0,182

*Megjegyzés:* nyolcadikos tesztpontszámok. A 2016–2017. tanévtől a 2018–2019. tanévig tartó időszak összevont adatai.

aránya, és szélesebb is a megoszlás, de a másik kettő között is számottevő különbség van (*Függelék F2. ábra*).

A nyolcadikos és a hatodikos elemzési minták esetében a családi háttér indexeinek átlaga és szórása is hasonló. Ez arra utal, hogy bár a hatodikos minta csak a tankerületben megfigyelhető diákok egy részét tartalmazza (azokat, akiket a nyolcadikos mintában megfigyelt tanár tanított később), ez a mintaszelekció véletlenszerű.

Összességében az elemzési minta jól reprezentálja a három vizsgált tankerület iskoláit, ugyanakkor nem tekinthető országosan reprezentatív mintának. Az eredmények a vizsgált tankerületekre vonatkoznak.

A *Függelék F2. táblázata* részletesen bemutatja a tesztpontszámok és az elemzés során felhasznált kontrollváltozók leíró statisztikáit az elemzési mintában. A *Függelék F3. táblázata* a tanári jellemzők leíró statisztikáit mutatja be.

## Tanári hozzáadott érték három magyarországi tankerületben

### *A tanári hozzáadott érték becslése*

Megfigyelhető jellemzők alapján nehéz beazonosítani, hogy ki a jó tanár (például *Goldhaber* [2002], *Harris-Sass* [2009], *Rockoff és szerzőtársai* [2011]). Ezért a szakirodalomban elterjedtté vált, hogy a tanárok minőségét diákjaik átlagos teljesítményével mérik (például *Rockoff* [2004], *Nye és szerzőtársai* [2004], *Aaronson és szerzőtársai* [2007], *Chetty és szerzőtársai* [2014], *Bacher-Hicks és szerzőtársai* [2014]) – vagyis az a jó tanár, akinek a diákjai jobb eredményt érnek el, általában valamilyen standardizált teszten, mint Magyarországon az OKM.

E megközelítés szerint a tanár hatását – az úgynevezett hozzáadott értékét – egy megfigyeléses adatokon futtatott regressziós modellből a tanár kilétét jelölő bináris

változók becsült együtthatói mérik. Az ilyen célra leggyakrabban használt regressziós modelleknek Rothstein [2010], Goldhaber és szerzőtársai [2014] vagy Guarino és szerzőtársai [2015] jó összefoglalását adja. Mi a következő formát becsüljük meg az OKM és az általunk gyűjtött tantárgyfelosztások összekapcsolt adatain:<sup>12</sup>

$$y_{i,8} = X_i'\beta + X'_{c(i,8)}\gamma + \delta_{k(i,8)} + \mu_{j(i,8)} + \epsilon_{i,8}, \quad (1)$$

ahol  $y_{i,8}$  az  $i$ -edik diák nyolcadikos tesztpontszáma (matematika vagy szövegértés);  $X_i$  az  $i$ -edik diák egyéni jellemzői, köztük esetlegesen a hatodikos tesztpontszám egy függvénye;  $Z_{c(i,8)}$  az  $i$ -edik diák  $c$ -edik (nyolcadikos) osztályának jellemzői;  $\delta_{k(i,8)}$  kohorszindikátor, amikor az  $i$ -edik diák nyolcadikos; míg  $\epsilon_{i,8}$  az  $i$ -edik diák egyéni hibtagja nyolcadikban. Az érdeklődésünk középpontjában a  $\mu_{j(i,8)}$  paraméter áll, amely az  $i$ -edik diák  $j$ -edik (nyolcadikos) tanárának fix hatása. Ezt, ahogy a szakirodalomban megszokott, időben állandónak tekintjük, és eszerint becsüljük.<sup>13</sup>

Az  $X_i$  és a  $Z_{c(i,8)}$  kontrollváltozók körének fokozatos bővítésével a tanár–iskola/tanár–diák párosítás érdekes mintázatait figyelhetjük meg. Eszerint öt specifikációt – egy szintbelit és négy hozzáadottérték-alapút – különböztetünk meg:

1. *specifikáció* (szintmodell): kontrollváltozókként csak kohorszindikátorok szerepelnek. Fontos megjegyeznünk, hogy ez nem hozzáadottérték-modell, hiszen a hatodikos tesztpontszámok nem, csak a nyolcadikos tesztpontszámok szintje szerepel a modellben. Mégis lényegesnek tartjuk ennek az eredményeit összehasonlítás alapként, hiszen jól szemlélteti a különbséget azok között a tanárok között, akik diákjainak pusztán magasak a nyolcadikos pontszámaik (azonban lehetséges, hogy már hatodikban is magas pontszámot értek el), illetve akiknek a diákjai magas tesztpontszám-növekedést („hozzáadott értéket”) értek el hatodik és nyolcadik között.

2. *specifikáció* (üres hozzáadottérték-modell): kohorszindikátorok és a diák hatodikos matematikai és szövegértési tesztpontszámainak harmadfokú polinomja. A hatodikos tesztpontszám hatásának – flexibilisebb, harmadfokú polinom szerinti engedélyezése által a tesztpontszámoknak „az átlaghoz való visszahúzása” (*mean reversion*) miatt – a tanári hozzáadott értékben okozott torzítását korrigáljuk a modellben.<sup>14</sup>

<sup>12</sup> A tanári hozzáadott értéket egy másik megközelítés, Kane–Staiger [2008] módszerével is megbecsültük. Eszerint a diákok megfigyelhető jellemzőin felüli hozzáadott érték három részre bontható: egy időben állandó tanári hozzáadott értékre, egy véletlenszerű osztályszintű sokkra és egy egyéni heterogenitásra. A tanári hozzáadott érték becslését az osztályhatások egy súlyozott átlaga adja, variációjára pedig (amellyel a tanári hozzáadott értékek nagyságát jellemezni szokták – lásd még később) a fenti varianciadekompozíció eredménye. Ez a fajta becslés kisebb mértékű (variációjú) tanári hozzáadott értékeket ad, de a későbbiek során, amikor a tanári hozzáadott értékek más változókkal való összefüggéseit vizsgáljuk, kvalitatíve ugyanolyan (és kvantitatíve is hasonló) eredményeket találunk. A megközelítés előnye, hogy egy-egy osztályt a számításból kihagyva könnyen becsülhetünk olyan tanári hozzáadott értékeket, amelyek időben kissé ingadoznak állandó értékük körül, és így jól ellenőrizhető, hogy a tanár egy-egy osztályra gyakorolt hatását jól prediktálja-e a többi osztályból becsült hozzáadott értéke. Ezeket az eredményeket e cikkben nem közöljük, de azok a szerzőktől elkérhetők.

<sup>13</sup> Annak fényében, hogy általában azt találják (például Rockoff [2004], Papay–Kraft [2015]), hogy a tanárok hozzáadott értéke a tanításban töltött első néhány év után kevéssé változik, a legalább 4-5 éve a pályán levőkre ez a feltételezés valószínűleg nem túl restriktív.

<sup>14</sup> Ugyan a hozzáadottérték-modellben a hatodikos tesztpontszám harmadfokú tagja statisztikailag szignifikáns, a becsült tanári hozzáadott értékek, illetve az azokat használó további regressziók ered-

3. *specifikáció*: a 2. modell kontrollváltozóin kívül a modell további egyéni kontrollváltozókat is tartalmaz: a tanuló neme, a hónapban mért kora, sajátos nevelési igény (SNI) és halmozottan hátrányos helyzet (hhh) státusa, apja és anyja iskolázottsága kategóriákban, anyagi helyzete és könyveinek száma kategóriákban.

4. *specifikáció*: a 3. modell kontrollváltozóin kívül a modell kontrollál az *i*-edik diák *c*-edik (nyolcadikos) osztályának típusára (nemzetiségi/tagozatos osztály).

5. *modell*: a 4. modell kontrollváltozóin kívül a modell kontrollál az *i*-edik diák hatodikos osztályának matematika- és szövegértéstezt-pontszámainak átlagaira, valamint a hatodikos átlagos matematikateszt-pontszám nyolcadikos tagozattal való interakciójára, az újabb szakirodalommal összhangban (például *Chetty és szerzőtársai* [2014], *Angrist és szerzőtársai* [2017], *Rothstein* [2017], *Isenberg és szerzőtársai* [2022]). Általában két okból szokás a megfigyelhető tanulói jellemzők osztály-, illetve iskolaszintű átlagaira kontrollálni: 1. hogy megengedjük annak lehetőségét, hogy jobb (gyengébb) képességű társak között a tanulók gyorsabban/lassabban fejlődnek („a társak hatása”), illetve 2. hogy kontrolláljunk olyan, egyéni tanulói szinten a kutató által nem megfigyelt jellemzőkre, amelyek a tanár–diák párosítást jobban megragadhatják (*Altonji–Mansfield* [2018]).

A fenti specifikációkkal kapcsolatban két technikai megjegyzést érdemes tenni.

Az első, hogy az OKM matematika- és szövegértéstezt-pontszámokat tartalmaz, ám a szövegértésbeli hozzáadott értéket mi a tanuló osztályában a magyar nyelv és irodalom elnevezésű tantárgyat tanító tanárnak tulajdonítjuk. Ezt mérési hibának tekintjük, de az eredmények értelmezésénél érdemes észben tartani, hogy ez is magyarázhatja, hogy a szövegértésben mért tanári hozzáadott értékek mindig kisebbek, és korrelációjuk más változókkal mindig gyengébb, mint a matematika esetén.

A második megjegyzés: szintén az adataink természete miatt a hatodik és a nyolcadik év vége közötti hozzáadott értéket tudunk mérni tanulói szinten, azonban ennek reziduumát maradéktalanul a nyolcadikos tanárnak tulajdonítjuk. Ez kétféle hibát hordozhat magában.

Egyrészt, ha a tanulót hetedikben más tanár tanította – ezt mérési hibaként kezeljük. A magyar iskolarendszerben főszabály szerint ugyanaz a tanár tanít egy osztályt hetedikben és nyolcadikban, ezért azt valószínűsítjük, hogy ez a mérési hiba nem számottevő.

Másrészt, ha a tanulót már hatodikban is ugyanez a tanár tanította, a 2–5. (hozzáadottérték-alapú) modellekben a hatodikos tesztpontszámok „rossz kontrollváltozókként” szerepelhetnek, hiszen ezek már – mintegy közbülső kimenetként – magukban hordozzák ugyanannak a tanárnak a hatását, akiét hatodik és nyolcadik között meg akarjuk mérni. Jelenlegi mintánkban 157 (178) nyolcadikos matematika

---

ményei esetünkben két tizedesjegy pontossággal megegyeznek egy olyan hozzáadottérték-modellből kapottakkal, amelyben a hatodikos tesztpontszámok csupán lineárisan szerepelnek.

