

Teljesítményrész és szociális egyenlőtlenség a T9-mérésben: trendek a szlovákiai magyar iskolák körében (2019–2025)¹

BERTA TÜNDE – JÓZSA KRISZTIÁN

Performance Gaps and Social Inequalities in the T9 Measurements: Trends among Hungarian-medium schools (2019–2025)

Abstract

This study examines performance gaps and social inequalities in the T9 assessment among schools with Hungarian as the language of instruction (2019–2025). The analysis is based on a longitudinal school-level dataset covering five measurement years (2018/19, 2021/22, 2022/23, 2023/24, and 2024/25), with a balanced panel of 131 schools available for repeated-measures comparisons. The study focuses on mathematics because cross-group comparisons are methodologically more robust in this domain, as the test instruments are content-equivalent across school types. The results show a persistent mathematics performance gap between Hungarian-medium and Slovak-medium schools across the entire period, ranging from 6 to 11 percentage points. School-level socioeconomic disadvantage proved to be the strongest predictor of mathematics performance in the multivariate OLS model ($\beta = -0.438$, $p < 0.001$), whereas the full model explained 33.1% of the variance in school-level outcomes. The association between socioeconomic disadvantage and performance was negative in every measured year, with the strongest association in 2024/25 ($r = -0.536$). The COVID-19 period was associated with a marked decline in performance ($\Delta = -9.62$ percentage points, Cohen's $d_z = -0.677$, $p < 0.001$), followed by partial recovery between 2022 and 2024, but a renewed setback was observed in 2024/25 ($d_z = -0.199$). Regional patterns also suggest that schools in Banská Bystrica and Košice region may face disadvantages that are not fully explained by social composition alone. Overall, the findings point to the structural role of social disadvantage in shaping school performance and highlight the need for targeted compensatory support in vulnerable school contexts.

Keywords: T9 assessment; Hungarian-medium schools; mathematics achievement; socioeconomic disadvantage; educational inequalities; longitudinal trend analysis; COVID-19; Slovakia

Subject-Affiliation in New CEEOL: Social Sciences – Education – School Education

DOI: 10.36007/eruedu.2026.1.003-018

¹ A kutatás a Magyar Kormány támogatásával, a BGA/4244/4/2025 azonosítószámú „A Selye János Egyetem kutatási programjainak támogatása II. – a szlovákiai magyarokat érintő társadalomtudományi kutatások II.” című projekt keretében valósult meg.

1. Bevezetés

A standardizált külső értékelési rendszerek az ezredforduló óta az oktatáspolitikai és az oktatáskutatás egyik meghatározó eszközévé váltak. A rendszerszintű értékelés célja nem az egyes tanulók osztályzattal történő minősítése, hanem az oktatási rendszer egészének, illetve meghatározott szegmenseinek teljesítményalapú vizsgálata (Black – Wiliam 2009; Halász 2013). Az ilyen mérések monitorfunkciót (trendek feltárása), fejlesztési funkciót (oktatáspolitikai beavatkozások megalapozása) és elszámoltathatósági funkciót (összehasonlíthatóság biztosítása) látnak el.

A szlovákiai Tesztelés9 (Testovanie 9 – T9, kötelező egységes mérés a 9. évfolyamon) a 9. évfolyamos tanulók kötelező egységes mérése matematikából, szlovák mint államnyelv (SJSL) és anyanyelvből – a kisebbségi iskolákban magyar vagy ukrán nyelvből (Zákon č. 245/2008 Z.z., §155–157). A mérés szervezeti felelőse 2023-tól a Nemzeti Oktatási és Ifjúsági Intézet (Národný inštitút vzdelávania a mládeže, NIVaM), korábban a Nemzeti Oktatási Mérési Tanúsító Intézet (Národný ústav certifikovaných meraní vzdelávania, NÚCEM). A T9 nem csupán diagnosztikus: eredménye befolyásolja a tanulók középiskolai felvételi esélyeit, ami különös szakpolitikai és szülői figyelmet eredményez.

A szlovákiai magyar tanítási nyelvű (VJM) iskolákban az oktatás teljes egészében magyar nyelven folyik – a tanulók anyanyelvükön sajátítják el a tantárgyakat, köztük a matematikát. Nem kétnyelvű oktatási programról van szó: a VJM-iskolák a 245/2008. számú törvény (Zákon č. 245/2008 Z.z.) 12. §-a alapján az állam által elismert kisebbségi tanítási nyelvű iskolák. A kötelező államnyelvi (szlovák) óra az 1. osztálytól jelen van: a VJM-tanulók a teljes alapiskolai ciklus során folyamatos, intézményesített államnyelvi oktatásban részesülnek (NIVaM 2024). Ez azt jelenti, hogy a matematikai teljesítménykülönbségek nem magyarázhatók nyelvi kompetenciákkal.

A VJM-iskolák tanulóinak T9-teljesítménye évek óta elmarad a szlovák tanítási nyelvű (VJS) iskolák átlagától. Ezt a tendenciát a NIVaM éves zárójelentései dokumentálják, és a közelmúlt elemzései – köztük jelen szerző 2023/24-es konferenciaelőadása (Berta 2025) – megerősítik. A lemaradás mértéke 2023/24-ben matematikából 8,1 százalékpont (VJM: 50,5%; VJS: 58,6%) – ez pedagógiaileg és statisztikailag is értelmezhető különbség. (A tanulmányban a pp rövidítés a százalékpont – percentage point – mértékegységet jelöli.) Fontos hangsúlyozni: a matematika (MAT)-feladatlap tartalmilag azonos a két iskolacsoport számára – a tanítási nyelv különbsége ezért nem lehet közvetlen magyarázat a matematikai rés mögött.

A jelen tanulmány célja szisztematikus, iskolaszintű, longitudinális panelalapú trendvizsgálattal feltárni a szociális hátrány strukturális hatását a VJM MAT (matematika T9-teszt) teljesítményre 2019–2025 között. Ilyen többéves, iskolaszintű paneladatokra épülő elemzés a VJM-populációra eddig nem jelent meg a szakirodalomban; ez teszi az eredményeket eredeti tudományos hozzájárulássá. Az elemzés emellett kvantifikálja a COVID-19 pandémia hatását és a 2025-ös visszaesést, amelyek longitudinális adatok nélkül nem mérhetők. A tanulmány szakpolitikai ajánlásokat is tartalmaz, amelyek a 2026/27-es ŠVP-reform kontextusában különösen időszerűek.

A tanulmány felépítése: a 2. fejezet az elméleti háttérrel mutatja be; a 3. fejezet a kutatási kérdéseket és hipotéziseket; a 4. fejezet a módszertant; az 5. fejezet az eredményeket; a 6. fejezet a diszkusziót; a 7. fejezet a következtetéseket és ajánlásokat.

