

Lokalizacja szkoły podstawowej na wsi a dostęp uczniów do prestiżowych liceów ogólnokształcących w Polsce

Roman Dolata / Wydział Pedagogiczny, Uniwersytet Warszawski

e-mail: rdolata@uw.edu.pl

ORCID: 0000-0002-7967-9022

Barbara Murawska / Wydział Pedagogiczny, Uniwersytet Warszawski

e-mail: barbaramurawska@uw.edu.pl

ORCID: 0000-0002-3576-2051

Aleksandra Jasińska-Maciążek / Wydział Pedagogiczny, Uniwersytet Warszawski

e-mail: a.jasinska@uw.edu.pl

ORCID: 0000-0001-9975-4141

Streszczenie

W artykule analizuje się wpływ lokalizacji szkoły podstawowej na wsi na szanse uczniów w dostępie do wysoce selekcyjnych (tzw. prestiżowych) liceów ogólnokształcących w Polsce. Wykorzystano dane administracyjne CKE i SIO dla lat 2019–2021. Zastosowano trójpoziomowe modele regresji logistycznej z efektami mieszanymi (uczeń–szkoła–powiat), aby oszacować znaczenie czynników przestrzennych po kontrolowaniu wyników egzaminacyjnych oraz cech systemowych i indywidualnych. Wyniki analiz dowodzą, że uczniowie z dużych miast (ponad 100 tys. mieszkańców), nawet po uwzględnieniu w analizie osiągnięć egzaminacyjnych, migracji, płci oraz dostępności liceów w powiecie, mają od siedmiu do dziesięciu razy większe szanse na naukę w prestiżowych liceach niż ich rówieśnicy ze szkół wiejskich. Dysparytet uczniów z małych i średnich miast jest tylko trochę niższy. Efekt ten jest stabilny w czasie i wskazuje na strukturalny wpływ przestrzennej selekcji edukacyjnej. W końcowej części przedstawiono rekomendacje polityczne, obejmujące włączenie komponentu terytorialnego do strategii wyrównywania szans edukacyjnych – w tym wsparcia transportowego i wzmocnienia sieci LO na terenach peryferyjnych.

Słowa kluczowe: Nierówności edukacyjne, lokalizacja szkoły podstawowej, wysokoselekcyjne licea ogólnokształcące, regresja wielopoziomowa, Polska.

The Location of a Primary School in a Rural Area and Students' Chances of Gaining Access to Highly Selective General Secondary Schools in Poland

Abstract

This paper analyses how the location of a primary school affects students' chances of gaining access to highly selective general secondary schools in Poland. The study uses administrative data from the Central Examination Board (CKE) and the Educational Information System (SIO) for the years 2019–2021. Three-level mixed-effects logistic regression models (student–school–county) were applied to estimate the role of spatial factors while controlling for exam performance and individual and systemic characteristics. The results of analyses show that students from large cities (over 100,000 inhabitants) are seven to ten times more likely to attend prestigious secondary schools than their peers from rural areas, even after accounting for exam results, migration, gender, and the local availability of secondary schools. The disadvantage of students from small and medium-sized towns is only slightly smaller. This effect remains stable over time, indicating a structural and persistent influence of spatial educational selection. The paper concludes with policy recommendations, including incorporating territorial components into educational equity strategies, such as transport support and strengthening the network of general secondary schools in peripheral areas.

Keywords: Educational inequalities, primary school location, selective general secondary schools, multilevel regression, Poland.

1. WPROWADZENIE

Dostęp do wysoce selekcyjnych, zwanych prestiżowymi, liceów ogólnokształcących odgrywa kluczową rolę w indywidualnych ścieżkach edukacyjnych i zawodowych młodych ludzi, stanowiąc jednocześnie jeden z głównych progów selekcyjnych w polskim systemie edukacyjnym. Choć formalnie opiera się on na zasadach merytokratycznych, takich jak wyniki egzaminu ósmoklasisty czy oceny na świadectwie szkolnym, liczne badania wskazują, że równość szans edukacyjnych bywa jedynie pozorna i często zostaje zburzona przez ukryte mechanizmy selekcji o charakterze społecznym i przestrzennym (przegląd patrz: Bukowski et al., 2024). Brak jednak badań wykorzystujących dane populacyjne i bardziej adekwatne, uwzględniające zagnieżdżony charakter danych edukacyjnych, modele analizy zjawiska.

2. NIERÓWNOŚCI EDUKACYJNE – KONTEKST TEORETYCZNY

Nierówności edukacyjne odnoszą się do różnicowania szans jednostek i grup społecznych w dostępie do zasobów i ścieżek kształcenia, wynikającego z czynników niezależnych od ucznia, takich jak pochodzenie społeczne, płeć czy miejsce zamieszkania. Stanowią one strukturalne bariery ograniczające mobilność społeczną oraz reprodukujące hierarchie instytucjonalne (Coleman et al., 1966; OECD, 2018). W ujęciu normatywnym problem ten wiąże się z koncepcją sprawiedliwości społecznej: Rawls zakłada konieczność szczególnego wsparcia najmniej uprzywilejowanych (Rawls, 1971, 1994), podczas gdy tradycje liberalno-libertariańskie akcentują prymat wolności i minimalną interwencję państwową (Nozick, 1974).

W socjologii edukacji funkcjonalne podejście (Davis & Moore, 1945) interpretuje selekcję jako mechanizm efektywnej alokacji talentów, a perspektywa merytokratyczna (Sorokin, 1959) zakłada możliwość wyrównywania przez edukację wpływu pochodzenia. Badania wskazują jednak, że system edukacyjny częściej reprodukuje niż neutralizuje nierówności, co opisują teorie reprodukcji kulturowej (Bourdieu & Passeron, 1990), a współczesne analizy rozszerzają to ujęcie o procesy selekcji przestrzennej i segregacji szkolnej (Ben Ayed, 2015; Dolata, 2008).

W ekonomii część klasycznych podejść zakładała pozytywną funkcję umiarkowanych nierówności jako bodźca rozwojowego (Kuznets, 1955). Jednak nowsze teorie wzrostu, w tym Unified Growth Theory (Galor, 2011), podkreślają, że w gospodarce opartej na wiedzy nadmierne nierówności edukacyjne ograniczają akumulację kapitału ludzkiego i spowalniają innowacyjność. Edukacja staje się w tym ujęciu podstawowym czynnikiem wzrostu, a bariery dostępu do dobrej edukacji – istotnym źródłem strat społeczno-ekonomicznych (Hanushek & Woessmann, 2020; por. Bukowski et al., 2024).

Perspektywy psychologiczno-pedagogiczne akcentują natomiast, że system szkolny kształtuje nie tylko osiągnięcia, lecz również osobowość i postawy. Na przykład teoria motywacji osiągnięć podkreśla jej rolę w rozwoju społeczeństw (McClelland, za: Boski, 1980), a podejścia progresywistyczne – znaczenie całościowego rozwoju moralnego i intelektualnego (Kohlberg, 1981). Nierówności edukacyjne pozostają przedmiotem analiz współczesnej pedagogiki krytycznej (Lamsal, 2024).

3. HISTORYCZNY KONTEKST BADAŃ NIERÓWNOŚCI EDUKACYJNYCH W POLSCE

Badania nierówności edukacyjnych w Polsce mają długą tradycję, sięgającą II RP. W pracach Falskiego podkreślano zależność dostępu do edukacji od miejsca zamieszkania i kapitału kulturowego, postulując działania kompensacyjne, takie jak powszechne przedszkola i wsparcie socjalne (Falski, 1974; Piwowarski, 2019). Radlińska (1935) wskazywała na potrzebę tworzenia „środków wychowujących” na obszarach wiejskich. Jednak reforma z 1932 roku utrwaliła zróżnicowany dostęp do kolejnych etapów edukacji, ograniczając możliwości kontynuacji nauki uczniów szkół wiejskich (Jamrożek, 2020).

Po 1945 roku, mimo upowszechnienia edukacji, utrzymywały się dysproporcje między wsią a miastem. Szkoły wiejskie borykały się z brakami kadrowymi i niższą jakością nauczania (Piwowarski, 2000), a łączenie klas i deficyty infrastrukturalne osłabiały warunki kształcenia także po reformie z 1962 roku. Badania Kwiecińskiego wykazały, że młodzież wiejska częściej przerywała naukę z powodów ekonomiczno-kulturowych, a system oświaty premiował uczniów z rodzin inteligentnych (Kwieciński, 1970, 1980; Kozakiewicz et al., 1973). Różnice obserwowano już na etapie przedszkolnym – niższy poziom dojrzałości szkolnej dzieci wiejskich wiązano z ograniczonym dostępem do wychowania przedszkolnego (Szuman, 1962; Wilgocka-Okoń, 1972).

Po 1989 roku demokratyzacja systemu nie zniósła nierówności. Badania podłużne wskazywały na rosnący dystans w dostępie do liceów (Kwieciński, 2002; Borowicz, 1988). Decentralizacja i autonomia szkół zwiększyły zróżnicowanie jakości kształcenia między gminami, a młodzież wiejska częściej wybierała szkoły średnie o niższym prestiżu, co interpretowano jako efekt ograniczonego kapitału kulturowego (Domalewski, 2008). Reforma gimnazjalna częściowo wyrównała warunki, lecz ich likwidacja przyniosła ponowny wzrost dysproporcji (Herbst et al., 2020).