Ahogy azonban *Rothstein* [2010] elemzése mutatja, ha a diákok osztályba sorolásánál az előző teszt-pontszámon felül valamely más, nem megfigyelt jellemzőjüket is figyelembe vesszük, akkor az előző teszt-pontszám harmadfokú polinomja sem elégséges, így továbbra is torzított tanári hozzáadott értéket kaphatunk.

(magyar) osztály hatodikos előzményét figyeljük meg a tantárgyfelosztásokban. Ezeknek mintegy harmadában (matematikából 59, magyarból 54 osztály esetében) történik tanárváltás hatodik és nyolcadik között. Ezek az elemszámok sajnos nem teszik lehetővé, hogy a szűkített mintán olyan robusztussági vizsgálatot végezzünk, amely megmutatja ennek az ökonometriai pontatlanságnak az esetleges hatását.

### *Kismintás korrekció – a tanári hozzáadott érték zsugorítása*

A tanári hozzáadott érték becslése, mivel az egy-egy tanár által tanított diákokra épül, sokszor kismintákkal dolgozik – azoknak a tanároknak a becslt hozzáadott értéke pontatlanabb lesz, akik kevés diákot tanítanak (akár kis létszámú osztályok miatt, akár azért, mert kevés osztályban vagy rövid ideig figyeljük meg őket). Formálisabban ez azt jelenti, hogy amennyiben feltételezzük, hogy a becslt hozzáadott érték a valós (nem megfigyelt) tanárminőségnek a kis elemszámú mintavétel miatt zajos mérőszáma:

$$\hat{\mu}_j = \mu_j + e_j, \quad (2)$$

ahol  $\hat{\mu}_j$  a  $j$ -edik tanár becslt hozzáadott értéke,  $\mu_j$  a valódi (nem megfigyelt) eredményessége,  $e_j$  pedig a (klasszikus) mérési hiba, akkor  $e_j$  varianciája fordítottan arányos a  $j$ -edik tanár által tanított diákok számával. Ugyanakkor, ha a becslt tanári hozzáadott értéket egy regresszió jobb oldalán szeretnénk használni, akkor becsléseinket a mérési hibából adódó torzítás jellemezné. Emiatt szükséges a becslt hozzáadott értékeket erre a kismintás mintavételből eredő mérési hibára korrigálni. Ehhez Morris [1983] bayesi zsugorítási (*shrinkage*) módszerét alkalmazzuk. A zsugorított hozzáadott érték a becslt érték és a tanári hozzáadott érték (prior) várható értékének ( $\bar{\mu}$ , *grand mean*) súlyozott átlaga lesz, ahol a súlyokat a becslés megbízhatósága (*precision*) határozza meg a (3) egyenlet szerint:

$$\tilde{\mu}_j = \lambda_j \hat{\mu}_j + (1 - \lambda_j) \bar{\mu}. \quad (3)$$

A (3) egyenletben  $\bar{\mu} = 0$  a hozzáadottérték-modell konstrukciója szerint, míg a  $\lambda_j$ -t a következőképp becsüljük:

$$\hat{\lambda}_j = \frac{\text{Var}(\mu_j)}{\text{Var}(\mu_j) + SE_j^2},$$

ahol  $\text{Var}(\mu_j)$  gyakorlatilag a becslt hozzáadott értékek tanárok közötti varianciája, a mintavételi hibától megtisztítva,  $SE_j$  pedig a  $j$ -edik tanár hozzáadott értékének standard hibája.<sup>15</sup>

Amikor a tanári hozzáadott értéket regresszióban a bal oldalon függő változóként használjuk, a mérési hibát nem kell és nem szabad korrigálni, hiszen a korrekció a mérni kívánt koefficiens is zsugorítaná. Ezekben az esetekben tehát a nyersen becslt  $\hat{\mu}_j$  hozzáadott értéket fogjuk használni.

<sup>15</sup> Gyakorlatilag:  $SE_j^2 = \sum_{i:j=J(i,8)} \epsilon_i^2 / n_j$ , míg  $\text{Var}(\mu_j) = \text{Var}(\hat{\mu}_j) - 1/J \sum_{j=1}^J SE_j^2$ , megfelelő szabadságfok-korrekciókkal ( $n$ , a  $j$ -edik tanár által tanított diákok száma, míg  $J$  a tanárok száma).

## Eredmények

A TANÁRI HOZZÁADOTT ÉRTÉK NAGYSÁGA ÉS TARTÓSSÁGA • A tanári fix hatásokkal mért tanári eredményesség becsléseinek fő eredményeit a 3. táblázat mutatja. Ezek nagyságát – a nemzetközi irodalomban szokásos módon – a fenti modellekből becsült tanári fix hatások szórásával írjuk le, hiszen a fixhatás-modellek mögött meghúzódó implicit feltételezés szerint a tanári fix hatások (átlagpontszámok az 1. specifikáció, illetve hozzáadott értékek a 2–5. specifikáció esetén) átlagosan nullák, de egy (normális) eloszlásuk van, amelyet a szórással jellemzünk. Ugyanezen intuíció miatt értelmezzük majd az eredményeket úgy, hogy az átlagos tanár eredményességét tekintjük nullának, az átlagosnál jobbakét pozitívnak, míg az átlagosnál rosszabbakét negatívnak.

Ezen megközelítés szerint a tanári átlagpontszám 0,44–0,46 szórás egységnyi, míg a hozzáadott érték nagysága a három magyarországi tankerületben 0,174 és 0,229 szórás egység között mozog, tantárgytól és specifikációtól függően. (A szintés a hozzáadottérték-alapú modellek közötti különbség fontosságáról bővebben lásd lejjebb.) Ezeket a számokat a következőféleképp értelmezhetjük: ha egy adott tanulóknak az átlagosnál 1 szórás egységgel jobb (vagy másképpen: átlagos helyett a felső 20 százalékbeli) tanára van hetedikben és nyolcadikban (hatodik és nyolcadik között), akkor átlagosan 0,174–0,229 szórás egységgel fog jobban teljesíteni a nyolcadikos kompetenciateszten, mint az a társa, akinek átlagos tanára volt. A Kertesi–Kézdi [2011] által mért roma–nem roma nyolcadikos teszteredmények közötti különbségek fényében ez körülbelül ötöde a nyers különbségnek, illetve a teljes egésze annak a különbségnek, amely kiszűri a tanulók közötti demográfiai és társadalmi helyzetbeli eltérések hatását. Vagyis szélsőségesen szó szerint véve becsléseinket, a roma–nem roma tanulók közötti iskolai teljesítménybeli, etnikai különbségek elviekben teljes egészében felszámolhatóak lennének, ha a roma tanulókhöz hetedikben és nyolcadikban egyszórásnyival jobb tanárokat rendelnénk.

A három tankerületben mért tanári hozzáadott érték ugyanolyan nagyságrendű, mint amilyent a nemzetközi (főként amerikai) irodalomban mértek. Az összehasonlításhoz azonban vegyük figyelembe, hogy az amerikai irodalom – a rendelkezésre álló adatok miatt – főképp éves, harmadik és ötödik évfolyam közötti hozzáadott értéket mér, Magyarországon azonban két évre (hatodik és nyolcadik között) becslünk, hiszen az OKM-et csak ezekben az évfolyamokban veszik fel. Az amerikai tanulmányok mind 0,1 és 0,25 közötti éves hozzáadott értékeket találnak.<sup>16</sup> Láthatjuk, hogy – linearitást feltételezve – az általunk mért tanárhatások ennek az intervallumnak az alsó határa körül mozognak, de mindenképpen azonos nagyságrendbe tartoznak.

A 3. táblázat második sorában a mintavételi hibára korrigált (zsugorított) tanári eredményesség-becslések szórása látható. A zsugorítás a hasonló módszertani eljárást alkalmazó amerikai cikkekhez képest (például Rothstein [2010]) kisebb mértékű

<sup>16</sup> A teljesség igénye nélkül lásd például Rockoff [2004], Nye és szerzőtársai [2004], Rivkin és szerzőtársai [2005], Aaronson és szerzőtársai [2007], Kane–Staiger [2008], Rothstein [2010], [2017], Chetty és szerzőtársai [2014], Bacher-Hicks és szerzőtársai [2014].

## 3. táblázat

Hatodik és nyolcadik közötti tanári hozzáadott érték szórása három magyarországi tankerületben

	Szintmodell		Hozzáadottérték-modellek							
	(1a) M	(1b) SZ	(2a) M	(2b) SZ	(3a) M	(3b) SZ	(4a) M	(4b) SZ	(5a) M	(5b) SZ
Tanári hozzáadott érték szórása	0,462	0,462	0,229	0,206	0,215	0,197	0,218	0,196	0,216	0,194
– mintavételi hibára korrigálva	0,440	0,440	0,210	0,186	0,195	0,177	0,198	0,176	0,197	0,174
Szóródás iskolák közötti részaránya	0,710	0,806	0,509	0,609	0,506	0,608	0,531	0,615	0,532	0,606
Szóródás iskolán belüli részaránya	0,290	0,194	0,491	0,391	0,494	0,392	0,469	0,385	0,468	0,394
HOZZÁADOTTÉRTÉK-MODELL KONTROLLVÁLTOZÓI										
Kétértékű kohorszváltozók	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen
Hatodikos tesztpontszámok (harmadfokú polinom)	nem	nem	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen	igen
További egyéni jellemzők	nem	nem	nem	nem	igen	igen	igen	igen	igen	igen
Tagozatos/nemzetiségi osztály	nem	nem	nem	nem	nem	nem	igen	igen	igen	igen
Hatodikos tesztpontszámok osztályátalaga	nem	nem	nem	nem	nem	nem	nem	nem	igen	igen
A tanulók száma	7874	8788	7874	8788	7874	8788	7874	8788	7874	8784
Az osztályok száma	489	541	489	541	489	541	489	541	489	541
A tanárok száma	227	237	227	237	227	237	227	237	227	237
Az iskolák száma	96	96	96	96	96	96	96	96	96	96
A tankerületek száma	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3

M: matematika, SZ: szövegrítés. *Függő változó:* adott tantárgy nyolcadikos tanulói szintű tesztpontszáma.