2. Elméleti háttér

2.1 Szocioökonómiai státusz és iskolai teljesítmény: a nemzetközi kutatás tanulságai

Az SES (szocioökonómiai státusz) és az iskolai teljesítmény összefüggése az oktatáskutatás egyik legrobusztusabb, legtöbbször replikált eredménye. Coleman és Mtsai (1966) úttörő Equality of Educational Opportunity vizsgálata volt az első nagymintás bizonyíték arra, hogy az iskolán kívüli – főként a szociális-gazdasági háttérből adódó – tényezők erőteljesebben magyarázzák a tanulói teljesítményt, mint az iskolai tényezők. Ez a megállapítás azóta több évtized kutatásával igazolódott, bár a mechanizmusok és az effektusméret körüli vita folyamatos.

Sirin (2005) 74 vizsgálatot összefoglaló metaanalízisében az SES és az iskolai teljesítmény korrelációja $r = 0,29$ volt (közepes hatás). Hattie (2009, 68) 800+ metaanalízist összefoglaló munkájában az SES hatása $d \approx 0,57$ – közepes-nagy effektus. White (1982) korábbi metaanalízisében $r = 0,25-0,34$ közötti értékeket talált attól függően, hogy a mérés egyéni vagy iskolai szinten történt; iskolai szinten az összefüggés általában erősebb, mert az egyéni szintű mérési hiba kiátlagolódik. Ez módszertanilag különösen releváns a jelen tanulmányhoz, amely iskolaszintű adatokkal dolgozik.

A szociális hatás mechanizmusait Bourdieu és Passeron (1977) kulturális reprodukciós elmélete értelmezi a legátfogóbban. Szerintük az iskola nem semleges tér: a legitim tudás elsajátítási módja az iskolában a középosztálybeli kulturális tőkét (language register, könyvtárhasználat, tanulási szokások, szülői segítség) privilegizálja. A hátrányos helyzetű tanulók nemcsak anyagi erőforrásokban maradnak el, hanem a kulturális tőke azon formáiban is, amelyeket az iskola implicit elvár. A T9-matematika teszt szöveges, kontextusba ágyazott feladatai különösen sokat igényelnek ebből a kulturális tőkéből.

Reardon (2011) az USA-ban 1970–2010 közötti adatokon megmutatta, hogy a gazdag–szegény tanulók teljesítményrésze megkétszereződött, miközben a faji-etnikai rés csökkent. Ezt az „income achievement gap” növekedéseként írja le, és a jövedelmi polarizáció, a szülői időbefektetés differenciálódása, valamint a lakóhelyi szegregáció közös hatásával magyarázza. Ez a tendencia Közép-Kelet-Európában is azonosítható, különösen az iskolai szegénységkoncentrációval sújtott régiókban (Prokop 2019; Willms 2006).

Az iskolai szintű szociális összetétel önálló hatásaként leírt összetételi effektus szintén jól dokumentált: Scheerens és Bosker (1997, 103) szerint az iskolák közötti teljesítménykülönbség 15–20%-a magyarázható az intézmény szociális összetételével az egyéni SES-kontrollja után is. Willms (2006) a magas szegénységkoncentrációjú iskolákban az átlagos egyéni szociálisan hátrányos helyzetű tanulók

aránya (SZP) hatásán túlmutató iskola–szegénység-hatást mutatta ki – vagyis az ilyen iskolákba járni önmagában ront a teljesítményen, akkor is, ha a tanuló maga nem szegény. Ez a mechanizmus kulcsfontosságú a VJM-kontextus megértéséhez, ahol egyes iskolák SZP-aránya 30–40% felett van.

2.2 Területi oktatási egyenlőtlenségek

A szociális hátrány területileg egyenlőtlenül oszlik el, és ez az oktatási eredményekre is kihat (Willms 2006, 38–41; Prokop 2019, 48–57). Szlovákiában az ún. hátrányos zónák főleg a Besztercebányai (BB) és a Kassai (KE) kerületben koncentrálódnak, ahol a roma és más hátrányos helyzetű népesség aránya, az infrastrukturális fejletlenség és a szakpedagógus-hiány egyaránt jelentős (Prokop 2019). Ezek a régiók messze a legmagasabb SZP-arányú VJM-iskolákat koncentrálják.

A területi hatás nem merül ki az SZP-ben: az iskolai infrastruktúra minősége, a pedagógusellátottság, a szakmai fejlesztési lehetőségek és a helyi gazdaság állapota mind önálló hatással bírnak. A Pozsony-körzetben élő VJM-tanulók a mindennapi városi környezetükből szerzett spontán szlovák nyelvi hatásoknak és környezetnek köszönhetően magasabb SJSL-teljesítményt mutatnak (BA kerület SJSL-átlag: 84,4% – messze a legjobb), ami nem az oktatás minőségét, hanem a második nyelvi (L2) használat területi különbségeit tükrözi (Skutnabb-Kangas 2000; Göncz 2004).

2.3 Magyar tanítási nyelvű iskolák és az államnyelvi oktatás sajátosságai

A VJM-iskolák jogi és pedagógiai jellegének pontos meghatározása elengedhetetlen az eredmények értelmezéséhez. Az Oktatási törvény (Zákon č. 245/2008 Z.z.) 12. §-a alapján a kisebbségi tanítási nyelvű iskolák az oktatást kizárólag az adott kisebbség anyanyelvén folytatják: a VJM-iskolák tanulói minden tantárgyat magyarul tanulnak. Nem kétnyelvű oktatási programról van szó abban az értelemben, ahogyan azt a nemzetközi szakirodalom (pl. CLIL – Content and Language Integrated Learning, vagy dual-language programok) definiálja (Baker – Wright 2017, 216–219).

Az államnyelvi oktatás kötelező és folyamatos: a törvény 245/2008 Z.z. 12. § (5) bekezdése értelmében az államnyelv (szlovák) tanítása az 1. osztálytól kezdve kötelező minden kisebbségi tanítási nyelvű iskolában. Az államnyelvi oktatás a VJM-iskolákban az 1. évfolyamtól kötelező és folyamatos: a tanulók a teljes alapiskolai szakasz során intézményesített államnyelvi (SJSL) oktatásban részesülnek, miközben minden más tantárgyat anyanyelvükön, magyarul tanulnak (Zákon č. 245/2008 Z.z. 12. § (5) bek.; Lanstyák – Simon 2011).

Ez az alapvető különbség módszertani következményekkel jár a T9-teljesítményrés értelmezésére nézve. A MAT-feladatlap tartalma azonos a VJM és VJS csoportok számára, és a VJM-tanulók anyanyelvükön (magyarul) oldják meg a matematikai feladatokat – tehát a tannyelvi hátrány közvetlen matematikai tesztelési szinten nem értelmezhető. A megfigyelt MAT-rés nem magyarázható közvetlenül a teszt nyelvvel vagy a matematikafeladatok fordításából eredő hátránnyal; valószínűbb, hogy a háttérben szociális, területi és iskolai tényezők összjátéka áll.