Nierówności te utrzymują się także na poziomie szkolnictwa wyższego – młodzież wiejska częściej wybiera uczelnie i kierunki o niższym prestiżu, często płatne (Antonowicz et al., 2022). Współczesne analizy podkreślają również rolę wykluczenia transportowego, dotyczącego znaczną część uczniów wiejskich (Komornicki, 2024), oraz procesów segregacji przestrzennej, wzmacniających nierówności edukacyjne (Kaniowski & Pyłacz, 2025; Szczecina & Ziółko, 2023). Od badań Falskiego po nowsze analizy OECD i IEA, literatura konsekwentnie wskazuje na trwałość różnic w wynikach, aspiracjach i mobilności edukacyjnej między wsią a miastem. Transformacja ustrojowa i decentralizacja oświaty nie zlikwidowały tych nierówności, które mają wyraźny, utrwalony charakter strukturalno-przestrzenny (Bukowski et al., 2024; Monitoring..., 2023), co uzasadnia traktowanie przestrzeni jako ważny czynnik w analizie mechanizmów reprodukcji edukacyjnej.

4. NIERÓWNOŚCI PRZESTRZENNE I SEGREGACJA SZKOLNA

We współczesnych badaniach edukacyjnych segmentacja przestrzeni uznawana jest za samodzielny wymiar nierówności edukacyjnych. Koncepcje struktur szans przestrzennych (spatial opportunity structures) i krajobrazów edukacyjnych (educational landscapes) podkreślają, że dostęp do wysokiej jakości szkół zależy nie tylko od zasobów rodzinnych, lecz także od rozmieszczenia placówek i lokalnych polityk edukacyjnych (Boterman et al., 2019). Segregacja mieszkaniowa i szkolna tworzą sprzężony mechanizm reprodukcji społeczno-przestrzennej. Ta pierwsza różnicuje skład społeczny szkół, a ta druga wzmacnia różnice w wynikach i reputacji, co wpływa na wybory rodziców i dalsze procesy selekcji (Cordini, 2019). W efekcie szkoły bywają bardziej rozsegregowane niż same dzielnice.

Natężenie tych zjawisk zależy od polityk edukacyjnych. W systemach quasi-rynkowych, opartych na swobodnym wyborze szkoły, segregacja jest silniejsza, natomiast w systemach egalitarnych, z kontrolowanym wyborem (controlled choice policies), pozostaje niższa (Musset, 2012). Można więc mówić o lokalnych quasi-rynkach edukacyjnych, w których nie tyle szkoły rywalizują jakością, co rodziny walczą o dostęp do szkół o lepszej reputacji (Ajayi, 2024; Burgess et al., 2011; Fontdevila & Zancajo, 2025; Guul et al., 2021; Hastings & Weinstein, 2008).

Analizy OECD i IEA potwierdziły, że segregacja szkolna ze względu na status społeczno-ekonomiczny jest zjawiskiem trwałym i w dużej mierze uwarunkowanym systemowo (Gutiérrez et al., 2020). Polska należy do krajów o relatywnie wysokim poziomie segregacji szkolnej (Dolata, 2008), z wynikami zbliżonymi do Niemiec i Austrii (Geske et al., 2023; Jenkins et al., 2008). W ostatnich latach odnotowano niewielki spadek tego zjawiska w Polsce, choć jego poziom wciąż przekracza średnią OECD. Dla kontrastu, kraje nordyckie – zwłaszcza Finlandia i Szwecja – pozostają przykładami systemów o najniższej segregacji, uznawanych za wzorce egalitarnej organizacji edukacji (Gutiérrez et al., 2020).

Wyniki analiz PISA OECD (Williams, 2005) pokazują, że Polska należy do krajów o wyraźnym wzorcu „rural disadvantage – urban advantage”, w którym wyniki uczniów rosną wraz z wielkością miejscowości. Różnice w osiągnięciach między wsią a miastem wynikają w dużej mierze z koncentracji uczniów o odmiennym kapitale społecznym i ekonomicznym w różnych typach szkół. Wysoki wpływ składu społeczno-ekonomicznego szkoły – jeden z najwyższych w badaniu – potwierdza, że czynnik ten stanowi kluczowy czynnik różnicujący osiągnięcia.

Polska wpisuje się tym samym w charakterystyczny dla krajów postsocjalistycznych wzorzec, w którym strukturalne i instytucjonalne mechanizmy selekcji – i powiązane z nimi różnice terytorialne – kształtują dostęp uczniów do szkół o wysokiej jakości. Oznacza to, że przestrzeń geograficzna nie jest jedynie tłem, lecz współtworzy społeczne mechanizmy reprodukcji nierówności edukacyjnych.

5. MOBILNOŚĆ EDUKACYJNA I PRZESTRZENNA – MECHANIZMY I OGRANICZENIA

O ile badania nad segregacją koncentrują się na strukturze systemu i rozmieszczeniu szkół, o tyle coraz większe znaczenie zyskuje analiza decyzji rodzin i indywidualnych strategii uczniów, autoselekcji, które współtworzą mechanizmy selekcji przestrzennej (Chen & Sebastián Pereyra, 2019; Dziemianowicz-Bąk et al., 2015).

Zróżnicowania przestrzenne w dostępie do edukacji są nie tylko skutkiem polityk instytucjonalnych, ale też wyznacznikiem decyzji edukacyjnych. Mobilność edukacyjna i przestrzenna uczniów jest ograniczana przez interakcję czynników geograficznych, ekonomicznych i kulturowych. Nawet w systemach opartych na zasadzie wolnego wyboru szkoły, realne możliwości zmiany ścieżki edukacyjnej zależą od lokalizacji szkoły podstawowej, transportu, poziomu informacji i kapitału społecznego.

Badania międzynarodowe pokazują, że uczniowie z peryferii rzadziej aplikują do elitarnych szkół, nawet przy wysokim potencjale edukacyjnym, kierując się czynnikami geograficznymi, organizacyjnymi i informacyjnymi (Ajayi, 2024; Burgess et al., 2011; Herbst & Rok, 2014). W Polsce, mimo formalnej mobilności, realne ograniczenia wynikają z niedopasowania kapitałów edukacyjnych i społecznych do wymogów instytucjonalnych oraz z ograniczonej dostępności szkół o wysokim prestiżu poza dużymi miastami.

Sieci rodzinne ułatwiają dostęp do informacji i wsparcia (Lai et al., 2015), a kapitał kulturowy – znajomość reguł instytucjonalnych czy kompetencje komunikacyjne – przekłada się na sukces edukacyjny, gdy odpowiada oczekiwaniom szkoły (Bueker, 2022; Lareau et al., 2016). Feldman i Wallace (2021) zauważają, że programy stypendialne nie usuwają barier kulturowych, jeśli uczniowie pochodzą z odmiennych środowisk niż dominująca kultura szkoły. Podobnie Bukowski, Sawulski i Brzeziński (2024) podkreślają rolę środowiska wychowawczego i lokalnych wzorców sukcesu. Brak kontaktu z takimi wzorcami – dobrymi nauczycielami, naukowcami czy inżynierami – prowadzi do tzw. negatywnego efektu sąsiedztwa (negative neighborhood effect), ograniczającego aspiracje i decyzje edukacyjne (Sampson et al., 2002).

Zarówno badania krajowe, jak i międzynarodowe pokazują, że mobilność edukacyjna jest warunkowana lokalizacją oraz kapitałami społecznymi. Przestrzeń nie tylko ogranicza fizyczne możliwości przemieszczania się, ale także kształtuje horyzont aspiracji i wyobrażeń o dostępnych ścieżkach edukacyjnych. W tym sensie przestrzeń społeczna i geograficzna współtworzą mechanizmy selekcji edukacyjnej, a decyzje rodzin odzwierciedlają strukturalne nierówności w dostępie do informacji, zasobów i instytucji.

6. PROBLEM BADAWCZY

Celem analiz jest ilościowe oszacowanie wpływu lokalizacji szkoły podstawowej na szanse ich absolwentów na podjęcie nauki w liceum ogólnokształcącym (LO) należącym do grupy szkół rekrutujących uczniów z najwyższymi wynikami egzaminu ósmoklasisty. Na podstawie krajowych danych egzaminacyjnych (E8) połączonych z danymi SIO¹ wyodrębniono LO o najwyższych średnich E8 na wejściu skupiających 20% uczniów przyjętych do liceów. Wykorzystane modele analiz pozwoliły zbadać, w jakim stopniu formalnie merytokratyczny system rekrutacyjny jest pod wpływem pozaosiągnięciowych uwarunkowań. Wyniki wykażą zatem, w jakim stopniu lokalizacja szkoły podstawowej wpłata się w mechanizmy reprodukcji nierówności edukacyjnych na pierwszym, formalnym progu selekcyjnym. W szczególności badanie pozwoli oszacować siłę efektu lokalizacji w wypadku uczniów ze szkół wiejskich. Zrozumienie, w jakim stopniu systemowe mechanizmy selekcyjne wzmacniają społeczno-terytorialne nierówności w dostępie do dalszych etapów kształcenia, ma istotne znaczenie dla projektowania sprawiedliwej i inkluzywnej polityki edukacyjnej.