*Magyarító változók:* tanári fix hatások; kétértékű kohorszindikátorok + egyéni jellemzők: hatodikos matematika/olvasás tesztteredmények (harmadfokú polinom), kor, nem, hhh-státus, sajátos nevelési igény (SNI) státus, az apa és anyai iskolai végzettsége, anyagi helyzet, könyvek száma; további osztályjellemzők: osztálylétszám, SNI-s osztálytársak, családháttér-index osztályátalaga, heti matematikaóra-szám. A tanulói háttérjellemzők hiányzó értékeinek hatására indikátorváltozókkal kontrolláltunk.

*Minta:* tanulók, akiknek nem minden egyéni háttérjellemzője hiányzik.

korrekcióit eredményez: a zsugorított szórások mintegy 5–10 százalékkal kisebbek a nyers szórásoknál. Ennek két oka lehet. Egyrészt ezekben a nyolcadikos osztályokban a létszámok esetlegesen nagyobbak (5. és 95. percentilis 7 és 26 fő között), mint a tipikusan 9–11 évesek adatait használó amerikai irodalomban. Másrészt, mivel a kismintás korrekció a tanár fix hatások standard hibájára épít, ha ezek a standard hibák kicsik (homogének az egy tanár által tanított diákok csoportjai), akkor a korrekció keveset fog számítani.

A 3. táblázat oszlopaiban a különböző specifikációk eredményeit láthatjuk. Általánosságban elmondható, hogy a tanárhatások minden specifikáció esetében magasabbak matematikából, mint szövegértésből. Ez az összességében mért hatáshoz hasonlóan összhangban áll a nemzetközi irodalommal és azzal az általános vélekedéssel, hogy a szövegértési készségekre relatíve nagyobb hatása van a családi környezetnek, és kisebb az iskolának, mint a matematikaiakra. Ráadásul, ahogy már említettük, a magyar adatok esetében a szövegértéstezt nem is szorosan azokat a készségeket hivatott mérni, amelyeket a magyar nyelv és irodalom hivatalos néven futó tantárgy keretében az adott tanárok tanítanak, így ebben a mintában ez is okozhatja a szerényebb tanári hozzáadott értékeket szövegértésből.

A 3. táblázat 3–4. számsora a tanári hozzáadott értékek szóródásában az iskolák közötti, illetve iskolán belüli részarányt mutatja. Az iskolák közötti részarány egyrészt minden specifikáció esetén nagyobb szövegértésből, mint matematikából, valamint a tanári átlagpontoszámok (1. specifikáció, szintmodell) esetében jelentősen nagyobb (71 százalék matematikából, 81 százalék szövegértésből), mint a hozzáadottérték-alapú modellek esetében (51–53 százalék matematikából, illetve 61–62 százalék szövegértésből). Ez jelentős különbségnek tűnik a szintbeli és a hozzáadottérték-alapú modellek között, ezért erre még majd visszatérünk.

Az egyes specifikációk összehasonlításakor láthatjuk, hogy igazán nagy különbség a szintmodell és általában a hozzáadottérték-modellek között van: amikor a hatodikos tesztpontszámra kontrollálunk – ezzel tanári hozzáadott értéket számolva a tanár által tanított diákok átlagos nyolcadikos tesztpontszáma helyett –, a tanári fix hatások szórása drámaian lecsökken. Ez azt jelenti, hogy bár nagy különbség van a tanárok diákjainak nyolcadikos átlagpontszáma között, amikor kontrollálunk arra, hogy a magas nyolcadikos pontszámú diákok már hatodikban is magas pontszámot értek el, a tanárok közötti különbség mintegy felére zsugorodik. Vagyis a tanárok diákjai közötti különbség jó része már két évvel korábban is (mielőtt az adott tanár tanítani kezdte volna őket) jelen volt, azaz nem a tanárnak köszönhető, hanem egyfajta tanár–diák párosítási gyakorlatnak. Itt jegyezzük meg ismét, hogy a diákok összetételére való szűrés jelentősen lecsökkentette a tanárhatások szóródásának iskolák által magyarázott (iskolák közötti) részarányát (vö. 3. táblázat 1–2. és 3–10. számoszlopai). Ebből arra következtethetünk, hogy a tanárok hozzáadott értékük szerint kevésbé szelektálnak különböző iskolákba, mint a diákjaik megfigyelhető jellemzőivel torzított átlagpontoszámuk szerint. Erre a következő fejezetben – a tanár–diák összepárosítás mintázatainak tárgyalásakor – részletesebben visszatérünk.

Az, hogy a hozzáadottérték-modelleken belül milyen egyéni vagy osztályjellemzőkre kontrollálunk, kevésbé számít. A legalapvetőbb egyéni jellemzőkre való kontrollálás (3. specifikáció: kor, nem, sajátos nevelési igény, családháttér-változók) még

valamelyest számít, hiszen ezen kontrollváltozókkal a tanári hozzáadott érték szó-rása csekély mértékben, de tovább csökken. Ez alapján úgy tűnik, hogy a hatodikos pontszámokon felül is működik valamelyest az a párosítási mechanizmus, amely szerint azokat a diákokat, akik megfigyelhető jellemzőik alapján várhatóan jó tesztredményt érnek el, bizonyos tanárokhoz párosítják. A további osztályjellezők, illetve ezek interakciói bizonyos egyéni jellemzőkkel nem befolyásolják érdemben a tanári hozzáadott érték becsült nagyságát, amely a 3. és 5. *specifikációk* között meglehetősen stabil a 0,215/0,196 (matematika/szövegértés) érték körül. E stabilitás alapján arra következtethetünk, hogy ezek a változók nem szűrnek ki olyan különbségeket a tanulók között, amelyeket a korábbi kontrollváltozók nem tudtak kiszűrni, pedig a tanulók osztályba/tanárokhoz sorolását befolyásolnák. Ennek ellenére a továbbiakban az általunk preferált specifikációnak az 5. *specifikációt*, a kontrollváltozók legbővebb halmazával jellemzett modellt tekintjük.

A specifikációk közötti különbségeket szemlélteti a 4. *táblázat* is, amely a különböző modellekből becsült tanári hozzáadott értékek korrelációit mutatja a nyolcadikos osztályok mintáján. Összhangban a fenti megállapításainkkal láthatjuk, hogy a szintbeli, illetve a hozzáadottérték-alapú modellekből becsült tanárhatások közötti korreláció az egyes tantárgyakon belül bár erősen pozitív mind matematikából, mind pedig szövegértésből, jóval alacsonyabb (0,5–0,67), mint a különböző hozzáadottérték-alapú specifikációk közötti (0,94–0,99). A korrelációs mátrix a matematika és szövegértés közötti korrelációra is rávilágít: a szintmodellek esetén a 0,73-os korreláció azt mutatja, hogy amelyik tanár osztálya „jó” matematikából, az „jó” szövegértésből is, ám a tanári hozzáadott értékek közötti kapcsolat bár még mindig erős, ennél jóval kisebb (0,3 körüli). Ez alapján mondhatjuk, hogy annak az osztálynak, amelyhez „jó” matematikatanár párosul, várhatóan „jó” magyartanára is lesz.<sup>17</sup>

A tanárok közötti különbségek mértékét szemléletesebben érzékeltethetjük úgy, hogy a tanárokat az eredményességük (az 5. *specifikáció* szerinti zsugorított hozzáadott értékük) alapján öt azonos létszámú csoportba soroljuk, és megbecsüljük, hogy az átlagos diák teljesítménye hogyan változott hatodik és nyolcadik között az egyes csoportokban. Ugyanez a megközelítés arra is rávilágít, hogy mennyire tartósak ezek a tanárhatások: kimutathatók-e a tizedikes tesztpontszámokban is, amikor a diákokat (a kisgimnazisták kivételével) már más tanárok tanítják.

Az eredményeket a 3. *ábra* mutatja. Az ábrán azt láthatjuk, hogy mekkora az egyes ötödök esetében az átlagos diák becsült nyeresége a közepes eredményességű tanárok diákjaihoz képest. Hatodiktól nyolcadikig a legelső ötödbe tartozó tanár mindkét területen egyharmad szórásnyi veszteséggel, egy kiemelkedően eredményes tanár pedig egyötöd szórásnyi nyereséggel jár a közepes tanárhoz képest. Így a legjobb és legkevésbé eredményes tanárok diákjainak tesztpontszám-növekedésében összességében félszórásnyi a különbség. A közepes szinttől valamivel elmaradó tanárok diákjai egytized szórásnyit veszítenek. A közepesnél kicsit eredményesebb tanárok diákjai

<sup>17</sup> A tanári hozzáadott értékek közötti korreláció matematika és szövegértés tekintetében mind iskolák között, mind iskolán belül szignifikáns és pozitív. Az általunk preferált 5. *specifikációból* becsült hozzáadott értékek esetén a regressziós együtthatók (és standard hibáik) a következők: 0,317 (0,067) a teljes osztályszintű mintán, 0,092 (0,039) az iskolákon belül, és 0,527 (0,141) az iskolák között.



4. táblázat

Tanári átlagpontoszám- és hozzáadottérték-bebecslések korrelációja

Specifikáció	Matematika					Szövegértés				
	1. (szint)	2.	3.	4.	5.	1. (szint)	2.	3.	4.	5.
specifikáció										
Matematika	1. (szint)	1								
	2.	0,672	1							
	3.	0,614	0,979	1						
	4.	0,581	0,956	0,984	1					
	5.	0,528	0,933	0,969	0,990	1				
Szövegértés	1. (szint)	0,730	0,292	0,256	0,190	0,037	1			
	2.	0,273	0,373	0,338	0,312	0,279	0,646	1		
	3.	0,170	0,330	0,325	0,303	0,279	0,534	0,98	1	
	4.	0,159	0,329	0,329	0,321	0,302	0,508	0,97	0,994	1
	5.	0,162	0,326	0,328	0,322	0,308	0,500	0,96	0,991	0,998

Megjegyzés: a különböző specifikációkból becsült tanári átlagpontoszámok és hozzáadott értékek korrelációs mátrixa, a nyolcadikos osztályok mintáján. (A specifikációk leírását lásd a főszövegben.) Osztálylétszámmal súlyozott korrelációk.

matematikából ugyanennyit nyernek, a szövegértés esetében a középső és a 4. ötöd között nem szignifikáns a különbség.