Ugyanakkor az államnyelv tanulásának kihívásai – különösen a CALP (Cognitive Academic Language Proficiency – kognitív-akadémiai nyelvi kompetencia) szintű nyelvi kompetencia fejlesztése (Cummins 2008, 75) – a szöveges, kontextualizált matematikai feladatokban közvetetten megjelenhetnek. A VJM-tanulók esetében ez nem tannyelvi akadályt jelent, hanem az második nyelvsajátítás (L2) egy sajátos dimenzióját, amelynek hatása a matematikai szövegértelmezésre korlátozott és vitatott (Barwell 2009, 15–19; Moschkovich 2007, 132).

Összefoglalva: a mérési eredményekben mutatkozó rés elsősorban szociális és területi strukturális tényezőkkel függ össze, miközben a MAT-teszt egyező tartalmi feltételei miatt a közvetlen tesztnyelvi magyarázat kevésbé valószínű.

2.4 A COVID-19 pandémia hatása az oktatási egyenlőtlenségekre

A 2020-as iskolabezárások hatása az oktatási eredményekre világszerte dokumentált, de a hosszú távú, longitudinális hatások – különösen közép-kelet-európai kontextusban – kevésbé feltártak. Engzell, Frey és Verhagen (2021) holland adatokon elsőként mutatta ki, hogy a bezárások abszolút tanulási veszteséget okoztak, amelynek mértéke egyenletes volt szociális csoportok között – relatív egyenlőtlenség nem nőtt, de az alacsonyabb SES-csoportoknál a veszteség pótlása lassabb és hiányosabb volt.

Hanushek és Woessmann (2020) becslése szerint a COVID-periódus tanulási veszteségei hosszú távon az életkori jövedelmek 3–9%-os csökkentéséhez vezethetnek, amit az emberi tőke-elmélet alapján kalkuláltak. Szlovákiai kontextusban a NIVaM vizsgálatai a 2022-es T9-visszaesést igazolták, de a VJM-specifikus longitudinális hatás iskolaszintű adatokon eddig nem volt dokumentálva. A jelen tanulmány ezt a hiányt tölti be.

A digitális megosztottság a pandémiás iskolabezárások idején különösen fontossá vált: a hátrányos helyzetű tanulók eszköz- és internetellátottsága elmarad az átlagtól (OECD 2020). A VJM-iskolák – amelyek SZP-aránya átlagosan 2,5-szer magasabb a VJS-átlagnál – különösen ki voltak téve ennek a hatásnak. Ezt közvetlenül nem tudjuk mérni az iskolaszintű adatokból, de a COVID-visszaesés mértékéből közvetett következtetések vonhatók le.

3. Kutatási kérdések és hipotézisek

A kutatás négy fő kérdést vizsgál, amelyekhez operacionalizálható hipotéziseket is megfogalmaz.

K1: Milyen mértékű a VJM–VJS MAT-teljesítményrés, és hogyan változott 2019–2025 között? Statisztikailag szignifikáns-e a COVID-19 pandémia visszaesése és a 2025-ös negatív változás?

H1: A VJM-iskolák MAT-átlaga minden vizsgált mérési évben elmarad a VJS-értékektől; a közvetlenül megfigyelt évben ez a különbség statisztikailag is szignifikáns. A 2019→2022 visszaesés közepes–nagy effektusméretet mutat ($|dz| \geq 0,5$), a 2025-ös visszaesés kisebb, de szignifikáns.

K2: Milyen mértékben magyarázza az iskolai SZP-arány az iskolák közötti MAT-különbségeket? Erősödik-e ez az összefüggés az időszak során?

H2: Az SZP-arány negatívan és szignifikánsan korrelál a MAT-teljesítménnyel minden mért évben; az összefüggés a vizsgált időszakban stabilan negatív, és 2024/25-re éri el a periódus legerősebb értékét.

K3: A területi (kerületi) különbségek fennmaradnak-e az SZP kontrollja után az OLS (Ordinary Least Squares – legkisebb négyzetek módszere) modellben?

H3: BB és KE kerület indikátorváltozói az OLS-modellben szignifikánsan negatívak az SZP és iskolaméret kontrollja után, jelezve az SZP-en túlmutató területi strukturális hátrányokat.

K4: Az iskolaméret szignifikáns prediktora-e a MAT-teljesítménynek?

H4: Az iskolaméret hatása nem szignifikáns ($p > 0,05$) az SZP és területi változók kontrollja után – konzisztensen Hattie (2009) metaanalitikus eredményeivel.

4. Módszertan

4.1 Adatforrás és az adatbázis felépítése

A kutatás öt mérési évet fed le: 2018/19, 2021/22, 2022/23, 2023/24 és 2024/25. A 2019/20 és 2020/21 tanévek a pandémia miatt nem szerepelnek a nyilvánosan elérhető iskolai szintű közlésben. Az iskolaszintű adatbázist a következő forrásokból állítottuk össze: (1) NIVaM/NÚCEM éves T9-zárójelentések nyilvánosan elérhető iskolai táblázatai; (2) Oktatásügyi Minisztérium MŠVaŠ SR (Ministerstvo školstva, výskumu, vývoja a mládeže Slovenskej republiky – CVTI) intézményi adatbázisa (tanulatszám, szociális adatok); (3) a kutatás alapját képező longitudinális paneladatbázis (Berta 2025).

A fő kimeneti változó az iskolai átlagos T9-sikerességi ráta matematikából (uspes_MAT, 0–100%). A kiegyensúlyozott panelbe csak azok az intézmények kerültek be, amelyek mind az öt vizsgált tanévben érvényes adattal rendelkeztek ($n = 131$). Hiányzó adatokat nem imputáltunk; a páros összehasonlítások elemszáma ezért összehasonlításonként eltérhet. Az SZP-csoportok leíró létszámai a 2024/25-ös teljes rendelkezésre álló mintára vonatkoznak ($N = 139$), míg a varianciaanalízis a teljes adatkörrel rendelkező almintán futott ($F(2,128)$, azaz $N = 131$), ezért a két elemszám eltér.

A szociális hátrány proxiváltozója az iskolai SZP-arány (SZP: sociálne znevýhodnené prostredie – szociálisan hátrányos helyzetű tanulók %-a), amelynek domináns összetevője a hmotná nűdza (anyagi szükséghelyzet) kategóriába eső tanulók száma – a 599/2003 számú törvény által szabályozott szociális segélyre jogosult háztartásokban élő tanulók. Az egészségileg hátrányos (ZZ: zdravotne znevýhodnený) tanulók arányát külön változóként is szerepeltetjük. A területi változók: kerületindikátor (5 kategória, referencia: Pozsonyi kerület – Bratislavský kraj). Az iskolaméret az iskolai tanulatszám.