7. METODA

7.1 Populacje docelowe i wykorzystane dane

Populacjami docelowymi na poziomie uczniów byli absolwenci szkół podstawowych w latach 2019-2021. Populację tę na potrzeby analiz ograniczono do absolwentów, którzy przystąpili do egzaminu ósmoklasisty w wersji standardowej w głównym terminie. Ograniczenie to jest uzasadnione dostępnością w pełni porównywalnych danych egzaminacyjnych (problem linkowania wyników z sesji głównej i dodatkowej oraz wersji dostosowanych).

Drugie ograniczenie populacji związane było z kontynuacją nauki w szkole ponadpodstawowej oraz możliwością jednoznacznego przypisania uczniowi tejże szkoły. Łączenie danych egzaminacyjnych z informacjami o docelowej szkole ponadpodstawowej, do której trafił uczeń, nie jest rutynową procedurą i na zlecenie CKE zostało wykonane przez Centrum Informatyczne Edukacji (CIE). Skuteczność takiego łączenia nie była 100%, ale ubytki danych były bardzo niewielkie (0,04%-3,05% uczniów w zależności od roku).

¹ Dane przygotowano na potrzeby prac zespołu CKE ds. rozwoju metody EWD dla szkół maturalnych.

Kolejne z przyjętych ograniczeń polegało na selekcji do analiz tylko tych uczniów, którzy kontynuowali naukę w liceum, technikum lub szkole branżowej. Tym samym wykluczono z analiz uczniów liceów sztuk plastycznych z powodu małej powszechności tych szkół. W szkołach tego typu kontynuuje naukę 0,6-0,7% uczniów w skali kraju. Tylko w 15% powiatów jest liceum sztuk plastycznych przyjmujące co najmniej 10 uczniów w roku.

Ostatnie ograniczenie wynikało z wykorzystania wyników egzaminu ósmoklasisty z języka angielskiego do oszacowania sumarycznego wyniku egzaminacyjnego. Oznaczało to wykluczenie od trzech do pięciu procent absolwentów.

Procent absolwentów szkół podstawowych objętych analizami jest bardzo wysoki i kilkuprocentowe ubytki z pewnością nie będą rzutować na otrzymywane rezultaty.

8. ZMIENNE I ICH POMIAR

8.1. Zmienna wyjaśniająca: lokalizacja szkoły podstawowej, w której uczył się uczeń

Kluczową zmienną wyjaśniającą zaczerpnięto z baz danych CKE. Nie jest ona pozbawiona wad (zbyt „gruba” kategoria „miasta ponad 100 tys. mieszkańców i „zanieczyszczona” kategoria „wieś”), ale jest obecna w bazach systemu od początku funkcjonowania egzaminów zewnętrznych w Polsce.

Rozkłady procentowe liczby uczniów w badanych zestawach danych ze względu na lokalizację szkoły podstawowej przedstawia poniższa tabela. Statystyki uwzględniają tylko uczniów, dla których udało się połączyć dane i tych, którzy zdawali E8 z angielskiego (konieczność oszacowania ogólnego wyniku z E8).

Tabela 1 Procentowy rozkład uczniów wg lokalizacji szkoły podstawowej

Rok	2019 r.	2020 r.	2021 r.
Wieś	37,2	38,6	37,2
Małe miasto – do 20 tys.	16,9	16,5	16,9
Średnie miasto - od 20 do 100 tys.	20,4	24,8	25,5
Duże miasto - ponad 100 tys.	25,4	20,0	20,3
N	262885	300109	265158

Grupą referencyjną w analizach przedstawionych w artykule są subpopulacje uczniów uczęszczających do szkół podstawowych zlokalizowanych na wsi.

8.2. Zmienne opisujące wyniki na egzaminie ósmoklasisty

Dla wstępnego rozeznania znaczenia w procesach selekcyjnych różnic wyników egzaminacyjnych ze względu na różne lokalizacje szkoły trzeba przyrzeć się ich rozwarstwieniu. Poniższa tabela zawiera wybrane parametry rozkładu wyników egzaminacyjnych w wybranych latach i obszarach. Wyniki przekształcono w skali całego kraju na skale centylowe.

Tabela 2 Odsetek uczniów, wartości mediany, Q1 i Q3 wyników egzaminów dla szkół zlokalizowanych na wsi i mieście powyżej 100 tysięcy

	Spraw. 2013 r.	EG mat 2019 r.	E8 mat 2019 r.	2020 r.	2021 r.	2022 r.	2023 r.	2024 r.	2025 r.
Wieś %	40,9	33,4	37,3	38,5	36,9	37,5	34,9	39,4	37,1
Mediana	45	44	44	46	46	48	48	49	47
Q1	24	27	21	26	23	23	22	24	26
Q3	71	70	70	70	71	69	70	69	72
Miasto ponad 100 tys. %	23,5	26,5	26,6	25	26,2	24,7	26,5	27,8	24,4
Mediana	60	59	60	63	59	61	61	63	61
Q1	34	33	31	32	35	34	32	33	30
Q3	83	82	81	83	82	84	82	84	84

Skala wyników: centyle dla populacji krajowej. Egzaminy to: sprawdzian po klasie VI 2013, egzamin gimnazjalny z matematyki 2019 i egzaminy E8 z matematyki w latach 2019-2025.

Wyniki zaprezentowane w tabeli potwierdzają stabilną, znaczącą różnicę w obiektywnie mierzonych osiągnięciach szkolnych między szkołami wiejskimi i wielkomijskimi. Choć w miarach tendencji centralnych jest ona duża, to widzimy, że znacząca grupa absolwentów szkół wiejskich osiąga wysokie wyniki. Oznacza to, że uprzednie osiągnięcia z pewnością nie tłumaczą znaczącego dysparytetu dzieci wiejskich w prestiżowych liceach.

W zasadniczych analizach wykorzystano wyniki egzaminu ósmoklasisty z języka polskiego, matematyki i języka angielskiego. Za pomocą analizy głównych składowych (SPSS 29) z założonym jednym czynnikiem stworzono dla każdego analizowanego rocznika ogólny wskaźnik wyniku egzaminacyjnego (E8). Ładunki czynnikowe dla części składowych były wyrównane i wynosiły ok. 0,7. Czynniki wyjaśniały ponad 70% wariancji wyników składowych. Wskaźniki czynnikowe znormalizowano (procedura Blom, SPSS 29.) i następnie wystandaryzowano do rozkładu o średniej 100 i odchyleniu 15.

Na potrzeby analizy całkowitą wariancję E8 rozłożono na zmienność wewnątrzszkolną i międzyszkolną. Wskaźnik dla szkoły to średnia dla placówki (E8mean), wskaźnik indywidualny (E8ips) powstał jako różnica E8 i E8mean.

8.3 Zmienna wyjaśniana: dostanie się do LO z najwyższymi średnimi E8 uczniów na wejściu skupiających % kandydatów w skali kraju

Do wyznaczenia LO, które zrekrutowały uczniów o średnio najwyższych wynikach w skali kraju wykorzystano zmienną E8mean. Uporządkowano w skali kraju LO ze względu na wartość tej zmiennej i następnie szkoły, które w sumie skupiły 20% wszystkich uczniów LO, zaliczono do grupy LO TOP20. Procedury wykonano oddzielnie dla trzech analizowanych roczników. Wartości odcięcia E8mean dla kolejnych roczników wyniosły 115,7, 117,1 oraz 115,8. Są to wartości na poziomie jednego odchylenia powyżej średniej krajowej wyników indywidualnych E8. Liczba liceów w grupie TOP20 wyniosła odpowiednio 226, 226 i 211. Jest to więc znacząca ilościowo grupa szkół. Około 80% z nich znajduje się w miastach powyżej 100 tysięcy mieszkańców. W grupie TOP20 odnajdziemy bez trudu licea z najbardziej znanego rankingu Perspektyw.

8.4 Zmienne kontrolne z poziomu indywidualnego

8.4.1 Płeć i rok urodzenia ucznia

W obu rocznikach odsetki chłopców i dziewcząt były zbliżone. Grupą odniesienia (0) byli ci pierwsi. Ze względu na wiek podzielono uczniów na trzy kategorie: główny rocznik, młodsi od głównego rocznika (odpowiednio 17,4 %, 18,2 % i 16,7 %) oraz starsi od głównego rocznika (3,9 %, 3,5 % i 2,6 %). Grupą referencyjną w szacunkach była główna kohorta (0).

8.4.2 Dysleksja

Korzystając z zasobów CKE stworzono też zmienną opisującą posiadanie przez ucznia w SP orzeczenia o dysleksji. Odsetki tej subpopulacji w kolejnych rocznikach wynosiły: 14,5 %, 14,4 % i 14,3 %.