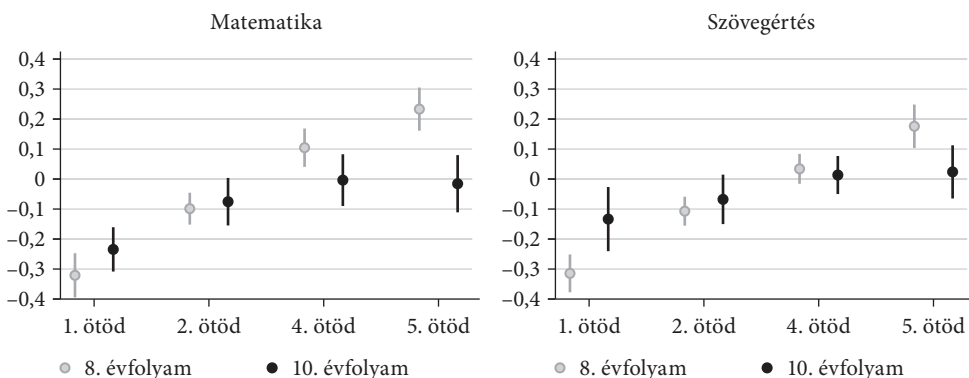
A tizedikes pontszámok eltérő mintázatot mutatnak. Egyrészt nagyobbak a bebecslések standard hibái, ami jórészt a kisebb esetszámok következménye: a nyolcadikos elemzési minta utolsó két kohorsza nem szerepel ebben a bebecslésben, mivel az elemzésünk elkészítésekor elérhető OKM-adatokban ők még nem jutottak el a tizedik évfolyamig. Ami ennél fontosabb, az az, hogy az átlag alatti tanárok negatív hatása részben megmarad tizedikben is, különösen matematikából, míg a közepesnél eredményesebb tanárok kedvező hatása eltűnik.

Fontos megjegyezni, hogy a tizedikes pontszámok jelen esetben a legjobb esetben is csak hozzátétleges képet nyújtanak a tanárhatások tartósságáról. Azt ugyanis nem figyeljük meg, hogy a diákokat kilencedikben és tizedikben milyen eredményességű tanárok tanítják. Elképzelhető, hogy az átlag alatti általános iskolai tanárok negatív hatása azért tűnik tartósnak, mert az ő diákjaikat középfokon is nagyobb eséllyel tanítják az átlagnál kevésbé eredményes tanárok.<sup>18</sup>

<sup>18</sup> Nem tudjuk megítélni, hogy ez a kihagyott változó mennyiben torzítja az eredményeket. A középfokú iskolatípus összehasonlítása azt mutatja, hogy az alsó két ötödbe tartozó tanárok diákjai valamivel kisebb arányban tanulnak tovább gimnáziumban. A 3–5. ötödek között nincsen számottevő eltérés. Ugyanakkor úgy is felfoghatjuk, hogy az, hogy milyen középiskolában tanulnak tovább a diákok, az általános iskolai tanár hosszú távú hatásának egyik mechanizmusa: az eredményesebb tanárok diákjai részben a tanári munka hatására teljesítenek jobban a felvételin és kerülhetnek jobb iskolába.

## 3. ábra

Az egyes ötödökbe tartozó tanárok becsült hatása a nyolcadikos és tizedikes tesztpontszámokra



*Megjegyzés:* OLS-becslések. A becsült tanárhatás szerinti ötödöket jelölő indikátorváltozók együttthatói, pontbecslés és iskolai szinten klaszterezett standard hibák alapján számított konfidenciaintervallum.

*Függő változó:* nyolcadikos és tizedikes tesztpontszám.

*Kontrollváltozók:* az (1) egyenlet 5. specifikációja szerint.

**A TANÁRI HOZZÁADOTT ÉRTÉK HETEROGENITÁSA** • Megvizsgáltuk azt is, hogy látható-e a tanári hozzáadott értékben heterogenitás az iskola típusa és elhelyezkedése szerint. Az eredményeket a 4. és 5. ábra mutatja.

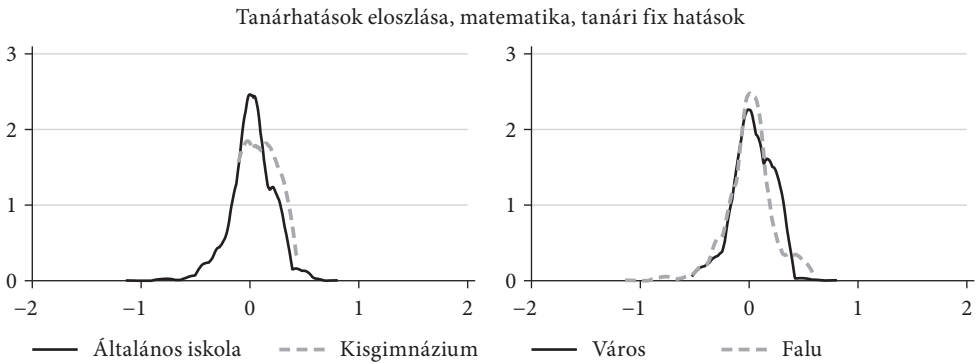
Az iskola- és településtípus szerinti különbségek egybeesnek a várakozásainkkal. Bár meglehetősen kevés kisgimnázium szerepel a mintánkban, láthatjuk, hogy ezekben az átlagnál csak jobb tanárok tanítanak. A városokban hiányoznak a legrosszabb tanárok, helyettük több átlag feletti tanár tanít a városi iskolákban.

A három tankerület közül egy tér el markánsabban a másik kettőtől: ebben a tanári hozzáadott érték láthatóan jobban szóródik, itt koncentrálódnak a jóval átlag alatti tanárok, és kevesebb az átlagos tanár.

**A TANÁRI HOZZÁADOTT ÉRTÉK ÉS A TANÁROK MEGFIGYELT JELLEMZŐI KÖZÖTTI KAPCSOLAT** • A tanárhatások mértékén túl érdemes megvizsgálni azt is, hogy van-e összefüggés ezek és a tanárok megfigyelhető jellemzői között. Az Egyesült Államokban számos tanulmány vizsgálta ezt a kérdést. A legtöbb arra a következtetésre jutott, hogy a végzettség szintje, illetve a tanári képzés meglehetősen nem vagy legfeljebb gyengén függ össze a tanári eredményességgel (*Rivkin és szerzőtársai [2005], Kane és szerzőtársai [2008], Harris–Sass [2011]*). A munkatapasztalat (*Rivkin és szerzőtársai [2005], Kane és szerzőtársai [2008]*, illetve *Clotfelter és szerzőtársai [2007], Ladd–Sorensen [2017]*) és a tanári továbbképzések hatása (*Angrist–Lavy [2001]*, illetve *Jacob–Lefgren [2004]*) ellentmondásos. Szintén nem egyértelmű a tanár nemének hatása a diákok teljesítményére; a legtöbb tanulmány vagy nem talál különbséget, vagy a női tanárok pozitív hatását mutatja ki (például *Antecol és szerzőtársai [2015], Winters és szerzőtársai [2013]*), de előfordul például a természettudomány esetében, hogy a férfi tanárok eredményesebbek (*Neugebauer és szerzőtársai [2011]*).

4. ábra

A tanári hozzáadott érték eloszlása iskola- és településtípus szerint

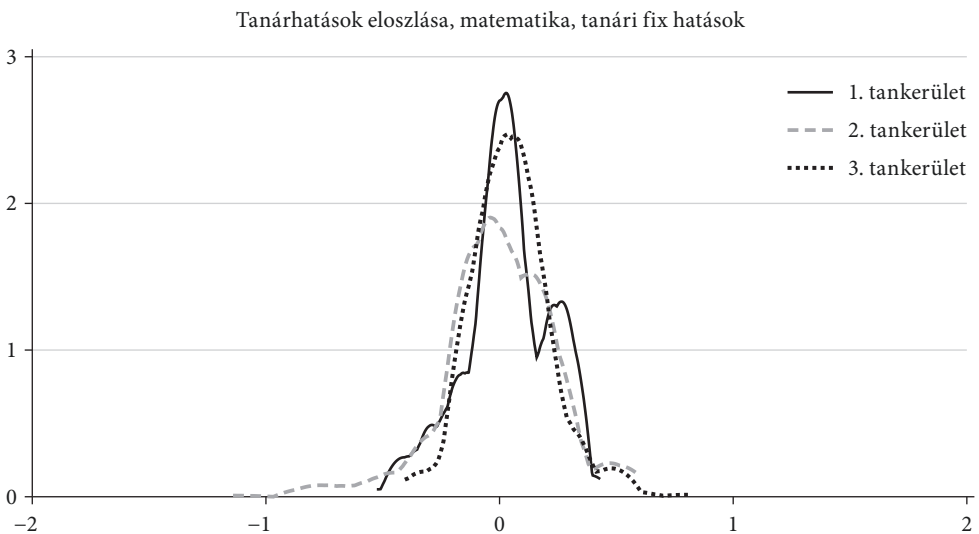


*Megjegyzés:* az 5. specifikációval megbecsült tanári hozzáadott érték kernelsűrűsége iskola- és településtípusonként. Epanechnikov-kernel, optimális sávszélesség.

*A tanárok hozzáadottérték-modelljének kontrollváltozói:* év fix hatás, hatodikos tesztpontszámok, egyéni jellemzők, osztályjellelmzők és -átlagok.

5. ábra

A tanári hozzáadott érték eloszlása a három tankerületben



*Megjegyzés:* az 5. specifikációval megbecsült tanári hozzáadott érték kernelsűrűsége a három tankerületben. Epanechnikov-kernel, optimális sávszélesség.

*A tanárok hozzáadottérték-modelljének kontrollváltozói:* év fix hatás, hatodikos tesztpontszámok, egyéni jellemzők, osztályjellelmzők és -átlagok.

A következőkben a becsült tanárhatás és a tanár neme, életkora és besorolása közötti összefüggést vizsgáljuk. Az életkort és a besorolást az időszak végén figyeljük meg, életkor szerint négy csoportba soroltuk a tanárokat. Az összefüggéseket egyszerű regressziós modellekkel vizsgáltuk, ahol a függő változó a tanárhatás, a magyarázó változók pedig a tanári jellemzők.

Az eredményeket az 5. táblázat mutatja be. Úgy tűnik, hogy az eredményesség valamelyest összefügg a megfigyelhető tanári jellemzőkkel. Egyrészt, mind a matematika-, mind a magyartanárak esetében a férfi tanárok kevésbé eredményesek, mint a nők. Másrészt, a 40 évesnél fiatalabb matematikatanárok kevésbé eredményesek, mint a középkorúak (40 és 60 közöttiek). A magyartanárok között ilyen összefüggés nem mutatható ki. Végül, a besorolás és a tanárhatás között nincsen szoros összefüggés. A gyakornok és egyéb besorolású matematikatanárok eredményessége ugyan szignifikánsan elmarad a többiekétől, de a mintában csak néhány ilyen tanár szerepel.