4.2 Statisztikai módszerek

A longitudinális összehasonlításhoz páros t-próbát alkalmaztunk egymást követő mérési évpárokra, illetve a teljes periódus (2019→2025) összehasonlítására. A páros t-próba feltételei: a változéspontszámok normalitása – amelyet Shapiro–Wilk-teszttel ellenőriztük ($p > 0,05$ minden esetben). A hatásméretet Cohen-féle d_z -vel fejeztük ki, ahol $d_z = t / \sqrt{n}$ (páros t-próbák effektusmérete), amelyek konvencionális kategóriái: kicsi $|d_z| \geq 0,2$; közepes $|d_z| \geq 0,5$; nagy $|d_z| \geq 0,8$ (Cohen 1988).

A területi különbségek vizsgálatára egyutas ANOVA-t (Analysis of Variance – varianciaelemzés) alkalmaztunk (F-próba), amelynek varianciahomogenitási fel-tételét Levene-teszttel ellenőriztük. Utólagos (post-hoc) összehasonlításhoz – az egyenlőtlen csoportvarianciák miatt – Games–Howell-módszert alkalmaztunk. Az SZP-csoportos elemzéshez az iskolákat három csoportba soroltuk: Alacsony SZP ($< 5\%$, $n = 108$), Közepes SZP ($5\text{–}15\%$, $n = 18$), Magas SZP ($\geq 15\%$, $n = 13$). A varianciaanalízis teljes adattöreléssel (listwise) készült, ezért az elemzés tényleges elemszáma a teljes 2024/25-ös mintánál kisebb volt ($N = 131$). A szociális hatás feltárásához Pearson-korrelációt, egyszerű lineáris regressziót és OLS-többszörös regressziós modellt becsültünk, amelybe elméletileg indokolt prediktorokat vontunk be (SZP-arány, iskolaméret, regionális hovatartozás). A multikollinearitást VIF (Variance Inflation Factor – varianciainflációs tényező) mutatóval ellenőriztük (kritérium: $VIF < 5$; max $VIF = 2,84$). Az elemzések IBM SPSS Statistics 29 szoft-
verrel készültek.

5. Eredmények

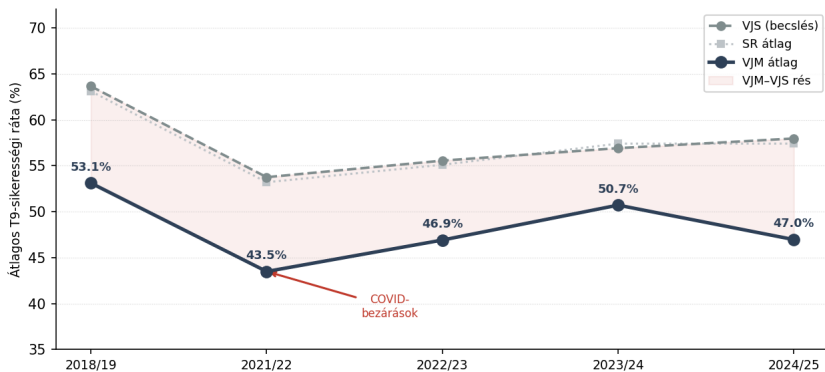
5.1 Longitudinális trend és VJM–VJS összehasonlítás

Az 1. táblázat az VJM iskolák MAT-átlagait mutatja mind az öt mérési évben, összehasonlítva a VJS-becslésekkel, az SR (Slovenská republika, azaz az országos összesített) átlaggal, valamint a páros t-próbák eredményeivel. A VJS-becslés visszavezetett módszerrel számított érték ($\pm 0,2$ pp pontossággal). A 2022/23-as és 2024/25-ös VJS-értékek nem közvetlenül közölt adatok, hanem a hivatalos összesített eredmények és rendelkezésre álló viszonyértékek alapján visszaszámított becslések; ezért ezek az összehasonlítások fokozott értelmezési óvatosságot igényelnek. A NIVaM 2025 prezentáció alapján a tényleges VJS (szlovák tanítási nyelvű általános iskola) összesített átlag $58,0\%$, ami a visszavezetett becsléshez képest $\sim 0,04$ pp-os korrekciót jelent; a valódi VJM–VJS rés 2025-ben ezért $-11,1$ pp (VJS ZŠ-hoz viszonyítva), ill. $-12,8$ pp (összes VJS-tanuló átlagához viszonyítva). Az 1. ábra ezeket az adatokat grafikusán is szemlélteti.

Tanév	VJM átlag (%)	VJS becs- lés (%)	SR átlag (%)	VJM-VJS rész (pp)	Változás (Δ pp)	Cohen dz / megjegyzés
2018/19	53,11	63,64	63,10	-10,53	–	Bázisév; pre-COVID
2021/22	43,49	53,75	53,20	-10,26	-9,62***	dz=-0,677; COVID-hatás
2022/23	46,91	55,55	55,10	-8,64	+3,42**	dz=+0,271; regeneráció
2023/24	50,71	56,91	57,40	-6,20	+3,80**	dz=+0,232; regeneráció
2024/25	46,96	57,96	57,40	-11,00	-3,75*	dz=-0,199; visszaesés

1. táblázat – VJM MAT-átlagok és VJM-VJS rész longitudinálisan (2019–2025). A páros t-próbákhoz tartozó elemszámok összehasonlításonként eltérhetnek, mivel minden esetben csak a mindkét érintett évben érvényes adattal rendelkező iskolák szerepelnek az elemzésben. Megjegyzés: a VJS-oszlop visszavezetett módszerrel becsült értékeket tartalmaz; a NIVaM 2025 alapján a tényleges VJS ZS összesített átlag 58,0%, az összes VJS-tanuló összesített átlaga 59,8% – ez utóbbi alapján a 2025-ös valódi VJM-VJS rész -12,8 pp körüli. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$. Forrás: NIVaM/NÚCEM zárójelentések; saját számítás. Rövidítések: VJM = magyar tanítási nyelvű iskolák; VJS = szlovák tanítási nyelvű iskolák; SZP = szociálisan hátrányos helyzetű tanulók aránya; MAT = matematika T9-teszt.

1. ábra – VJM és VJS iskolák T9-matematika átlagteljesítménye (2019–2025)



Forrás: NIVaM/NÚCEM zárójelentések alapján saját szerkesztés.

A pre-COVID bázisévben (2018/19) a VJM-átlag 53,11%, a VJM-VJS rész 10,53 pp. A COVID-periódus hatása (2019→2022 változás) a legsúlyosabb az egész periódusban: $\Delta = -9,62$ pp, $t(137) = -7,95$, $p < 0,001$, Cohen dz = $-0,677$ – közepes-nagy effektusméret. Az iskolabezárások 2020 márciusától részben a 2020/21-es tanévben is folytatódtak; a magas SZP-arányú VJM-iskolák különösen sérülékenyek lehettek az iskolabezárásokból eredő tanulási veszteségekkel szemben (Engzell – Frey – Verhagen 2021).