8.4.3 Migracja między powiatami

Wskaźnik migracji na poziomie ucznia mówi o tym, czy szkoła ponadpodstawowa, do której trafia uczeń, mieści się w innym powiecie niż wyjściowa szkoła podstawowa. Odsetki dla kolejnych lat wynoszą kolejno: 26,2%, 27,7% oraz 27,9%. Zatem zdecydowana większość uczniów (72-74%) kontynuuje naukę w tym samym powiecie. Średnio uczniowie, których szkoła ponadpodstawowa mieści się w innym powiecie niż szkoła podstawowa, uzyskują wyższe wyniki na egzaminach. Różnice są istotne statystycznie, jednak niewielkie (ok. 0,1 odchylenia standardowego).

8.5 Zmienne kontrolne z poziomów systemowych – szkoły i powiatu

8.5.1 Podstawowe szkoły niepubliczne

W badanych rocznikach, w bazach wykorzystanych w analizach, odsetki uczniów, którzy zdawali E8 w niepublicznych szkołach podstawowych, wynosi odpowiednio 3,8%, 4,1% i 4,2%. Ich wynik E8 był istotnie wyższy niż absolwentów szkół publicznych. Różnica wahała się między 8,7 a 9,7 (czyli prawie 2/3 odchylenia standardowego).

8.5.2 Wielkość szkoły podstawowej

Kolejną zmienną z poziomu systemowego jest w analizach wielkość szkoły podstawowej. Jej wskaźnikiem jest liczba uczniów w placówce przystępujących w danym roku do E8. Odpowiednie dane przedstawia poniższa tabela.

Tabela 3 *Liczba uczniów w danej SP, którzy w danym roku przystąpili do E8*

Liczba uczniów na E8	2019 r.	2020 r.	2021 r.
Średnia	51,60	46,52	50,19
Mediana	45	41	44
5 percentyl	10	9	9
95 percentyl	119	105	115

Jak pokazują wyniki, znaczny odsetek placówek to małe szkoły podstawowe.

8.5.3 Odsetek uczniów w LO w powiecie

Bardzo ważną zmienną systemową uwzględnioną w analizach jest odsetek absolwentów SP, którzy w powiecie, gdzie mieści się placówka, kontynuowali naukę w liceum ogólnokształcącym. To ważna zmienna kontrolna pozwalająca wyłączyć w szacunkach wpływ na selekcję do LO20 prostego czynnika, jakim jest dostępność liceum w lokalizacji SP absolwenta.

Tabela 4 *Dostępność LO w powiatach*

Odsetek uczniów w LO w powiecie	2019 r.	2020 r.	2021 r.
Średnia	46,54	45,81	47,11
Mediana	44,32	43,09	44,44
5 percentyl	30,50	30,72	31,30
95 percentyl	67,40	69,20	70,18

Odsetki te są bardzo zróżnicowane między powiatami. Współczynnik Giniego obliczany na poziomie powiatów (czyli 380 jednostek analizy) dla tego wskaźnika wyniósł dla kolejnych roczników: 0,625, 0,610 i 0,606. Wskazuje to na bardzo silne międzypowiatowe zróżnicowanie dostępu do LO. To mocny argument za kontrolą powiatowego położenia SP.

Ciekawe, że współczynnik ten dla zróżnicowania odsetka uczniów w grupie absolwentów SP w LO TOP20 między powiatami jest prawie identyczny i też waha się wokół wartości 0,60, jednak 5. i 95. percentyl wynosi odpowiednio 0 i ok. 22%. Po uwzględnieniu liczby uczniów w powiatach okazuje się, że 25% absolwentów szkół podstawowych kończyło ją w powiecie, gdzie szansa znalezienia się w LO TOP20 była niższa niż ok. jeden procent, równie liczna grupa miała szanse 32 % lub wyższą (maksymalny odsetek w powiecie wynosił ok 37 %).

9. MODEL ANALIZY

Do analizy czynników związanych z podejmowaniem nauki w liceach z grupy TOP 20 (LO_TOP20) zastosowano wielopoziomowy model regresji logistycznej (mixed-effects logistic regression, melogit, STATA BE 19.5). Zmienna wyjaśniana przybiera dwie wartości: 1 = uczeń zrekrutowany do LO_TOP20; 0 = w innym typie szkoły ponadpodstawowej. Dychotomiczny charakter tej zmiennej uzasadniał wykorzystanie regresji logistycznej. Ze względu na zagnieżdżoną strukturę danych – uczniowie przyporządkowani są do szkół podstawowych, a te do powiatów – zastosowano trójpoziomowy model mieszany z dwoma poziomami efektów losowych: szkoła podstawowa (PlacowkaID) oraz powiat (TerytPowiat). Pozwoliło to kontrolować autokorelację wyników oraz uzyskać dokładniejsze oszacowania efektów stałych, np. lokalizacji szkoły czy cech indywidualnych ucznia. Model umożliwił także na odróżnienie efektów jednostkowych (np. płeć) od kontekstualnych (np. udział uczniów w LO w powiecie). Takie podejście jest rekomendowane w analizach danych edukacyjnych o strukturze hierarchicznej, ponieważ pozwala uniknąć błędów związanych z błędnym założeniem niezależności obserwacji (Bryk & Raudenbush, 1992; Lazega & Snijders, 2016).

W jednopoziomowym (uczniowie) modelu analizy ilorazy szans są liczone po prostu jako stosunek szans na znalezienie się w LO_TOP20 w różnych lokalizacjach SP. Zastosowane modele uwzględniają jednak strukturę hierarchiczną danych. Regresja mieszana szacuje błędy standardowe i efekty tak, aby zredukować wpływ grup o mniejszych liczebnościach lub ekstremalnych wynikach. Uwzględnienie efektów losowych (szkoła, powiat) też wpływa na wyniki. Na przykład, jeśli uczniowie w dużych miastach pochodzą z kilku silnych szkół, to efekt miasta może być przeszacowany w modelu jednopoziomowym, a model wielopoziomowy rozdziela efekty między szkołę i miasto.

Kluczowymi wynikami w zastosowanych modelach są ilorazy szans (odds ratio, OR). Mówią one, jak bardzo dany czynnik zwiększa lub zmniejsza prawdopodobieństwo wystąpienia jakiegoś zdarzenia. W kluczowej analizie wpływu lokalizacji szkoły, OR oznacza, jak szansa na dostanie się do LO_TOP_20 ucznia placówki w danej lokalizacji ma się do szansy absolwenta SP na wsi.

W modelach mixed-effects uwzględniamy nie tylko efekty stałe, ale i losowe. Uczniowie są zgrupowani w szkołach, szkoły w powiatach. Te grupy mogą się między sobą różnić na sposoby, których nie da się bezpośrednio zmierzyć – np. jakością nauczania, ambicjami uczniów, polityką rekrutacyjną, lokalną tradycją. W modelu uwzględniają to efekty losowe. Efekt losowy dla poziomu szkoły i powiatu pokazuje, jak bardzo różnią się między sobą te grupy pod względem szans na dostanie się do LO_TOP_20, po uwzględnieniu innych zmiennych w modelu. Jeśli $var(_cons)$ dla szkół wynosi 1.5, a dla powiatów 2.0, to oznacza, że różnice między powiatami są jeszcze większe niż między szkołami.

Dla każdego rocznika absolwentów (2019, 2020, 2021) szacowano cztery modele: zerowy – tylko efekty losowe szkoły i powiatu; brutto – efekty losowe i efekty stałe dla lokalizacji SP (grupa odniesienia – wieś); model kontrolny – do modelu brutto dodano zmienne z poziomu ucznia, szkoły i powiatu będące znanymi korelatami (poza osiągnięciami) procesu selekcji na progu szkoły średniej; model z osiągnięciami – kluczowa analiza pozwalająca oszacować efekt netto lokalizacji szkoły podstawowej.

10. WYNIKI

Poniższe analizy regresji logistycznej z efektami mieszanymi zostały przeprowadzone dla danych z 2019 roku. W modelu pustym szacowano tylko efekty losowe dla powiatów (380) i szkół (11909). Dla pozostałych obliczano efekty stałe, których wskaźnikiem były ilorazy szans.

Tabela 5 *Efekty stałe i losowe w modelu mieszanym regresji logistycznej: rok 2019*

Zmienna wyjaśniana: nauka w LO_TOP20	Model pusty	Model brutto _c	Model kontrolny	Model z osiągnięciami
Efekty stałe – odds ratio				
<i>Poziom indywidualny</i>				
Kobieta	-	-	1,700 (0,024)	1,439 (0,026)
Młodszy ^b	-	-	1,234 (0,020)	1,100 (0,023)
Starszy ^b	-	-	0,031 (0,006)	0,366 (0,086)
Dysleksja	-	-	0,440 (0,010)	0,794 (0,022)
Migracja	-	-	5,547 (0,132)	6,424 (0,208)
E8 _{ips}	-	-	-	1,246 (0,002)
<i>Poziom szkoły</i>				
Duże miasto ^a	-	9,734 (2,240)	7,131 (1,603)	7,774 (2,120)
Średnie miasto ^a	-	1,940 (0,146)	1,734 (0,108)	1,281 (0,083)
Małe miasto ^a	-	1,590 (0,104)	1,455 (0,076)	1,205 (0,066)
Niepubliczna SP	-	-	4,265 (0,237)	1,554 (0,102)
Wielkość SP	-	-	1,010 (0,001)	1,004 (0,001)
E8 _{mean}	-	-	-	1,299 (0,005)
<i>Poziom powiatu</i>				
Odsetek uczniów w LO w powiecie	-	-	1,042 (0,008)	1,029 (0,009)
<i>Stać</i>	0,016 (0,001)	0,011 (0,001)	0,001 (~0)	~0
Efekty losowe – var(cons)				
Powiat	1,066 (0,171)	1,788 (0,167)	1,373 (0,122)	1,987 (0,174)
Szkoła	1,040 (0,031)	1,154 (0,045)	0,820 (0,027)	0,618 (0,027)

a – grupa odniesienia: lokalizacja SP na wsi; b – grupa odniesienia: główny rocznik; c – oszacowania na 50% próbie.