### 5. táblázat

A tanári jellemzők becsült hatása a tanárhatásra

	Matematika				Magyar			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ÉLETKOR (referenciakategória: 51–60)								
–40	–0,096*			–0,086*	0,014			0,007
	(0,050)			(0,049)	(0,054)			(0,058)
41–50	0,057			0,052	–0,059			–0,055
	(0,041)			(0,040)	(0,043)			(0,048)
61–	–0,013			–0,009	0,009			0,044
	(0,048)			(0,051)	(0,061)			(0,055)
NEM: férfi		–0,118**		–0,117**		–0,128**		–0,140**
		(0,054)		(0,051)		(0,056)		(0,056)
BESOROLÁS (referenciakategória: pedagógus I.)								
Pedagógus II.			0,048	0,034			0,012	–0,004
			(0,034)	(0,037)			(0,030)	(0,032)
Mestertanár			0,101*	0,076			–0,053	–0,089
			(0,056)	(0,050)			(0,096)	(0,096)
Gyakornok, egyéb			–0,143**	–0,146*			–0,083	–0,083
			(0,067)	(0,075)			(0,120)	(0,138)
Konstans	–0,011	0,006	–0,031	–0,006	0,019	0,013	0,001	0,035
	(0,029)	(0,019)	(0,027)	(0,035)	(0,039)	(0,020)	(0,022)	(0,050)
$N_{\text{tanár}}$	194	194	194	194	196	196	196	196
$N_{\text{iskola}}$	90	90	90	90	91	91	91	91
$R^2$	0,048	0,036	0,030	0,105	0,024	0,033	0,006	0,067

Megjegyzés: OLS-becslések, iskolaszinten klaszterezett standard hibák a zárójelben.

Függő változó: becsült tanárhatás az (1) egyenlet 5. specifikációja szerint.

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

A nem és életkor szerinti különbségek konzisztensek azokkal a szelekciós folyamatokkal, amelyekre a tanárok relatív munkaerőpiaci helyzete alapján számíthatunk. A kilencvenes években jelentősen romlott a tanárok relatív kereseti pozíciója az egyéb diplomás foglalkozásokhoz képest, ráadásul ez a bérhátrány a fiatal tanárok esetében

volt a legnagyobb (Varga [2005], [2007]). Ezzel párhuzamosan ugrásszerűen nőtt a magánszektorban a fiatal diplomások iránti kereslet és a felsőfokú végzettség kereseti hozama, valamint a felsőoktatásban részt vevők aránya is (Kertesi–Köllő [2006]). Így a pedagóguspálya egyre kevésbé lett vonzó a fiatalok számára, s olyanok választották a pedagógusképzést és a tanári pályát, akik a középiskolában gyengébb teljesítményt értek el, mint a korábbi generációk tanárai (Varga [2007]). Mivel a pedagógusok relatív bérhátránya a férfiak esetében nagyobb, mint a nők között (Varga [2022]), arra számíthatunk, hogy ez az önszelekció erősebben érvényesül a férfiak körében.

## A tanár–diák összepárosítás mintázatai

Fő kutatási kérdésünk arra vonatkozik, hogy az alacsonyabb társadalmi státusú diákokat jellemzően kevésbé eredményes tanárok tanítják-e, más szóval, van-e összefüggés a diákok családi háttere és a tanárhatás között. Ezt az összefüggést egyszerű regressziós modellekkel vizsgáljuk, ahol a függő változó a tanárhatás, a magyarázó változó pedig az osztályok, illetve iskolák diákösszetétele. A becsléseink tehát osztály-, illetve iskolaszintűek, hiszen közvetlenül a tanárok osztályokhoz rendelését és iskolák közötti eloszlását vizsgáljuk. Lényegében azonos eredményeket kapunk akkor is, ha tanulói szinten vizsgáljuk az összefüggést.

Az osztályokban, iskolákban a diákok összetételét a fő specifikációkban a családi háttér *Hermann és szerzőtársai* [2022] által létrehozott indexének átlagával mérjük (lásd még *Függelék*: Családháttér-index). Az e három tankerület egészében standardizált index előnye az anya iskolázottságával szemben, hogy mivel a tanulók háttérének több társadalmi-gazdasági jellemzőjét is magában foglalja, az átlaggal jól leírható az osztályok és iskolák összetétele, és az átlagosan magas és alacsony iskolázottságú anyákkal rendelkező osztályok csoportján belül is megragadja a különbségeket.<sup>19</sup>

A becsléseket a 2017–2018. és 2018–2019. tanév hatodikos osztályainak mintáján végezzük. Fontos hangsúlyozni, hogy ezeknek a diákoknak az adatait nem használtuk a tanárhatások becslésekor, tehát azt vizsgáljuk, hogy a *korábbi* tanulói kohorszok alapján eredményesebb tanárok *később* milyen osztályokat tanítanak. Érdemes megjegyezni, hogy a hatodikos mintában nem figyeljük meg az összes tanárt, akikre a tanárhatásokat megbecsültük, csak hozzátétőlegesen háromból kettőt. Előfordulhat, hogy néhány tanár már nem tanít a tankerületben, míg másoknak ebben a két tanévben éppen nem volt hatodikos osztályuk. A hatodikos és nyolcadikos mintabeli tanárhatások összehasonlítása ugyanakkor azt mutatja, hogy ez a szelekció

<sup>19</sup> A tanár–diák párosításra vonatkozó eredményeinket azonban lefuttatjuk úgy is, hogy az osztály/iskola átlagos családi háttérét pusztán azon tanulók arányával mérjük, akiknek 1. édesanyja/nevelőanyja nem rendelkezik érettségivel, vagy 2. főiskolai/egyetemi végzettséggel rendelkezik. Ezeket az eredményeket a *Függelék F4–F5. táblázata* mutatja. Ezekből kvalitatív módon hasonló következtetéseket vonhatunk le, mint a 6. táblázatban található, családháttér-indexre épülő fő eredményeinkből, csak az anya iskolai végzettségére vonatkozó számok zajosabbak. Ez nem meglepő, hiszen a családháttér-index az anya iskolai végzettségén felül a diákok háttérének más dimenzióit is magában foglalja, így jobban árnyalja az anyai végzettség alapján képzett csoportokon belüli különbségeket is.

összességében véletlenszerűnek tekinthető. A tanárhatások átlagait összehasonlító  $t$ -próbák nem mutatnak szignifikáns különbséget a két minta között (a  $t$ -érték a matematikatanárok esetében 0,15, a magyartanárokra  $-0,42$ ), és a megoszlások is hasonlóak (*Függelék F3. ábra*).

Az eredményeket a 6. táblázat mutatja be. A táblázat minden cellája egy különálló becslés regressziós együtthatóját tartalmazza. A táblázat soraiban a tanárhatás különböző módon becsült mutatói szerepelnek függő változóként: először viszonyítási pontként a nyolcadikos teszteredmények átlagos szintje, majd a négy hozzáadottérték-modellből becsült tanárhatás, végül a negyedik hozzáadottérték-modell alapján kialakított kategoriális változók, amelyek az alsó, illetve felső harmadba tartozó tanárokat jelölik. Az egyes oszlopokban a tanárhatás–diákösszetétel regressziók különféle specifikációi szerepelnek. Az első három számoszlop osztályszintű becsléseket tartalmaz. Az első a tanárhatás és a diákösszetétel közötti teljes összefüggést mutatja be, kontrollálva a tankerületek közötti átlagos különbségekre. A második és harmadik számoszlop iskolán, illetve iskolán és tanéven belül mutatja be a tanárok osztályokhoz rendelését. Az utóbbi esetben az együttható azt mutatja, hogy ha adott évben egy iskolában két párhuzamos osztály van, akkor ott a jobb összetételű osztályt tanító tanár becsült eredményessége átlagosan mennyivel haladja meg a másik osztály tanáráét. A második specifikáció ettől annyiban tér el, hogy nemcsak adott tanéven belül hasonlítjuk össze az iskolák párhuzamos osztályait, hanem az adott iskolán belül a két tanév hatodikos osztályai közötti varianciát is felhasználjuk. Végül a negyedik specifikáció a tanárok *iskolák közötti* eloszlását mutatja be, vagyis azt, hogy a jobb diákösszetételű iskolákban átlagosan eredményesebb tanárok tanítanak-e.

Ha a diákösszetétel és a tanárok korábbi nyolcadikos diákjainak átlagpontszáma közötti összefüggést vizsgáljuk (szintmodell), akkor összességében pozitív kapcsolatot látunk mind a matematika-, mind a magyartanárok körében. Összességében a jobb diákösszetételű osztályokban, illetve iskolákban a tanárok korábbi diákjainak átlagosan magasabb az átlagpontszáma. Ebben nyilvánvalóan nagy szerepe van az összetételhatásnak: a jó iskolában tanító tanárok korábbi diákjainak is átlagosan kedvező a családi háttérük, ezért magas pontszámot értek el. A matematikatanárok esetében ugyanez az összefüggés az iskolákon belül is kimutatható. Ez is lehet az összetételhatás eredménye (az a tanár, aki korábban a jó osztályt kapta, most is a jó osztályt kapja), de tükrözheti a jobb összetételű osztályok tanárainak magasabb eredményességét is.

A táblázat középső része a hozzáadottérték-modellekkel becsült tanárhatások és a diákösszetétel összefüggését mutatja be. Összességében [az (1) és az (5) oszlop] a preferált 4. hozzáadottérték-modell alapján nem látunk statisztikailag szignifikáns összefüggést a két tényező között, azaz az átlagosnál jobb és kedvezőtlenebb összetételű osztályok tanárai átlagosan hasonló eredményességűek. Ugyanezt mondhatjuk a kevesebb kontrollváltozót tartalmazó 1–3. hozzáadottérték-modellek alapján is, az egyetlen kivételt a csak a korábbi tesztpontszámokra kontrolláló, erősen restriktív tanárhatásbecslés jelenti a matematikatanárok körében – itt egy gyengén szignifikáns pozitív kapcsolatot találunk.