A regeneráció fázisa (2022–2024) pozitív: 2022→2023: $\Delta = +3,42$ pp ($p = 0,002$), 2023→2024: $\Delta = +3,80$ pp ($p = 0,008$). A két év összesített javulása $+7,22$ pp, ami az elvesztett pontok 75%-ának visszanyerését jelenti. 2023/24-re a VJM-VJS rész a periódus legalacsonyabb értékére csökkent (6,20 pp), és a bázisszinttől való eltérés már nem szignifikáns ($t(130) = -1,30$, $p = 0,195$, n.s.).

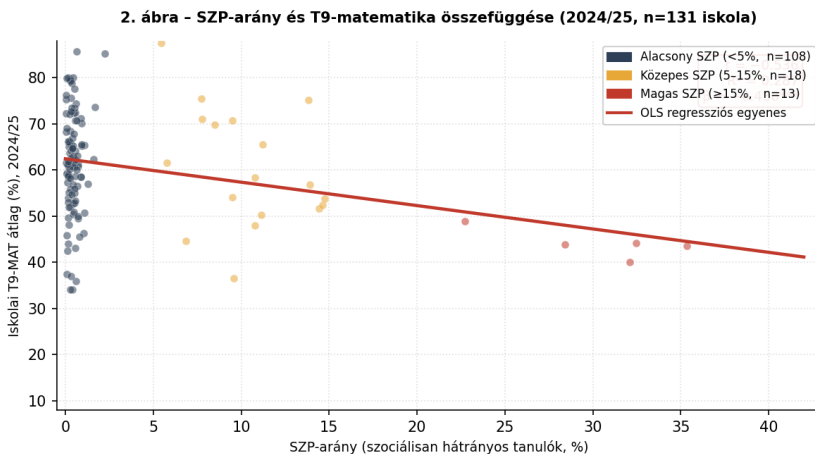
A 2024/25-ös visszaesés különösen aggasztó: $\Delta = -3,75$ pp, $t(134) = -2,317$, $p = 0,022$, $dz = -0,199$. A VJM-VJS rés egyetlen év alatt 6,20 pp-ról 11,00 pp-ra nőtt – a periódus legrosszabb értékére. Párhuzamosan az SR-átlag is csökkent (57,40%), tehát a visszaesés nem kizárólag VJM-specifikus jelenségnek tűnik, ugyanakkor a VJM-VJS rés növekedése arra utal, hogy a negatív elmozdulás a VJM-iskolákban erőteljesebben jelent meg. A teljes periódus (2019–2025) nettó változása: $\Delta = -6,15$ pp, $t(130) = -4,335$, $p < 0,001$, $dz = -0,379$.

5.2 Az SZP-arány és a MAT-teljesítmény összefüggése

A 2. táblázat az SZP-arány és a MAT-sikerességi ráta Pearson-korrelációját mutatja évenként. A 2. ábra a 2024/25-ös iskolaszintű adatokat szórásdiagramon szemlélteti az OLS-regressziós egyenessel, a 3. ábra az SZP-csoportonkénti eloszlást dobozdiagramon.

Tanév	r (SZP%, MAT%)	r ² (magyarázott var.)	B (reg. együttható)	Szignifikancia
2018/19	-0,487	23,7%	-0,44	p<0,001
2021/22	-0,432	18,7%	-0,38	p<0,001
2022/23	-0,387	15,0%	-0,33	p<0,001
2023/24	-0,490	24,0%	-0,41	p<0,001
2024/25	-0,536	28,7%	-0,48	p<0,001

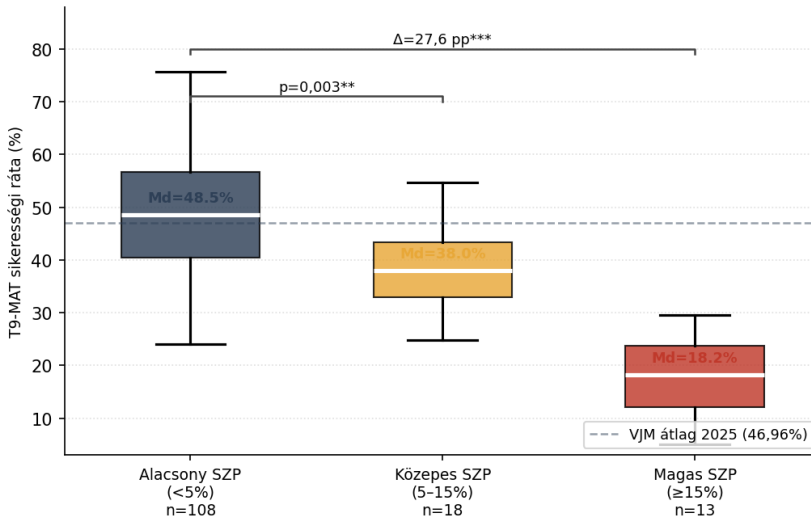
2. táblázat – SZP-arány és MAT-sikerességi ráta Pearson-korrelációja, ill. egyváltozós lineáris regresszió B-együtthatója évenként. Forrás: saját számítás. Rövidítések: SZP = szociálisan hátrányos helyzetű tanulók aránya (%); MAT = matematika T9-teszt.



Forrás: NIVaM 2025 iskolai adatok alapján saját szerkesztés. Megjegyzés: az ábra illusztrációs céllal szemlélteti a megfigyelt iskolaszintű összefüggést ($r = -0,536$, $p < 0,001$); az egyes adatpontok az iskolaszintű megfigyeléseket reprezentálják.

Az SZP és a matematikateljesítmény közötti kapcsolat minden vizsgált évben stabilan negatív irányú együttjárást mutatott, és 2024/25-re érte el a periódus legerősebb értékét ($r = -0,536$). A 2022-es enyhe csökkenés ($r = -0,432$) a COVID-hatás szociális gradiensnélküliségét tükrözheti (Engzell et al. 2021: a veszteség egyenletesen érintette a csoportokat), de 2023-tól az SZP és a teljesítmény közötti negatív kapcsolat ismét erősödni kezdett, és 2025-re érte el a vizsgált időszak legerősebb értékét. A regressziós együttható ($B = -0,48$ 2025-ben) értelmezése: egy SZP-arány-százalékpontnyi növekedés 0,48 százalékpontos MAT-csökkenéssel jár együtt. Az egyszerű lineáris regresszió becslése alapján egy 20%-os SZP-arányú iskola várható MAT-teljesítménye körülbelül 9,6 százalékponttal alacsonyabb, mint egy 0%-os SZP-arányú iskoláé.