W modelu pustym (bez predyktorów) oszacowano wariancje efektów losowych, które wyniosły 1,066 dla powiatów i 1,040 dla szkół. Wskazuje to na istotne zróżnicowanie szans uczniów na dostanie się do LO_TOP20 w zależności od lokalizacji ich szkoły podstawowej i uczenia się w danej placówce – nawet bez uwzględnienia zmiennych dodatkowych wyjaśniających. Potwierdza to trafność przyjętego modelu analizy.

Model brutto, w którym uwzględniono wyłącznie zmienną lokalizacji szkoły podstawowej, ujawnił silne zróżnicowanie szans uczniów dostania się do LO20 w zależności od lokalizacji SP. W porównaniu z uczniami ze szkół wiejskich (grupa odniesienia), szanse uczniów uczęszczających do szkół w dużych miastach były niemal dziesięciokrotnie wyższe ($OR = 9,73$, $SE = 2,24$). Również lokalizacje w średnich ($OR = 1,94$, $SE = 0,15$) i małych miastach ($OR = 1,59$, $SE = 0,10$) wiązały się z istotnie wyższymi szansami na trafenie do prestiżowego liceum, ale siła tych efektów jest wielokrotnie niższa. W interpretacji należy pamiętać, że oszacowania te zostały zrobione przy statystycznej kontroli powiatu, w którym zlokalizowana jest SP, i uczenia się w danej szkole.

Model kontrolny, uwzględniający dodatkowo zmienne indywidualne i systemowe (m.in. płeć, migrację między powiatami, wielkość szkoły, niepubliczność szkoły, dostępność LO w powiecie), pokazał, że efekt lokalizacji SP ulega częściowemu osłabieniu, ale pozostaje w stosunku do dużego miasta silny i statystycznie istotny. Istotne znaczenie wśród zmiennych kontrolnych miała migracja między powiatami ($OR = 5,55$, $SE = 0,13$), płeć (dziewczęta: $OR = 1,70$, $SE = 0,02$) i typ szkoły (niepubliczne SP: $OR = 4,27$, $SE = 0,24$).

W interpretacji ilorazów szans dla zmiennych ciągłych należy pamiętać, że wartość OR odnosi się do zmiany zmiennej wyjaśniającej o jedną jednostkę. W przypadku liczby uczniów w placówce oznacza to wzrost szansy o ok. 1% przy zwiększeniu liczebności szkoły o jednego ucznia. Przy wzroście o 10 uczniów efekt ten może wynieść już około 10%, co jest już znaczącym praktycznie wynikiem. Podobnie należy interpretować udział uczniów kontynuujących naukę w liceum ogólnokształcącym w powiecie. Wzrost tego wskaźnika o jeden punkt procentowy zwiększa szansę ucznia na znalezienie się w LO_TOP20 o około 4,2% lub 2,9%, w zależności od rocznika. Zmiana o 10 punktów procentowych przekłada się zatem na wyraźnie znaczący efekt.

Efekt powszechności nauki w LO w powiecie można interpretować jako odzwierciedlenie ogólnej kultury edukacyjnej regionu, i przede wszystkim jako wskaźnik dostępności szkół LO na danym obszarze. Utrzymujący się w modelu kontrolnym silny efekt lokalizacji szkoły podstawowej nie da się zatem wyjaśnić w pełni dostępnością liceów na danym obszarze.

Przejdźmy do kluczowego dla problemu badawczego modelu z wynikami E8. Zmienna „E8_mean” okazała się istotnym i silnym predyktorem dostania się do LO20 ($OR = 1,30$, $SE = 0,01$), co potwierdza, że jakość szkoły podstawowej (rozumiana jako średni wynik uczniów) ma istotne znaczenie w procesie selekcji do prestiżowych liceów. Ale trzeba brać pod uwagę fakt, że średnia E8 dla SP jest mocno skontaminowana z wynikiem na poziomie ucznia w wyniku tzw. efektu fantomowego (Angrist, 2014; Pokropek, 2015).

Zmienna „E8_ips” odzwierciedla indywidualne osiągnięcia na tle szkoły. Efekt był istotny: $OR = 1,25$, $SE = 0,002$. Wskazuje to, że mechanizmy selekcyjne w dużej mierze opierają się na wynikach egzaminacyjnych. Wzrost tej zmiennej o 1 punkt zwiększa szanse na dostanie się do LO_TOP_20 o około 25 %, natomiast wzrost o 15 punktów (czyli o jedno odchylenie standardowe) oznacza niemal 28-krotny wzrost szans, przy niezmiennych wartościach innych zmiennych w modelu.

Jeżeli selekcja do LO, w tym do LO20, miałaby charakter merytokratyczny, to po włączeniu do modelu wyjaśniającego wyników egzaminacyjnych efekt lokalizacji SP powinien spaść do zera lub radykalnie się osłabić. Okazało się, że efekt netto lokalizacji SP nawet po uwzględnieniu tych kluczowych predyktorów merytokratycznych, nie spada. Uczniowie z dużych miast mieli nadal ponad siedmiokrotnie wyższe szanse na dostanie się do LO TOP20 ($OR = 7,77$, $SE = 2,12$), a uczniowie ze średnich i małych miast – odpowiednio 1,28 ($SE = 0,08$) i 1,21 ($SE = 0,07$) razy wyższe szanse niż ich rówieśnicy ze szkół wiejskich. Można zatem stwierdzić, że w roku 2019 lokalizacja szkoły podstawowej była silnym predyktorem szans na podjęcie nauki w prestiżowym liceum.

Tabela 6 *Efekty stałe i losowe w modelu mieszanym regresji logistycznej: rok 2020*

Zmienna wyjaśniana: nauka w LO_TOP20	Model pusty	Model brutto	Model kontrolny	Model z osiągnięciami
Efekty stałe – odds ratio				
<i>Poziom indywidualny</i>				
Kobieta	-	-	1,683 (0,026)	1,502 (0,029)
Młodszy ^b	-	-	1,271 (0,023)	1,132 (0,026)
Starszy ^b	-	-	0,051 (0,008)	0,400 (0,079)
Dysleksja	-	-	0,492 (0,011)	0,905 (0,026)
Migracja	-	-	5,803 (0,149)	6,911 (0,233)
E8 _{ips}	-	-	-	1,192 (0,001)
<i>Poziom szkoły</i>				
Duże miasto ^a	-	10,581 (2,322)	8,904 (1,984)	9,693 (2,514)
Średnie miasto ^a	-	1,937 (0,122)	1,721 (0,110)	1,343 (0,087)
Małe miasto ^a	-	1,652 (0,090)	1,452 (0,079)	1,279 (0,070)
Niepubliczna SP	-	-	4,712 (0,264)	1,765 (0,114)
Wielkość SP	-	-	1,010 (0,008)	1,003 (0,001)
E8 _{mean}	-	-	-	1,227 (0,004)
<i>Poziom powiatu</i>				
Odsetek uczniów w LO w powiecie	-	-	1,046 (0,008)	1,028 (0,009)
<i>Stoła</i>	0,015 (0,001)	0,010 (0,001)	~0	~0
Efekty losowe – var(const)				
Powiat	2,201 (0,181)	1,785 (0,152)	1,390 (0,123)	1,850 (0,162)
Szkoła	1,087 (0,034)	1,083 (0,034)	0,830 (0,028)	0,565 (0,026)

a – grupa odniesienia: lokalizacja SP na wsi; b – grupa odniesienia: główny rocznik.

Dla danych z roku 2020 oszacowano analogiczne cztery modele. W modelu pustym efekty losowe wyniosły 2,201 dla powiatów oraz 1,087 dla szkół, co potwierdza istnienie znacznych różnic terytorialnych i instytucjonalnych w szansach edukacyjnych.

Model brutto potwierdził bardzo wysokie wartości wskaźnika ilorazu szans dla dużych miast (OR = 10,58, SE = 2,32), a także istotne różnice dla szkół w miastach średnich (OR = 1,94, SE = 0,12) i małych (OR = 1,65, SE = 0,09) w porównaniu do lokalizacji wiejskiej. Model kontrolny przeniósł zbliżone wyniki jak dla danych z 2019 roku. W modelu z osiągnięciami, po uwzględnieniu E8_{ips} i E8_{mean}, uczniowie z dużych miast nadal mieli blisko dziesięciokrotnie większe szanse na rekrutację do najlepszych liceów niż uczniowie z obszarów wiejskich (OR = 9,69, SE = 2,51).