6. táblázat  
A tanárhatások és a diákösztétel kapcsolatának regressziós becslése

	Matematikatanárok				Magyartanárok			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Szintmodell	0,348*** (0,077)	0,306** (0,144)	0,316* (0,168)	0,339*** (0,092)	0,375*** (0,064)	0,051 (0,095)	0,036 (0,145)	0,425*** (0,065)
1. hozzáadottérték-modell	0,081* (0,045)	0,205** (0,093)	0,149* (0,076)	0,072 (0,060)	0,044 (0,039)	-0,015 (0,061)	0,000 (0,088)	0,064 (0,046)
2. hozzáadottérték-modell	0,034 (0,042)	0,210** (0,092)	0,150* (0,074)	0,020 (0,056)	-0,005 (0,038)	-0,030 (0,060)	-0,019 (0,086)	0,006 (0,047)
3. hozzáadottérték-modell	0,025 (0,043)	0,202** (0,090)	0,138* (0,072)	0,013 (0,056)	-0,013 (0,038)	-0,033 (0,059)	-0,021 (0,084)	0,000 (0,047)
4. hozzáadottérték-modell	0,009 (0,043)	0,193** (0,086)	0,132* (0,068)	-0,006 (0,057)	-0,017 (0,037)	-0,032 (0,058)	-0,016 (0,084)	-0,006 (0,047)
4. hozzáadottérték-modell, tanár az alsó harmadban	-0,067 (0,067)	-0,342** (0,136)	-0,303* (0,165)	-0,045 (0,074)	-0,029 (0,070)	0,023 (0,157)	-0,082 (0,193)	-0,016 (0,079)
4. hozzáadottérték-modell, tanár a felső harmadban	-0,027 (0,076)	0,140 (0,110)	0,043 (0,100)	-0,090 (0,080)	-0,024 (0,072)	-0,000 (0,125)	0,088 (0,135)	-0,012 (0,075)
Tanév	igen	igen	nem	igen	igen	igen	nem	Igen
Tankerület fix hatás	igen	nem	nem	igen	igen	nem	nem	Igen
Iskola fix hatás	nem	igen	nem	nem	nem	igen	nem	Nem
Iskola-tanév fix hatás	nem	nem	igen	nem	nem	nem	igen	Nem
A megfigyelés egysége	osztály	osztály	osztály	iskola-év	osztály	osztály	osztály	iskola-év
N	208	131	92	132	235	152	110	143
N <sub>tanár</sub>	129	88	61	129	142	98	74	142
N <sub>iskola</sub>	81	37	25	81	81	36	24	81

Megjegyzés: minden cella egy különálló regressziós becslésben a diákösztétel együttjárója (és standard hibája). Iskolaszinten klaszterezett standard hibák a zárójelben. *Függő változó*: nyolcadikban mért tanárhatás az első oszlopban feltüntetett specifikáció szerint, illetve a tanárhatás alapján az alsó és felső harmadba tartozó tanárokat jelölő indikátorváltozó. *Magyarító változók*: diákösztétel, azaz a családháttér-index osztályátalaga [(1)-(3) és (5)-(7) oszlopok], illetve iskolai átlaga hatodikban [(4) és (8) oszlopok].  
Minta: az adott tanár későbbi hatodikos osztályai. \*\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,1$ .

Hasonló eredményre jutunk, ha a tanárok iskolák közötti eloszlását [a (4) és a (8) oszlop] vizsgáljuk: nincsen kimutatható kapcsolat az iskola diákösszetétele és az ott tanító tanárok becsült eredményessége között. Ez azt jelenti, hogy a mintában a „jó” és „rossz” iskolákban hasonló arányban vannak eredményes és kevésbé eredményes tanárok.

Eltérő mintázatot látunk azonban, ha a tanárok és az osztályok összepárosításának iskolán belüli mintázatát vizsgáljuk. Míg a magyartanárok esetében itt sem látunk összefüggést [a (6) és a (7) oszlop], a matematikatanárok esetében pozitív kapcsolat mutatható ki [a (2) és a (3) oszlop]. Minél kedvezőbb egy osztály családi háttér szerinti összetétele az iskola többi osztályához képest, annál magasabb az osztály matematikatanárának eredményessége az iskolán belül, azaz az iskola többi tanárával összevetve. Úgy tűnik tehát, hogy az iskolák vezetése a jobb összetételű osztályokhoz átlagosan jobb tanárt rendel, a rosszabb összetételű osztályokhoz pedig kevésbé jót.

A 6. táblázat legalsó része azt mutatja be, hogy a diákösszetétel javulásával hogyan változik annak a valószínűsége, hogy az osztályt a eloszlás felső, illetve alsó harmadába tartozó tanár tanítja. A korábbi eredményekkel összehangban itt is csak a matematikatanárok iskolán belüli eloszlását tekintve találunk szignifikáns kapcsolatot. Azt látjuk, hogy az iskolán belül jobb összetételűnek számító osztályokat lényegesen kisebb eséllyel tanítja az alsó harmadba sorolható, gyenge eredményességű tanár, mint ugyanazon iskolák kevésbé jó osztályait. Ezzel szemben annak a valószínűsége, hogy az osztály a felső harmadba tartozó, kiemelkedő eredményességű tanárt kap, nem függ össze szignifikánsan az osztályok diákösszetételével az iskolán belül sem.

Mekkora különbséget jelentenek az osztályok között a tanárhatásban ténylegesen az iskolákon belül becsült diákösszetétel-együtthatók? Azokban az iskolákban, ahol több párhuzamos osztály van hatodikban, a diákösszetétel osztályok közötti szórása iskolán belül átlagosan 0,2, a legjobb és legrosszabb összetételű osztály közötti átlagos különbség pedig 0,47. A diákösszetétel a 4. hozzáadottérték-modell mutatóval számított együtthatója az iskolán belül 0,19, iskolán és tanéven belül pedig 0,13. Ez azt jelenti, hogy átlagos esetben a legjobb és legrosszabb osztály matematikatanárainak eredményességében a különbség 0,089 ( $0,47 \times 0,19$ ), illetve 0,061 ( $0,47 \times 0,13$ ). Mivel a tanárhatások szórása 0,2 körül van, ez azt jelenti, hogy adott iskolán belül átlagosan 0,3–0,45 szórásnyi különbség van a legjobb és legrosszabb összetételű osztály tanárai között.

Ha nem a legjobb és legrosszabb összetételű osztályt hasonlítjuk össze, hanem két véletlenszerűen kiválasztott osztályt, akkor közöttük átlagosan 0,2 az összetételbeli különbség. Ez tanárhatásban 0,026–0,038-es különbséget jelent, ami a tanárhatások szórásának hozzávetőlegesen egytizede, illetve egyötöde.

Az *iskolákon belül* tehát jelentős mértékű különbségeket látunk a különböző diákösszetételű osztályokhoz rendelt tanárok eredményességében. A jobb osztályokat átlagosan *az iskola többi tanárához képest* eredményesebb matematikatanárok tanítják. Ugyanakkor *összességében* nincsen kimutatható kapcsolat az osztályok összetétele és a tanárhatás között, mivel a különböző összetételű iskolákban hasonló arányban vannak eredményes és kevésbé eredményes tanárok.



## Diszkusszió és következtetések

Ebben a tanulmányban három magyar tankerületre becsültük meg a matematika-és magyartanárok eredményességét a diákok kompetenciamérési eredményei alapján, hozzáadottérték-modellek segítségével. Fő eredményeinket három pontban foglalhatjuk össze.

Először, a tanári eredményességben jelentős különbségek vannak. A tanárhatások becsült szórása 0,2 körüli. Ez azt jelenti, hogy egyszórásnyival jobb tanár a diákok tesztpontszámát átlagosan kéttized szórásnyival javítja két év alatt, ami közpolitikai szempontból is jelentős hatás. A tanári hozzáadott érték szórása nagyobb matematikából, mint szövegértésből, és 5–10 százalékkal csökken, ha az egy tanár által tanított diákok kis elemszámából adódó mintavételi hibára korrigáljuk. Ugyanakkor a tanárok közötti variancia 40–50 százaléka az iskolákon belüli különbségekből származik, azaz nemcsak az iskolák között, de az iskolákon belül is jelentősek az eredményességbeli különbségek: Ezek a mintázatok mind összhangban állnak azzal, amit a nemzetközi (főként amerikai) irodalomban mások találtak.

Másodszor, a megfigyelhető tanári jellemzőket tekintve jelentősek a nemek szerinti különbségek: a férfi tanárok eredményessége mindkét területen elmarad a nőkéétől. Ezenkívül a matematikatanárok között a fiatalabbak (40 év alattiak) kevésbé eredményesek, mint az idősebbek.

Harmadszor, fő kutatási kérdésünk, a tanár–diák összepárosítás esetében az eredmények érdekes kettősséget mutatnak. Egyrészt összességében, illetve az iskolák között nem találunk összefüggést a tanári eredményesség és a diákösszetétel között. Nem látjuk tehát azt, hogy a hátrányos helyzetű diákokat nagyobb arányban tanítanak az átlagosnál kevésbé eredményes tanárok. Ez azoknak az újabb amerikai elemzéseknek az eredményeivel vág egybe, amelyek a korábbi tanulmányokkal szemben nem vagy csak jelentéktelen mértékű pozitív tanár–diák összepárosítást mutattak ki (*Mansfield [2015], Isenberg és szerzőtársai [2022]*). Ugyanakkor az eredményeink szerint az iskolákon belül pozitív összefüggés mutatható ki a matematikatanárok eredményessége és az osztály diákösszetétele között. Más szóval, adott iskolában a jobb összetételű osztályokat átlagosan eredményesebb tanárok tanítják. Úgy tűnik, hogy ez a kapcsolat nem a kiemelkedően eredményes, hanem az átlag alatti tanárok osztályokhoz rendeléséből adódik, azaz a jó osztályokat kisebb valószínűséggel tanítja az iskolán belül alacsony eredményességű tanár, mint azokat az osztályokat, ahol relatíve magas a hátrányos helyzetű diákok aránya. Az amerikai irodalomban csak néhány olyan elemzésről tudunk, amely a tanár–diák összepárosítást az iskolákon belül is vizsgálta. Ezek mindegyike azonban kisebb mértékű (vagy nulla) iskolán belüli párosítást talál, mint ami összességében mérhető.

Érdemes megemlíteni, hogy az eredmények egy része csak a matematikatanárookra vonatkozik, a magyartanárok esetében nem mutatható ki (tanárok életkora, iskolán belüli tanár–diák összepárosítás), és – ahogy fent már említettük – a tanárhatások szórása is valamivel kisebb a magyartanárok esetében. Általános jelenségnek tekinthető, hogy az oktatáspolitikai beavatkozások és a tág értelemben vett iskolai ráfordítások hatása erősebb a matematika-teszteredményekre, mint a szövegértésiekre (lásd

például Fryer [2014]). A tanárhatások esetében feltételezhető, hogy a matematikatanár esetében közvetlenebb a teszteredményekre gyakorolt hatás.