3. ábra - T9-matematika teljesítmény eloszlása SZP-csoportonként (2024/25)



Forrás: NIVaM 2025 iskolai adatok alapján saját szerkesztés. ANOVA: $F(2,128)=28,42$, $p<0,001$, η^2 (éta-négyzet – hatásmérő)=0,307. *** $p<0,001$; ** $p<0,01$.

A dobozdiagram szemléletesen mutatja az SZP-csoportok közötti markáns eltérést. Az Alacsony–Magas SZP különbség 27,6 pp (95%-os megbízhatósági tartomány [CI]: [22,1; 33,1]). A η^2 (éta-négyzet) = 0,307 nagy hatásméretet jelez: az SZP-csoportok az iskolák közötti MAT-variancia 30,7%-át magyarázzák önmagukban. A Magas SZP-csoportban az eloszlás szórása is a legkisebb (szórás, SD = 9,7), ami arra utal, hogy a súlyos szociális koncentrációval jellemezhető iskolákban az alacsony teljesítmény nagyobb valószínűséggel és viszonylag szűkebb tartományban jelenik meg.

5.3 OLS-regresszió: a MAT-variancia strukturális magyarázata

A 3. táblázat az OLS-modell eredményeit összesíti. A modell kimeneti változója: MAT 2025 iskolai átlag (%); $n = 131$.

Prediktor	B	SE(B)	β	t	Sig.	95% CI
(Konstans)	62,39	7,04	–	8,87	<0,001	[48,6; 76,2]
SZP (%)	-0,399	0,071	-0,438	-5,578	<0,001	[-0,54; -0,26]
ZZ (%)	-0,287	0,117	-0,181	-2,448	0,016	[-0,52; -0,06]
Iskolai N	+0,045	0,076	+0,044	0,591	0,556 n.s.	[-0,10; +0,20]
BB kraj	-17,96	7,41	-0,403	-2,424	0,017	[-32,5; -3,4]
KE kraj	-17,84	7,42	-0,416	-2,405	0,018	[-32,4; -3,3]
NR kraj	-11,68	6,97	-0,360	-1,676	0,096 n.s.	–
TT kraj	-10,26	7,11	-0,277	-1,443	0,151 n.s.	–

3. táblázat – A 2024/2025-ös iskolai matematikaeredmény OLS (Ordinary Least Squares – legkisebb négyzetek módszere) regressziós modellje ($n=131$). $R^2=0,331$; Adj. $R^2=0,295$. Referencia: BA kraj. Max VIF=2,84. Shapiro-Wilk $W=0,987$, $p=0,21$. Rövidítések: SZP = szociálisan hátrányos helyzetű tanulók aránya; ZZ = egészségileg hátrányos helyzetű tanulók aránya; BB kraj = Banskobystrický kraj (Besztercebányai kerület); KE kraj = Košický kraj (Kassai kerület); MAT = matematika T9-teszt; OLS = Ordinary Least Squares (legkisebb négyzetek módszere).

A modell a MAT-variancia 33,1%-át magyarázza ($R^2 = 0,331$). Az SZP% a legerősebb standardizált hatással rendelkezik (standardizált regressziós együttható, $\beta = -0,438$): egy szórásnyi (kb. 9,8 pp) SZP-növekedés 0,438 szórásnyi MAT-csökkenéssel jár. A ZZ% szignifikáns, de kisebb hatású ($\beta = -0,181$).

A BB és KE kerület szignifikáns negatív indikátorváltozó-hatása (nem standardizált regressziós együttható $B \approx -18$ pp, standardizált $\beta \approx -0,41$; $p < 0,02$) az SZP és iskolaméret kontrollja után is fennmarad. A negatív regionális együtthatók arra utalnak, hogy az iskolai teljesítményben olyan területi eltérések is jelen vannak, amelyek nem magyarázhatók kizárólag az SZP-arány és az iskolaméret figyelembevételével – Willms (2006) terminológiájával az SZP-n túlműtató területi iskola-szegénység-hatás lehetséges jelei. Az iskolaméret ebben a modellben nem bizonyult szignifikáns prediktornak ($B = +0,045$, $p = 0,556$): önmagában nem magyarázta érdemben az iskolák közötti MAT-különbségeket, ami konzisztens H4 hipotézisünkkel és Hattie (2009) metaanalitikus eredményeivel.

5.4 Területi különbségek és kritikus járások

Az egyutas ANOVA szignifikáns kerületek közötti különbséget mutat: $F(4,134) = 5,342$, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,138$ (közepes hatás). A Levene-teszt szignifikáns ($p = 0,032$), ezért Games–Howell-féle utólagos (post-hoc) összehasonlítást alkalmaztunk. Szignifikáns különbség: BA vs. BB ($\Delta = +21,2$ pp, $p = 0,008$), BA vs. KE ($\Delta = +24,7$ pp, $p = 0,003$). A többi kerületpár különbsége nem éri el a szignifikanciaszintet.

Járás szinten a legsúlyosabb helyzet: Nagyrőce – Revúca (MAT: 26,2%; SZP: 19,1%), Kassa-vidék - Košice-okolie (MAT: 25,5%; SZP: 34,8%) és Rimaszombat – Rimavská Sobota (MAT: 29,5%; SZP: 10,9%). A legjobb VJM-jársásokhoz képest (Nyitra – Nitra: 69,6%; Pozsony – Bratislava: 68,0%) 40–45 pp-os a lemaradás. Ez a VJM-rendszeren belüli belső polarizáció rendkívüli mértékét mutatja: nemcsak VJM vs. VJS különbségről van szó, hanem a VJM-rendszeren belüli súlyos egyenlőtlenségről is.

6. Diskusszió

Az eredmények három fő értelmezési szinten tárgyalhatók: a szociális mechanizmusok, a területi folyamatok és az oktatáspolitikai vonatkozások szintjén.

6.1 Szociális mechanizmusok

Az eredmények az iskolaszintű társadalmi összetétel önálló jelentőségét valószínűsítik: az SZP-arány meghatározó prediktori szerepe ($\beta = -0,438$) és az SZP-teljesítmény kapcsolat erősödő tendenciája (a periódus legerősebb értéke: $r = -0,536$ 2024/25-ben) ezt az értelmezést alátámasztja. Ez összhangban áll a Coleman-hatás és a bourdieu-i társadalmi reprodukció elméleti keretével is. A szociális háttér iskolai szintű hatása nem csökkent az időszak alatt, hanem nőtt – Reardon (2011) „income achievement gap” tézisével összhangban.