Poniższe analizy regresji logistycznej z efektami mieszanymi zostały przeprowadzone dla danych z 2021 roku.

Tabela 7 Efekty stałe i losowe w modelu mieszanym regresji logistycznej: rok 2021

Zmienna wyjaśniana: nauka w LO_TOP20	Model pusty	Model brutto _c	Model kontrolny	Model z osiągnięciami
Efekty stałe– odds ratio				
<i>Poziom indywidualny</i>				
Kobieta	-	-	1,735 (0,025)	1,450 (0,026)
Młodszy ^b	-	-	1,183 (0,021)	1,100 (0,024)
Starszy ^b	-	-	0,050 (0,009)	0,408 (0,094)
Dysleksja	-	-	0,491 (0,010)	0,871 (0,024)
Migracja	-	-	4,992 (0,118)	6,048 (0,190)
E8 _{ips}	-	-	-	1,185 (0,001)
<i>Poziom szkoły</i>				
Duże miasto ^a	-	10,870 (2,307)	8,539 (1,783)	10,469(2,590)
Średnie miasto ^a	-	1,940 (0,146)	1,462 (0,086)	1,109 (0,067)
Małe miasto ^a	-	1,590 (0,104)	1,318 (0,066)	1,222 (0,063)
Niepubliczna SP	-	-	4,233 (0,218)	1,643 (0,096)
Wielkość SP	-	-	1,010 (0,007)	1,003 (0,001)
E8 _{mean}	-	-	-	1,225 (0,003)
<i>Poziom powiatu</i>				
Odsetek uczniów w LO w powiecie	-	-	1,042 (0,007)	1,025 (0,009)
<i>Stała</i>	0,017 (0,001)	0,011 (0,001)	0,001 (~0)	~0
Efekty losowe – var(cons)				
Powiat	2,049 (0,168)	1,588 (0,135)	1,213 (0,107)	1,664 (0,145)
Szkoła	0,952 (0,030)	0,953 (0,030)	0,726 (0,025)	0,495 (0,024)

a – grupa odniesienia: lokalizacja SP na wsi; b – grupa odniesienia: główny rocznik.

W roku 2021 model pusty wykazał nieco niższą wariancję między powiatami ($var = 2,05$) i szkołami ($var = 0,95$) niż w poprzednim roku, ale nadal wskazującą na istotne zróżnicowanie przestrzenne.

Model brutto pokazał, że uczniowie z dużych miast, tak jak w poprzednich rocznikach, mieli aż dziesięciokrotnie większe szanse na naukę w LO TOP20 w porównaniu do uczniów ze szkół wiejskich.

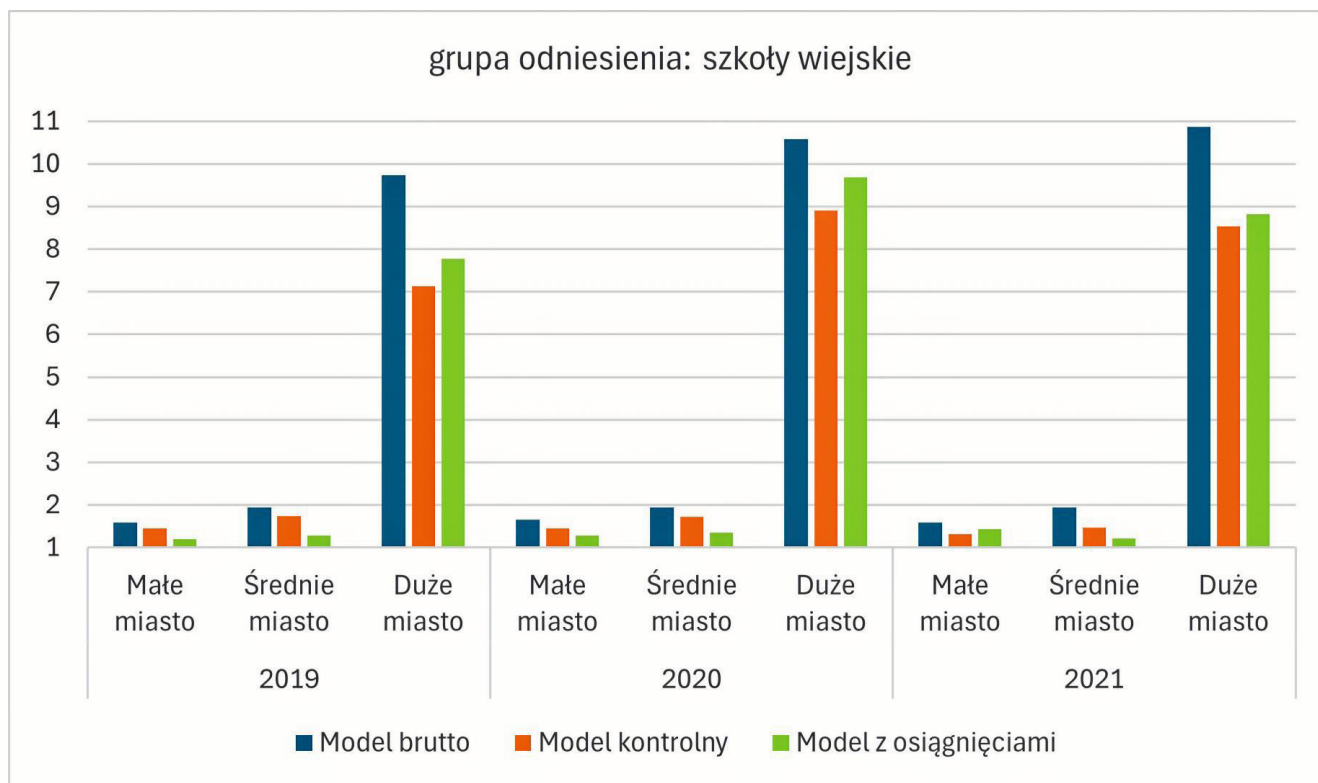
W kluczowym modelu z predyktorami merytorycznymi lokalizacja w dużym mieście przekładała się na dziesięciokrotnie wyższe szanse na LO_TOP20 ($OR = 10,47$, $SE = 2,59$). Efekt średnich i małych miast, choć słabszy, pozostał istotny ($OR = 1,11$ i $1,22$).

Rok 2021 potwierdził trwałość i siłę efektu przestrzennego. Uczniowie ze szkół zlokalizowanych w dużych miastach, przy porównywalnych wynikach egzaminacyjnych, mieli dziesięciokrotnie wyższe szanse na naukę w prestiżowym LO. Oznacza to, że mechanizmy selekcyjne silnie premiuja nie tylko osiągnięcia, ale także miejsce nauki i związane z nim kapitały społeczne i organizacyjne.

11. PODSUMOWANIE WYNIKÓW

Poniższy wykres pokazuje zebrane wyniki analiz regresji logistycznej oszacowań efektu lokalizacji na szanse dostania się do LO20. Na osi pionowej ilorazy szans w stosunku do grupy referencyjnej: szkoły wiejskie.

Rysunek 1 *Efekty lokalizacji szkoły podstawowej: ilorazy szans z uczniami SP zlokalizowanymi na wsi (wizualizacja wyników z tabel)*



Analizy trzech roczników potwierdziły, że lokalizacja szkoły podstawowej ma silny i niezależny od innych czynników, w tym wyników egzaminacyjnych, wpływ na szanse uczniów na kontynuację nauki w najbardziej prestiżowych liceach. Nawet po uwzględnieniu osiągnięć egzaminacyjnych, płci, migracji między powiatami przy przechodzeniu do szkoły średniej, niepubliczności szkoły podstawowej i dostępności liceów w powiecie, uczniowie z dużych miast mają 7–10 razy większe szanse na edukację w LO TOP20 niż uczniowie ze szkół wiejskich. Efekt ten utrzymuje się niezależnie od rocznika, co wskazuje na jego strukturalny charakter. Ważne jest dostrzeżenie, że dysparytet ten dotyczy w podobnym stopniu uczniów-absolwentów szkół podstawowych w małym i średnim mieście. Można zaryzykować tezę, że dotyczy on generalnie peryferyjnej lokalizacji szkoły.

Dla wiarygodności uzyskanych wyników ważne jest, że analizy przeprowadzone zostały na danych populacyjnych oraz z zastosowaniem trójpoziomowej regresji logistycznej, co pozwoliło na oddzielenie efektów na poziomie indywidualnym, szkolnym i powiatowym.

Otrzymane wyniki są zgodne z wynikami badań międzynarodowych dotyczących selekcji przestrzennej, ale również potwierdziły ustalenia polskich badań, które wskazują na niewidzialne bariery dostępu, nierówną dystrybucję kapitału społecznego i ograniczenia organizacyjne (Herbst & Wojciuk, 2014; Kaniowski & Pyłacz, 2025). Wyniki te dowodzą znaczenia „cichych barier” w dostępie do elitarnych ścieżek edukacyjnych, opisywanych przez Lareau et al. (2016) i Bukowskiego, Sawulskiego & Brzezińskiego (2024).