Mi lehet a magyarázata annak, hogy miközben erős elméleti érvek szólnak amellett, hogy a magyar oktatási rendszerben ez fontos probléma (Kertesi-Kézdi [2005a]), összességében nem találunk összefüggést a tanári eredményesség és a diákösszetétel között?

Először, fontos hangsúlyozni, hogy az elemzésünk csak három tankerületre, az iskolák és tanárok egy viszonylag kicsi és nem reprezentatív mintájára épül. Az eredményeket előzetes eredményeknek kell tekintenünk, amelyek változhatnak az elemzés több tankerületre való későbbi kiterjesztése során. Ugyanakkor úgy tűnik, hogy a vizsgált három tankerület egyes iskolái között jelentős különbségek vannak, még ha a szórás valamelyest el is marad az ország összes iskoláját jellemző értéktől. Az osztályok, illetve a diákok megoszlása az országos megoszlás jelentős részét reprezentálja. Ezentúl a tanári eredményességben is nagy, az amerikai értékekhez hasonló különbségeket találunk. Így nem tűnik valószínűnek, noha nem is zárható ki az, hogy a vizsgált minta homogenitása vagy sajátossága állna az eredmények hátterében.

Másodszor, elképzelhető, hogy nem megfelelően mérjük a tanári eredményességet. Goldhaber és szerzőtársai [2016] szerint a tanár–diák összepárosítás egyenlőtlenségére vonatkozó, egymásnak ellentmondó amerikai eredmények részben a tanárhatások becslési módszereinek eltéréseiből adódnak, elsősorban abból, hogy az egyéni jellemzőkön túl kontrollálnak-e a diákösszetételre, vagy sem. Többféle hozzáadottértékmutatót összehasonlítva, a mi eredményeink meglehetősen robusztusak erre a specifikációs kérdésre. Egy másik lehetséges magyarázat az, hogy a diákok közötti különbségek korábban alakulnak ki, így a teszteredmények hatodik és nyolcadik közötti változása már nem alkalmas a tanári minőség mérésére. Ennek ellentmondani látszik azonban, hogy a családi háttér szerinti különbségek hatodik és nyolcadik között is nőnek, azonos hatodikos pontszám mellett is (1. ábra). Az is a mérési problémákra épülő magyarázat ellen szól, hogy az iskolákon belül ezzel a mérési módszerrel is kimutatható a pozitív összepárosítás a matematikatanárok esetében.

Végül, nem vethetjük el azt a lehetőséget sem, hogy a tanári eredményesség és a diákok összetétele valójában nem függ össze olyan szorosan Magyarországon, ahogyan azt elméleti megfontolások alapján várjuk. Elképzelhető, hogy a jó diák-összetételű, népszerű iskolákban az iskolaigazgatók nem tudják a jelentkezők közül a ténylegesen legeredményesebb tanárokat kiválasztani, mert a tanárok olyan megfigyelhető jellemzőire támaszkodnak, amelyek nem korrelálnak szorosan a tanárminőséggel, vagy éppen más szempontokat követnek a felvételi döntés során. Az is lehetséges, hogy a tanárok alacsony földrajzi mobilitása és/vagy munkahelyváltási hajlandósága áll a vártnál kevésbé egyenlőtlen eloszlás mögött. Ezeknek a lehetőségeknek a vizsgálata további kutatások tárgya.

### Hivatkozások

AARONSON, D.–BARROW, L.–SANDER, W. [2007]: Teachers and Student Achievement in the Chicago Public High Schools. *Journal of Labor Economics*, Vol. 25. No. 1. 95–135. o. <https://doi.org/10.1086/508733>.

- ALLEN, R.–SIMS, S. [2018]: Do pupils from low-income families get low-quality teachers? Indirect evidence from English schools. *Oxford Review of Education*, Vol. 44. No. 4. 441–458. o. <https://doi.org/10.1080/03054985.2017.1421152>.
- ALTONJI, J. G.–MANSFIELD, R. K. [2018]: Estimating Group Effects Using Averages of Observables to Control for Sorting on Unobservables: School and Neighborhood Effects. *American Economic Review*, Vol. 108. No. 10. 2902–2946. o. <https://doi.org/10.1257/aer.20141708>.
- ANGRIST, J. D. [2014]: The perils of peer effects. *Labour Economics*, Vol. 30. 98–108. o. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2014.05.008>.
- ANGRIST, J. D.–LAVY, V. [2001]: Does Teacher Training Affect Pupil Learning? Evidence from Matched Comparisons in Jerusalem Public Schools. *Journal of Labor Economics*, Vol. 19. No. 2. 343–369. o. <https://doi.org/10.1086/319564>.
- ANGRIST, J. D.–HULL, P. D.–PATHAK, P. A.–WALTERS, C. R. [2017]: Leveraging lotteries for school value-added: Testing and estimation. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 132. No. 2. 871–919. o. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx001>.
- ANTECOL, H.–EREN, O.–OZBEKLIK, S. [2015]: The Effect of Teacher Gender on Student Achievement in Primary School. *Journal of Labor Economics*, Vol. 33. No. 1. 63–89. o. <https://doi.org/10.1086/677391>.
- BACHER-HICKS, A.–KANE, T. J.–STAIGER, D. O. [2014]: Validating Teacher Effect Estimates Using Changes in Teacher Assignments in Los Angeles. NBER Working Paper, No. 20657. <https://doi.org/10.3386/w20657>.
- BLÖMEKE, S.–OLSEN, R. V.–SUHL, U. [2016]: Relation of Student Achievement to the Quality of Their Teachers and Instructional Quality. *Megjelent: Nilsen, T.–Gustafsson, J. E. (szerk.): Teacher Quality, Instructional Quality and Student Outcomes. IEA Research for Education, Vol 2. Springer, Cham, 21–52.* o. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-41252-8\\_2](https://doi.org/10.1007/978-3-319-41252-8_2).
- CARD, D.–ROTHSTEIN, J. [2007]: Racial segregation and the black-white test score gap. *Journal of Public Economics*, Vol. 91. No. 11. 2158–2184. o. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.03.006>.
- CHETTY, R.–FRIEDMAN, J.–ROCKOFF, J. [2014]: Measuring the impacts of teachers I: Evaluating bias in teacher value-added estimates. *American Economic Review*, Vol. 104. No. 9. 2593–2632. o. <https://doi.org/10.1257/aer.104.9.2593>.
- CLOTFELTER, C. T. [2004]: *After Brown: The Rise and Retreat of School Desegregation.* Princeton University Press, Princeton, NJ, <https://doi.org/10.1353/book.30467>.
- CLOTFELTER, C. T.–LADD, H. F.–VIGDOR, L. [2006]: Teacher-Student Matching and the Assessment of Teacher Effectiveness. *Journal of Human Resources*, Vol. 41. No. 1. 778–820. o. <https://doi.org/10.3368/jhr.xli.4.778>.
- CLOTFELTER, C. T.–LADD, H. F.–VIGDOR, L. [2007]: Teacher credentials and student achievement: Longitudinal analysis with student fixed effects. *Economics of Education Review*, Vol. 26. 673–682. o. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2007.10.002>.
- CUTLER, D. M.–GLAESER, E. L. [1997]: Are Ghettos Good or Bad? *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112. No. 3. 827–872. o. <https://doi.org/10.1162/003355397555361>.
- DIETERLE, S. G.–GUARINO, C. M.–RECKASE, M. M.–WOOLDRIDGE, J. M. [2015]: How do Principals Assign Students to Teachers? Finding Evidence in Administrative Data and the Implications for Value-Added. *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 34. No. 1. 32–58. o. <https://doi.org/10.1002/pam.21781>.
- GLAZERMAN, S.–MAX, J. [2011]: Do Low-Income Students Have Equal Access to the Highest-performing teachers? NCEE Evaluation Brief. National Center for Education Evaluation and Regional Assistance, Institute of Education Sciences, U.S. Department of Education, <https://ies.ed.gov/ncee/pubs/20114016/pdf/20114016.pdf>.

- GOLDHABER, D. [2002]: Mystery of good teaching: the evidence shows that good teachers make a clear difference in student achievement. The problem is that we don't really know what makes a good teacher. *Education Next*, Vol. 2. No. 1.
- GOLDHABER, D.–WALCH, J.–GABELE, B. [2014]: Does the model matter? Exploring the relationship between different student achievement-based teacher assessments. *Statistics and Public Policy*, Vol. 1. No. 1. 28–39. o. <https://doi.org/10.1080/2330443x.2013.856169>.
- GOLDHABER, D.–LAVERY, L.–THEOBALD, R. [2015]: Uneven playing field? Assessing the teacher quality gap between advantaged and disadvantaged students. *Educational Researcher*, Vol. 44. No. 5. 293–307. o. <https://doi.org/10.3102/0013189x15592622>.
- GOLDHABER, D.–QUINCE, V.–THEOBALD, R. [2016]: Reconciling different estimates of teacher quality gaps based on value-added. National Center for the Analysis of Longitudinal Data in Education Research (CALDER), Washington, DC.
- GUARINO, C. M.–RECKASE, M. D.–WOOLDRIDGE, J. M. [2015]: Can Value-Added Measures of Teacher Performance Be Trusted? *Education Finance and Policy*, Vol. 10. No. 1. 117–156. o. [https://doi.org/10.1162/edfp\\_a\\_00153](https://doi.org/10.1162/edfp_a_00153).
- GURVAN, J. [2004]: Desegregation and Black Dropout Rates. *American Economic Review*, Vol. 94. No. 4. 919–943. o. <https://doi.org/10.1257/0002828042002679>.
- HARRIS, D. N.–SASS, T. R. [2009]: What makes for a good teacher and who can tell? National Center for Analysis of Longitudinal Data in Education Research, Working Paper, No. 30. The Urban Institute, Washington.
- HARRIS, D. N.–SASS, T. R. [2011]: Teacher training, teacher quality and student achievement. *Journal of Public Economics*, Vol. 95. No. 7–8. 798–812. o. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.009>.
- FRANCIS, B.–HODGEN, J.–CRAIG, N.–TAYLOR, B.–ARCHER, L.–MAZENOD, A.–TERESCHENKO, A.–CONNOLLY, P. [2019]: Teacher 'quality' and attainment grouping: The role of within-school teacher deployment in social and educational inequality. *Teaching and Teacher Education*, Vol. 77. 183–192. o. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2018.10.001>.
- FRYER, R. G. [2014]: Injecting Charter School Best Practices into Traditional Public Schools: Evidence from Field Experiments. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129. No. 3. 1355–1407. o. <https://doi.org/10.1093/qje/qju011>.
- HANUSHEK, E. A.–KAIN, J. F.–RIVKIN, S. G. [2009]: New Evidence about Brown v. Board of Education: The Complex Effects of School Racial Composition on Achievement. *Journal of Labor Economics*, Vol. 27. No. 3. 349–383. o. <https://doi.org/10.1086/600386>.
- HERMANN ZOLTÁN–KERTESI GÁBOR–VARGA JÚLIA [2022]: Using test scores to construct an index of socioeconomic status in the NABC dataset. CERS-IE Working Paper, megjelentés alatt.
- HOLMLUND, H.–ÖCKERT, B. [2021]: Patterns of school segregation in Europe. EENEE, Analytical Report, No. 45. <https://eenee.eu/wp-content/uploads/2021/10/Analytical-Report-No-45-Patterns-of-school-segregation-in-Europe-2.pdf>.
- HORVÁTH HEDVIG [2015]: Classroom assignment policies and implications for teacher value-added estimation. Job Market Paper, University of California-Berkeley Department of Economics.
- ISENBERG, E.–MAX, J.–GLEASON, P.–JOHNSON, M.–DEUTSCH, J.–HANSEN, J. [2021]: Do Low-Income Students Have Equal Access to Effective Teachers? Evidence from 26 Districts. *SAGE Journals*, Vol. 44. No. 2. <https://doi.org/10.3102/01623737211040511>.
- ISENBERG, E.–MAX, J.–GLEASON, P.–DEUTSCH, J. [2022]: Do Low-Income Students Have Equal Access to Effective Teachers? *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Vol. 44. No. 2. 234–256. o. <https://doi.org/10.3102/01623737211040511>.