A MAT-tesztelés feltételei nem támasztják alá, hogy a teljesítményrés közvetlenül a feladatlap nyelvéből fakadna: a VJM-iskolák tanulói anyanyelvükön oldják meg a matematikai feladatokat, miközben a teljes alapiskolai időszakban folyamatos államnyelvi oktatásban is részesülnek; ennek ellenére szignifikáns teljesítményrés mutatkozik. Az eredmények arra utalnak, hogy a matematikai teljesítménykülönbség nem magyarázható kizárólag a tannyelvi elrendezéssel; valószínűbb, hogy a háttérben összetettebb szociális, területi és iskolai tényezők együttese áll (Zákon č. 245/2008 Z.z.; Lanstyák – Simon 2011).

Bár az SZP a legerősebb előrejelző, a teljes modell is csak a variancia 33,1%-át magyarázza: a fennmaradó 66,9% más – pedagógiai, motivációs, szervezeti és területi – tényezőkkel függ össze, úgymint tanárminőség, tanulási stratégiák, iskolavezetés, szülői bevonódás és osztálytermi klíma. Ezek feltárása – kvalitatív módszerekkel – a következő kutatási fázis feladata lesz.

6.2 Területi folyamatok

A BB és KE kerület szignifikáns negatív indikátorváltozó-hatása az OLS-modellben arra utal, hogy a területi struktúra az SZP-n túlmutatató magyarázó szerepet is betölthet. Prokop (2019) és Willms (2006) alapján ezt a területi iskola-szegénység-hatással értelmezzük: az iskolák nemcsak tanulóik szociális összetételét, hanem a régió általános fejlettségi szintjét is tükrözik – infrastrukturális állapot, pedagógusellátottság, helyi munkanélküliség, intézményi szegénységkoncentráció.

A Pozsony – Bratislava körzetben élő VJM-tanulók kiemelkedő SJSJL-teljesítménye (BA kerület átlag: 84,4%) a természetes második nyelvi (L2) környezet területi különbségeit tükrözi: a fővárosi környezetben élő tanuló a mindennapi életből szerzett spontán szlovák nyelvi tapasztalatoknak köszönhetően előnyt élvez az SJSJL-teszten. Ez nem tannyelvi előny, hanem életkörülményekből fakadó pusztán kitértésgyi hatás (Göncz 2004; Skutnabb-Kangas 2000).

6.3 A COVID-hatás és a 2025-ös visszaesés értelmezése

A COVID-visszaesés ($dz = -0,677$) a periódus meghatározó eseménye; az elvesztett teljesítményt a VJM-iskolák 2022–2024 között részlegesen visszanyerték, de teljesen nem. A 2025-ös negatív fordulat ($dz = -0,199$) más természetű: kisebb hatás, nem kizárólag VJM-specifikus jelenségnek tűnik, de a VJM–VJS rés drámaian nőtt. Lehetséges okok: (a) teszt nehézségének változása; (b) pedagógushatás súlyosbodása a rurális régiókban; (c) a COVID tanulási veszteség késői hatása bizonyos kompetenciaterületeken. Az okok feltárása külön vizsgálatot igényel.

7. Következtetések és ajánlások

A jelen tanulmány négy főbb tudományos megállapítást tesz és négy szakpolitikai ajánlást fogalmaz meg.

7.1 Tudományos megállapítások

(1) A VJM–VJS MAT-rés a teljes időszakban tartósan fennmaradt. A rés nagysága évről évre ingadozott (6,2–11,0 pp között), és 2025-re a periódus legrosszabb értékére emelkedett. A teljes periódus nettó VJM-változása $-6,15$ pp ($p < 0,001$): a COVID-visszaesés és az azt követő részleges regeneráció után a helyzet 2025-ben újra romlott.

(2) Az SZP-arány a legerősebb magyarázóváltozó. Az SZP-arány standardizált hatása erős és szignifikáns ($\beta = -0,438$), miközben a teljes modell a MAT-eredmények varianciájának 33,1%-át magyarázza; a fennmaradó 66,9% más – pedagógiai, motivációs, infrastrukturális – tényezőkkel függ össze. Az eredmények nem támasztják alá, hogy a teljesítményrés önmagában a tannyelvi különbségekből következne; valószínűbb, hogy a háttérben szociális, területi és intézményi tényezők összetett együttese áll.

(3) A szociális egyenlőtlenségek iskolaszintű mintázata erősödik. Az SZP-teljesítmény kapcsolat következetesen negatív volta és a periódus végére mért erősebb összefüggés ($r = -0,536$), valamint az SZP-csoportok közötti 27,6 pp-os rés azt jelzi, hogy az iskolai szintű szociális egyenlőtlenség tendenciája nem javul.

(4) Területi strukturális hatás is érvényesül. BB és KE kerület szignifikáns negatív hatása az SZP kontrollja után arra utal, hogy az SZP-n túlmutató területi hatások is jelen lehetnek – ezek az infrastrukturális elmaradottsággal, pedagógushiánnyal és a helyi gazdasági kontextussal hozhatók összefüggésbe.

7.2 Szakpolitikai ajánlások

(A) Komplex kompenzációs program a magas SZP-arányú VJM-iskolákban.

A módszertani fejlesztések önmagukban nem elegendők; szociális szintű beavatkozásokra van szükség: fejlesztő pedagógusi állások, szociálpedagógusi ellátás, étkezési-tanszertámogatás növelése, digitális eszközellátottság javítása.

(B) Regionálisan differenciált fejlesztési politika. A BB és KE kerület iskolái az SZP-n felüli strukturális hátrányok kezelésére önálló területi programot igényelnek – nem elegendő az SZP alapján allokkált támogatás.

(C) A 2025-ös visszaesés okainak gyors feltárása. Az állami oktatási minisztérium és háttérintézményei (NIVaM és az MŠWVaŠ SR) feladata a visszaesés okainak azonosítása és beavatkozási terv kidolgozása az ŠVP-reformra való felkészülés keretében.

(D) A longitudinális iskolaszintű nyomonkövetés (monitoring) intézményesítése. A VJM-specifikus iskolaszintű idősor folytatása és bővítése (SES-indexszel, osztálytermi adatokkal) alapvető feltétele a hatásvizsgálatoknak és az ŠVP-reform utókövetésének.

7.3 A vizsgálat korlátai és a további kutatás irányai

Az adatokkal kapcsolatos korlátok közül három érdemel kiemelés. Először: a szociális hátrány mérésére használt SZP-arány – amely az anyagi segítyen élő tanulók iskolai arányán alapul – csak részlegesen ragadja meg a valódi szociális-gazdasági helyzetet; nem tartalmaz például jövedelmi, foglalkozási vagy iskolázottsági adatokat, így a szociális háttér hatása valójában összetettebb annál, amit ez az egyetlen mutató kifejez. Másodsor: az elemzés iskolai szintű átlagadatokkal dolgozik, nem egyéni tanulói adatokkal, ezért az iskolák közötti összefüggések nem feltétlenül érvényesek az egyes tanulókra – ez a kutatómódszertanban ismert ökológiai szintváltás problémája. Harmadsor: a COVID-19 járvány alatti távolléti oktatás (2020–2021) minőségéről, az online tanítás tényleges megvalósulásáról a VJM-iskolákban nincsenek dokumentált adatok, ezért a pandémia iskolaszintű hatása pontosan nem mérhető.