Z perspektywy polityki edukacyjnej oznacza to konieczność przeciwdziałania przestrzennej koncentracji szans edukacyjnych – zarówno poprzez poprawę jakości edukacji w szkołach poza dużymi miastami, jak i wzmocnienie infrastruktury informacyjnej i transportowej. W przeciwnym razie selekcyjna logika systemu będzie nadal premiować miejsce zamieszkania kosztem potencjału ucznia. Z perspektywy ekonomicznej oznacza to marnowanie kapitału ludzkiego i ograniczenie innowacyjności w gospodarce i życiu społecznym.

12. DYSKUSJA

Wyniki analiz potwierdziły, że sama lokalizacja szkoły stanowi istotny czynnik reprodukcji nierówności edukacyjnych w Polsce. Umieszczenie szkoły podstawowej na wsi i w mniejszych miastach istotnie ogranicza szanse uczniów na kontynuację nauki w prestiżowych liceach, nawet przy porównywalnych wynikach egzaminacyjnych i kontroli innych czynników indywidualnych, szkolnych i systemowych. Podobne zjawiska zaobserwowano w literaturze przedmiotu, gdzie wskazuje się na ograniczoną mobilność edukacyjną uczniów z peryferii oraz ich trudności w dostępie do elitarnych instytucji. Zjawisko to wskazuje, że formalnie merytokratyczny system rekrutacji jest współkształtowany przez samo miejsce urodzenia i szerzej przez status przypisany (Bukowski et al., 2024).

Mechanizmy te można interpretować jako współczesną formę „segregacji przestrzenno-społecznej” (Dolata, 2008; Boterman et al., 2019). Obserwowany od lat wzorec *rural disadvantage – urban advantage* (Williams, 2005) utrzymuje się mimo ogólnego wzrostu poziomu wykształcenia społeczeństwa. Uczniowie z terenów wiejskich, nawet przy wysokim potencjale edukacyjnym, częściej wybierają szkoły bliższe geograficznie, o niższym prestiżu, co potwierdza hipotezę o autoselekcji przestrzennej (Dziemianowicz-Bąk et al., 2015). Ograniczenia transportowe (Komornicki, 2024) i brak wzorców aspiracyjnych (Bukowski et al., 2024) dodatkowo zawężają horyzont możliwości, co prowadzi do reprodukcji nierówności w cyklu między-pokoleniowym.

Zjawisko to wpisuje się w szersze tendencje obserwowane w krajach postsocjalistycznych, gdzie decentralizacja i quasi-rynkowe mechanizmy edukacyjne (Musset, 2012; Fontdevila & Zancajo, 2025) prowadzą do różnic w jakości i dostępności szkół. W Polsce przestrzenna struktura szans edukacyjnych niepokojąco pokrywa się z mapą społeczno-ekonomiczną, co czyni z przestrzeni nie tylko kontekst, lecz także samodzielny wymiar nierówności. W efekcie merytokracja szkolna okazuje się „warunkowa” – dostępna głównie w środowiskach o wysokim kapitale społecznym i komunikacyjnym (Lareau et al., 2016).

13. OGRANICZENIA BADANIA

Analiza ma charakter przekrojowo-panelowy, oparty na danych administracyjnych dotyczących lat 2019–2021. Ograniczeniem jest brak pełnych informacji o indywidualnych motywacjach i decyzjach uczniów, które mogłyby wyjaśnić mechanizmy auto selekcji na progach szkolnych. Z uwagi na brak dostępnych danych nie uwzględniono kontekstów rodzinnych (np. aspiracji rodziców, zasobów kulturowych), które mogłyby wpływać na decyzje edukacyjne.

Badanie koncentruje się na pierwszym progu selekcyjnym — przejściu ze szkoły podstawowej do szkoły średniej — nie obejmując dalszych etapów ścieżki edukacyjnej, takich jak wyniki maturalne czy wybory uczelni. Niestety polskie bazy danych edukacyjnych, choć potencjalnie są „łączliwe”, to dostęp do nich jest bardzo trudny. Nadziejemy, że realizowane w Polsce projekty śledzenia losów edukacyjnych i funkcjonowania na rynku pracy².

Ważnym ograniczeniem analiz jest słabość kluczowej zmiennej – lokalizacja szkoły – oraz brak danych o szkolnych ocenach. Zastosowane cztery kategorie nie oddają w pełni zróżnicowania środowisk związanych z lokalizacją. Szczególnie kategoria „wieś” i „duże miasto” wymagają uszczegółowienia. Ponadto analiza nie uwzględnia specyfiki regionalnej, co ogranicza możliwość interpretacji lokalnych mechanizmów selekcji. Ze względu na brak danych o sieciach transportowych w ujęciu mikoprzestrzennym, nie można precyzyjnie ocenić wpływu wykluczenia komunikacyjnego na wybory edukacyjne.

W końcu, również brak ocen szkolnych, branych pod uwagę w algorytmie rekrutacji do szkół średnich, obniża pewność szacunków. Wagę tego ograniczenia zmniejszają wyniki analiz związku ocen szkolnych z wynikami zobiektywizowanych pomiarów oraz korelacji lokalizacji szkoły z rozkładem ocen. I tak np. prace zespołu IBE (Świst & Skórska, 2016) wskazują, że moc predykcyjna ocen szkolnych w kontekście wyników egzaminacyjnych jest bardzo wysoka. Niestety badań dotyczących związku lokalizacji szkoły z rozkładem ocen szkolnych jest niewiele. Starsza analiza Instytutu Spraw Publicznych (Zmiany w systemie oświaty, 2002) wykazuje, że średnie ocen w szkołach wiejskich i miejskich są bardzo zbliżone, trochę świeższe badania (Kutajczyk & Przychodzeń, 2010) dowodzą, że różnice w ocenach miasto-wieś są mniejsze niż różnice egzaminacyjne.

14. IMPLIKACJE DLA POLITYKI EDUKACYJNEJ

Bariery w dostępie do prestiżowych liceów odgrywających kluczową rolę w indywidualnych ścieżkach edukacyjnych i zawodowych młodych ludzi, stanowią jednocześnie jeden z głównych progów selekcyjnych w polskim systemie edukacyjnym. Uczniowie z obszarów wiejskich i mniejszych miast mają znacząco niższą szansę wejścia na tę ścieżkę.

Wyniki badań wskazują na konieczność włączenia czynnika przestrzennego do projektowania polityki równości szans w edukacji. Po pierwsze, polityka oświatowa powinna wspierać bardziej wyrównaną przestrzenną alokację szkół wysoce selekcyjnych

² Rozwój systemu monitoringu karier absolwentów i absolwentek szkół ponadpodstawowych (Nr projektu: FERS.01.04-IP.05-0013/23).

– nie tylko poprzez standardy programowe, ale także poprzez inwestycje w infrastrukturę, systemy stypendialne, dojazdy i zasoby kadrowe. Nie tylko różnice między „grubymi” kategoriami lokalizacji szkół mają tu znaczenie. Mimo uwzględnienia w modelu tak bogatego zestawu czynników, w dalszym ciągu zaobserwowano istotne zróżnicowanie szans w dostaniu się do prestiżowych liceów między powiatami.

Należy rozwijać instrumenty kompensacji przestrzennej – czyli systemy stypendialne, internaty i wsparcie transportowe dla uczniów z peryferyjnych gmin, którzy aspirują do nauki w liceach o wysokim prestiżu. Jak pokazują badania OECD (2018) i Bukowskiego et al. (2024), sama wolność wyboru szkoły nie wystarcza, jeśli możliwości mobilności edukacyjnej są zróżnicowane przestrzennie.

Pamiętać należy jednak, że istnieją przeszkody nie podlegające kontroli. Dzieci ze wsi i małych miast wybierając dobrą szkołę średnią muszą rozstać się z rodziną. Dla wielu z nich wyjazd z domu, rezygnacja z poczucia bezpieczeństwa, stanowi barierę nie do przekroczenia. Tego problemu nie muszą pokonywać dzieci z miast, gdzie usytuowane są zwykle prestiżowe szkoły.

BIBLIOGRAFIA

Ajayi, K. F. (2024). School Choice and Educational Mobility: Lessons from Secondary School Applications in Ghana. *Journal of Human Resources*, 59(4), 1207-1243. <https://doi.org/10.3368/jhr.0417-8714r2>

Angrist, J. D. (2014). The perils of peer effects. *Labour Economics*, 30, 98-108. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2014.05.008>

Antonowicz, D., Wasielewski, K., & Domalewski, J. (2022). The impact of system contraction on the rural youth access to higher education in Poland. *Tertiary Education and Management*, 28(3), 209-222. <https://doi.org/10.1007/s11233-022-09095-7>

Atkinson, J. W. (1964). *An Introduction to Motivation*. Van Nostrand.

Ben Ayed, C. (2015). *La mixité sociale à l'école: Tensions, enjeux, perspectives*. Armand Colin.

Borowicz, R. (1988). *Równość i sprawiedliwość społeczna*. PWN.

Boski, P. (1980). Potrzeba osiągnięć jako psychologiczny czynnik rozwoju społeczno-ekonomicznego. W J. Reykowski (Red.), *Osobowość a społeczne zachowanie się ludzi* (s. 27-103). Książka i Wiedza.