- JACOB, B. A.–LEFGREN, L. [2004]: The Impact of Teacher Training on Student Achievement: Quasi-Experimental Evidence from School Reform Efforts in Chicago. *Journal of Human Resources*, Vol. 39. No. 1. 50–79. o. <https://doi.org/10.2307/3559005>.
- JACKSON, C. K. [2009]: Student Demographics, Teacher Sorting, and Teacher Quality: Evidence from the End of School Desegregation. *Journal of Labor Economics*, Vol. 27. No. 2. 213–256. o. <https://doi.org/10.1086/599334>.
- JOHNSON, R. C. [2011]: Long-Run Impacts of School Desegregation and School Quality on Adult Attainments. NBER Working Paper, No. 16664. <https://doi.org/10.3386/w16664>.
- KALOGRIDES, D.–LOEB, S.–BÉTEILLE, T. [2013]: Systematic Sorting: Teacher Characteristics and Class Assignments. *Sociology of Education*, Vol. 86. No. 2. 103–123. o. <https://doi.org/10.1177/0038040712456555>.
- KANE, T. J.–STAIGER, D. O. [2008]: Estimating Teacher Impacts on Student Achievement: An Experimental Evaluation. NBER Working Paper, No. 14607. <https://doi.org/10.3386/w14607>.
- KANE, T. J.–ROCKOFF, J. E.–STAIGER, D. O. [2008]: What does certification tell us about teacher effectiveness? Evidence from New York City. *Economics of Education Review*, Vol. 27. No. 6. 615–631. o. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2007.05.005>.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2005a]: Általános iskolai szegregáció, I. rész. Okok és következmények. *Közgazdasági Szemle*, 52. évf. 4. sz. 317–355. o.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2005b]: Általános iskolai szegregáció, II. rész. Az általános iskolai szegregálódás folyamata Magyarországon és az iskolai teljesítménykülönbségek. *Közgazdasági Szemle*, 52 évf. 5. sz. 462–479. o.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2009]: Általános iskolai szegregáció Magyarországon az ezredforduló után. *Közgazdasági Szemle*, 56. évf. 11. sz. 959–1000. o.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2011]: The Roma/Non-Roma Test Score Gap in Hungary. *American Economic Review*, Vol. 101. No. 3. 519–525. o. <https://doi.org/10.1257/aer.101.3.519>.
- KERTESI GÁBOR–KÉZDI GÁBOR [2006]: Felsőoktatási expanzió, „diplomás munkanélküliség” és a diplomák piaci értéke. *Közgazdasági Szemle*, 53. évf. 3. sz. 201–225. o.
- LADD, H. F.–SORENSEN, L. C. [2017]: Returns to Teacher Experience: Student Achievement and Motivation in Middle School. *Education Finance and Policy*, Vol. 12. No. 2. 241–279. o. [https://doi.org/10.1162/edfp\\_a\\_00194](https://doi.org/10.1162/edfp_a_00194).
- MANSFIELD, R. K. [2015]: Teacher Quality and Student Inequality. *Journal of Labor Economics*, Vol. 33. No. 3. 751–788. o. <https://doi.org/10.1086/679683>.
- MORRIS, C. N. [1983]: Parametric empirical Bayes inference: theory and applications. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 78. No. 381. 47–55. o. <https://doi.org/10.1080/01621459.1983.10477920>.
- NEUGEBAUER, M.–HELBIG, M.–LANDMANN, A. [2011]: Unmasking the Myth of the Same-Sex Teacher Advantage. *European Sociological Review*, Vol. 27. No. 5. 669–689. o. <https://doi.org/10.1093/esr/jcq038>.
- NYE, B.–KONSTANTOPOULOS, S.–HEDGES, L. V. [2004]: How Large Are Teacher Effects? *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Vol. 26. No. 3. 237–257. o. <https://doi.org/10.3102/01623737026003237>.
- OECD [2020]: Strength of the socio-economic gradient and reading performance, in PISA 2018 Results (Volume II): Where All Students Can Succeed. PISA, OECD Publishing, Párizs. <https://doi.org/10.1787/5c82df95-en>.
- PAPAY, J. P.–KRAFT, M. A. [2015]: Productivity returns to experience in the teacher labor market: Methodological challenges and new evidence on long-term career improvement. *Journal of Public Economics*, Vol. 130. 105–119. o. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.02.008>.

- REARDON, S.–WEATHERS, E.–FAHLE, E.–JANG, H.–KALOGRIDES, D. [2019]: Is Separate Still Unequal? New Evidence on School Segregation and Racial Academic Achievement Gaps. Stanford Center for Education, Policy Analysis Working Paper, No. 6.
- REBER, S. J. [2010]: School Desegregation and Educational Attainment for Blacks. *Journal of Human Resources*, Vol. 45. No. 4. 893–914. o. <https://doi.org/10.1353/jhr.2010.0028>.
- RIVKIN, S. G.–HANUSHEK, E. A.–KAIN, J. F. [2005]: Teachers, Schools, and Academic Achievement. *Econometrica*, Vol. 73. No. 2. 417–458. o. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2005.00584.x>.
- ROCKOFF, J. E. [2004]: The Impact of Individual Teachers on Student Achievement: Evidence from Panel Data. *American Economic Review*, Vol. 94. No. 2. 247–252. o. <https://doi.org/10.1257/0002828041302244>.
- ROCKOFF, J. E.–JACOB, B. A.–KANE, T. J.–STAIGER, D. O. [2011]: Can You Recognize an Effective Teacher When You Recruit One? *Education Finance and Policy*, Vol. 6. No. 1. 43–74. o. [https://doi.org/10.1162/edfp\\_a\\_00022](https://doi.org/10.1162/edfp_a_00022).
- ROTHSTEIN, J. [2009]: Student Sorting and Bias in Value-Added Estimation: Selection on Observables and Unobservables. *Education Finance and Policy*, Vol. 4. No. 4. 537–571. o. <https://doi.org/10.1162/edfp.2009.4.4.537>.
- ROTHSTEIN, J. [2010]: Teacher Quality in Educational Production: Tracking, Decay, and Student Achievement. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125. No. 1. 175–214. o. <https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.1.175>.
- ROTHSTEIN, J. [2017]: Measuring the Impacts of Teachers: Comment. *The American Economic Review*, Vol. 107. No. 6. 1656–1684. o. <https://doi.org/10.1257/aer.20141440>.
- SACERDOTE, B. [2011]: Peer Effects in Education: How Might They Work, How Big Are They and How Much Do We Know Thus Far? Megjelent: *Hanushek, E.–Machin, S.–Woessmann, L.* (szerk.): *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 3. Elsevier, 249–277. o. <https://doi.org/10.1016/b978-0-444-53429-3.00004-1>.
- SASS, T.–HANNAWAY, J.–XU, Z.–FIGLIO, D.–FENG, L. [2012]: Value added of teachers in high-poverty schools and lower poverty schools. *Journal of Urban Economics*, Vol. 72. No. 2–3. 104–122. o. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2012.04.004>.
- STEELE, J. L.–PEPPER, M. J.–SPRINGER, M. G.–LOCKWOOD, J. R. [2015]: The distribution and mobility of effective teachers: Evidence from a large, urban school district. *Economics of Education Review*, Vol. 48. 86–101. o. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2015.05.009>.
- VARGA JÚLIA [2005]: A közoktatásban foglalkoztatottak összetételének és keresetének változása, 1996–2004. Megjelent: *Hermann Zoltán* (szerk.): *Hatékonyági problémák a közoktatásban*. Országos Közoktatási Intézet, Budapest, 87–116. o.
- VARGA JÚLIA [2007]: Kiből lesz ma tanár? A tanári pálya választásának empirikus elemzése. *Közgazdasági Szemle*, 54. évf. 7–8. sz. 609–627. o.
- VARGA JÚLIA [2009]: A tanárok elosztása a különböző szociokulturális háttérű tanulókat tanító iskolák között. Megjelent: *Fazekas Károly* (szerk.): *Oktatás és foglalkoztatás*. KTI Könyvek, 12. sz. 65–83. o. <http://mek.oszk.hu/18200/18202/18202.pdf>.
- VARGA JÚLIA (szerk.) [2022]: *A közoktatás indikátorrendszere, 2021*. KRTK KTI, Budapest.
- WINTERS, M. A.–HAIGHT, R. C.–SWAIM, T. T.–PICKERING, K. [2013]: The effect of same-gender teacher assignment on student achievement in the elementary and secondary grades: Evidence from panel data. *Economics of Education Review*, Vol. 34. 69–75. o. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2013.01.007>.