Az okságra vonatkozó korlát szintén lényeges: a vizsgálat megfigyeléses jellegű, vagyis az adatokból összefüggések mutathatók ki, de ezekből önmagukban nem következtethetünk arra, hogy az egyik tényező közvetlenül okozza a másikat. Annak igazolásához például, hogy a magasabb szociális hátrány valóban csökkenti a T9-eredményeket – és nem csupán együtt jár azzal –, kísérleti elrendezés vagy természetes kísérlet lenne szükséges, ami iskolaszintű adatokon nehezen valósítható meg.

A jövőbeli kutatás elsődleges iránya az egyéni tanulói szintű adatokra épülő longitudinális panelalapú trendvizsgálat lenne, amely az iskolaszintű átlagok mögött meghúzódó egyéni különbségeket is feltárná. Emellett kvalitatív módszerek – tanári interjúk, osztálytermi megfigyelések – segíthetnék annak megértését, hogy az azonos szociális összetételű iskolák között miért mutatkoznak jelentős teljesítménykülönbségek. Külön figyelmet érdemel a 2026/27-ben bevezetésre kerülő kompetenciaalapú tantervi reform (ŠVP) hatásának nyomon követése: az új tanterv várhatóan éppen azokat a feladattípusokat helyezi előtérbe, amelyekben a VJM-iskolák jelenleg a legnagyobb lemaradást mutatják.²

Irodalom

- Baker, C. – Wright, W. E. (2017): *Foundations of Bilingual Education and Bilingualism*. 6th ed. Bristol: Multilingual Matters,.
- Barwell, R. (szerk.) (2009): *Multilingualism in Mathematics Classrooms: Global Perspectives*. Bristol: Multilingual Matters.
- Berta, T. (2025): A szlovákiai 2023/24-es tanév T9-matematika tesztelésének eredményei a szlovákiai magyar diákokra vonatkoztatva. In: Tóth Péter – Berzsényi Emese – Hegyesi Dóra (szerk.): *II. Imre Sándor Neveléstudományi Konferencia: Oktatás egy változó világban*. Budapest: Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem, Műszaki Pedagógia Tanszék, 71–75.
- Black, P. – Wiliam, D. (2009): Developing the theory of formative assessment. *Educational Assessment, Evaluation and Accountability* 21(1), 5–31.
- Bourdieu, P. – Passeron, J. C. (1977): *Reproduction in Education, Society and Culture*. London: Sage.
- Cohen, J. (1988): *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. 2nd ed. Hillsdale: Lawrence Erlbaum.
- Coleman, J. S. et al. (1966): *Equality of Educational Opportunity*. Washington D.C.: U.S. Government Printing Office.
- Cummins, J. (2008): BICS and CALP: Empirical and theoretical status of the distinction. In: Street, B. – Hornberger, N. H. (szerk.): *Encyclopedia of Language and Education*. 2nd ed. Vol. 2. New York: Springer, 71–83.
- Engzell, P. – Frey, A. – Verhagen, M. D. (2021): Learning loss due to school closures during the COVID-19 pandemic. *PNAS* 118(17), e2022376118.
- Göncz, L. (2004): *A vajdasági magyarság kétnyelvűsége: Nyelvpszichológiai vonatkozások*. MTT Könyvtár 8. Szabadka: Magyar Tudományos Tanács.
- Halász, G. (2013): *Az oktatáskutatás globális trendjei*. Budapest: ELTE Eötvös Kiadó.
- Hanushek, E. A. – Woessmann, L. (2020): *The Economic Impacts of Learning Losses*. OECD Education Working Papers No. 225. Paris: OECD.

² A tanulmány elemzéseit IBM SPSS 29 szoftverrel készülték. A szöveg helyesírási és stílusztikai lektorálásában, valamint a kézirat formai szerkesztésének egyes fázisaiban a mesterségesintelligencia-alapú szövegszerkesztő eszköz (Claude, Anthropic) nyújtott segítséget. Az értelmezések és a tudományos következtetések a szerzők saját munkája.

- Hattie, J. (2009): *Visible Learning: A Synthesis of Over 800 Meta-Analyses Relating to Achievement*. London: Routledge.
- Lanstyák, I. – Simon, Sz. (szerk.) (2011): *Tanulmányok a kétnyelvűségről VI*. Dunaszerdahely: Gramma Nyelvi Iroda.
- Moschkovich, J. (2007): Using two languages when learning mathematics. *Educational Studies in Mathematics* 64(2), 121–144.
- NIVaM (2023): *Testovanie 9 – 2022/2023. Závěrečná správa*. Bratislava: NIVaM.
- NIVaM (2024): *Testovanie 9 – 2023/2024. Závěrečná správa*. Bratislava: NIVaM.
- NIVaM (2025): *Testovanie 9 – 2024/2025. Závěrečná správa*. Bratislava: NIVaM.
- NÚCEM (2019): *Testovanie 9 – 2018/2019. Závěrečná správa*. Bratislava: NÚCEM.
- NÚCEM (2022): *Testovanie 9 – 2021/2022. Závěrečná správa*. Bratislava: NÚCEM.
- OECD (2019): *PISA 2018 Results (Volume I): What Students Know and Can Do*. Paris: OECD Publishing.
- OECD (2020): *Education at a Glance 2020: OECD Indicators*. Paris: OECD Publishing.
- Prokop, D. (2019): *Slepé skvrny*. Brno: Host.
- Reardon, S. F. (2011): The widening academic achievement gap between the rich and the poor. In: Duncan, G. J. – Murnane, R. J. (szerk.): *Whither Opportunity?* New York: Russell Sage Foundation, 91–116.
- Scheerens, J. – Bosker, R. J. (1997): *The Foundations of Educational Effectiveness*. Oxford: Pergamon.
- Sirin, S. R. (2005): Socioeconomic status and academic achievement: A meta-analytic review. *Review of Educational Research* 75(3), 417–453.
- Skutnabb-Kangas, T. (2000): *Linguistic Genocide in Education – or Worldwide Diversity and Human Rights?* Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- White, K. R. (1982): The relation between socioeconomic status and academic achievement. *Psychological Bulletin* 91(3), 461–481.
- Willms, J. D. (2006): *Learning Divides: Ten Policy Questions About the Performance and Equity of Schools*. Montreal: UNESCO Institute for Statistics.
- Zákon č. 245/2008 Z.z. o výchove a vzdelávaní (školský zákon). Zbierka zákonov SR.
- Zákon č. 599/2003 Z.z. o pomoci v hmotnej núdzi. Zbierka zákonov SR.