Boterman, W., Musterd, S., Pacchi, C., & Ranci, C. (2019). School segregation in contemporary cities: Socio-spatial dynamics, institutional context and urban outcomes. *Urban Studies*, 56(15), 3055-3073. <https://doi.org/10.1177/0042098019868377>

Bourdieu, P., & Passeron, J.-C. (1990). *Reproduction in Education, Society and Culture* (R. Nice, Tłum.; 2. wyd.). Sage.

Bryk, A. S., & Raudenbush, S. W. (1992). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. (s. xvi, 265). Sage Publications, Inc.

Bueker, C. S. (2022). 'You're in the basement of this grand house...': habitus reformation and elite cultural capital acquisition among women of color. *Race Ethnicity and Education*, 25(3), 389-408. <https://doi.org/10.1080/13613324.2019.1599345>

Bukowski, P., Sawulski, J., & Brzezinski, M. (2024). *Nierówności po polsku. Dlaczego trzeba się nimi zająć, jeśli chcemy dobrej przyszłości nad Wisłą*. Krytyka Literacka.

Burgess, S., Greaves, E., Vignoles, A., & Wilson, D. (2011). Parental choice of primary school in England: What types of school do different types of family really have available to them? *Policy Studies*, 32(5), 531-547. <https://doi.org/10.1080/01442872.2011.601215>

Chen, L., & Sebastián Pereyra, J. (2019). Self-selection in school choice. *Games and Economic Behavior*, 117, 59-81. <https://doi.org/10.1016/j.geb.2019.06.004>

Coleman, J. S., Campbell, E., Hobson, C., McPartland, J., Mood, A., Weinfield, F., & York, R. (1966). *Equality of Educational Opportunity* (Nr OE-36001 / Report Number ED-012275). U.S. Department of Health, Education, and Welfare, National Center for Educational Statistics. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED012275.pdf>

- Cordini, M. (2019). School segregation: Institutional rules, spatial constraints and households' agency. *International Review of Sociology*, 29(2), 279–296. <https://doi.org/10.1080/03906701.2019.1641276>
- Davis, K., & Moore, W. E. (1945). Some Principles of Stratification. *American Sociological Review*, 10(2), 242–249. <https://doi.org/10.2307/2085643>
- Dolata, R. (2008). *Szkoła – segregacje – nierówności*. Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego. <https://doi.org/10.31338/uw.9788323518143>
- Domalewski, J. (2008). Drogi szkolne młodzieży miejskiej i wiejskiej- uwarunkowania i konsekwencje. *Rocznik lubuski*, 34(1).
- Dziemianowicz-Bąk, A., Dzierzgowski, J., & Wojciuk, A. (2015). *Autoselekcja na progu gimnazjum – działania rodziców w kontekście działań szkół i polityki samorządu*. Instytut Badań Edukacyjnych.
- Falski, M. (1974). Fragmenty prac z zakresu oświaty 1900–1944. *Studia Pedagogiczne*, XXXI.
- Feldman, J., & Wallace, J. (2021). Costs and benefits: Scholarship students' reflective accounts of attending an elite secondary school. *International Journal of Educational Research*, 107, 101748. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2021.101748>
- Fontdevila, C., & Zancajo, A. (2025). Examining pro-equity redesigns of educational quasi-markets: A mechanism-based approach to their effects. *Journal of Educational Administration and History*, 1–20. <https://doi.org/10.1080/00220620.2025.2538455>
- Galor, O. (2011). *Unified Growth Theory*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctvc4m4h7m>
- Geske, A., Kisełova, R., & Pole, O. (2023). School Socioeconomic Segregation in Baltic Sea Countries. *Human, Technologies and Quality of Education*, 198–209. <https://doi.org/10.22364/htqe.2023.14>
- Gutiérrez, G., Jerrim, J., & Torres, R. (2020). School Segregation Across the World: Has Any Progress Been Made in Reducing the Separation of the Rich from the Poor? *The Journal of Economic Inequality*, 18(2), 157–179. <https://doi.org/10.1007/s10888-019-09437-3>
- Guul, T. S., Hvidman, U., & Sievertsen, H. H. (2021). Quasi-Market Competition in Public Service Provision: User Sorting and Cream-Skimming. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 31(4), 740–755. <https://doi.org/10.1093/jopart/muab002>
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2020). *The Economic Impacts of Learning Losses* (Nr 225; OECD Education Working Papers). OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/21908d74-en>
- Hastings, J. S., & Weinstein, J. M. (2008). Information, School Choice, and Academic Achievement: Evidence from Two Experiments*. *Quarterly Journal of Economics*, 123(4), 1373–1414. <https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.4.1373>
- Herbst, M., & Rok, J. (2014). Equity in an Educational Boom: Lessons from the Expansion and Marketisation of Tertiary Schooling in Poland. *European Journal of Education*, 49(3), 435–450. <https://doi.org/10.1111/ejed.12068>
- Herbst, M., Sobotka, A., & Wójcik, P. (2020). *Zmiany struktury i jakości kształcenia w gimnazjach w Polsce w świetle danych administracyjnych*. Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych. https://wne.uw.edu.pl/files/3015/9025/6107/Herbst_Sobotka_Wojcik_2020.pdf
- Jamrożek, W. (2020). Edukacja i myśl pedagogiczna w Drugiej Rzeczypospolitej. W stuletnią rocznicę odzyskania niepodległości. *Nauki o Wychowaniu. Studia Interdyscyplinarne*, 2(11).
- Jenkins, S. P., Micklewright, J., & Schnepf, S. V. (2008). Social segregation in secondary schools: How does England compare with other countries? *Oxford Review of Education*, 34(1), 21–37. <https://doi.org/10.1080/03054980701542039>

- Kaniowski, M., & Pyplacz, P. (2025). Transport Infrastructure and Mobility Exclusion in Urban and Suburban Areas: The Case of Poland. *System Safety: Human - Technical Facility - Environment*, 7(1), 63-78. <https://doi.org/10.2478/czo-to-2025-0007>
- Kohlberg, L. (1981). *The Philosophy of Moral Development: Moral Stages and the Idea of Justice* (T. 1). Harper & Row.
- Komornicki, T. (2024). *Wykluczenie transportowe dzieci i młodzieży w Polsce. Raport z badań*. Stowarzyszenie Polski Komitet Narodowy UNICEF.
- Kozakiewicz, M., Kwieciński, Z., & Winclawski, W. (1973). *Raport o dostępie młodzieży wiejskiej do kształcenia na różnych szczeblach szkolnictwa*.
- Kutajczyk, K., & Przychodzeń, W. (2010). Czy wewnątrzszkolne oceny zaangażowania i osiągnięć gimnazjalistów odzwierciedlają wyniki egzaminu i efektywność nauczania? W A. Murawska & K. Kruszewski (Red.), *Różnorodność – motywacja – osiągnięcia. XVI Konferencja Diagnostyki Edukacyjnej* (s. 316–324). Polskie Towarzystwo Diagnostyki Edukacyjnej.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Kwieciński, Z. (1970). *Przyczyny trudności w funkcjonowaniu szkoły we wsi peryferyjnej*. <https://repozytorium.amu.edu.pl/server/api/core/bitstreams/cb095255-6535-44ed-b957-9f112d914740/content>
- Kwieciński, Z. (1980). *Drogi szkolne młodzieży a środowisko*. WSiP.
- Lai, G., Wong, O., & Feng, X. (2015). Family, School, and Access to Social Capital Among High School Students in Urban Nanjing. *American Behavioral Scientist*, 59(8), 946-960. <https://doi.org/10.1177/0002764215580589>
- Lamsal, H. (2024). Critical Pedagogy in Addressing Social Inequality and Promoting Social Justice in Education. *Advances*, 5(3), 77-83. <https://doi.org/10.11648/j.advances.20240503.12>
- Lareau, A., Adia Evans, S., & Yee, A. (2016). The Rules of the Game and the Uncertain Transmission of Advantage: Middle-class Parents' Search for an Urban Kindergarten. *Sociology of Education*, 89(4), 279-299. <https://doi.org/10.1177/0038040716669568>
- Lazega, E., & Snijders, T. A. B. (Red.). (2016). *Multilevel network analysis for the social sciences: Theory, methods and applications*. Springer.
- Monitoring rozwoju obszarów wiejskich. Etap IV. Synteza*. (2023). Fundacja Europejski Fundusz Rozwoju Wsi Polskiej, Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa PAN. <https://doi.org/10.53098/9788389900708MROWIVs>
- Musset, P. (2012). *School Choice and Equity: Current Policies in OECD Countries and a Literature Review* (Nr OECD Education Working Papers, No. 66). OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/5k9fq23507vc-en>
- Nozick, R. (1974). *Anarchy, State, and Utopia*. Basic Books.
- OECD. (2018). *Equity in Education: Breaking Down Barriers to Social Mobility*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264073234-en>
- Piowowski, R. (2000). *Szkoły na wsi – edukacyjne wyzwanie*. Instytut Badań Edukacyjnych.
- Piowowski, R. (2019). Koncepcje i dorobek Mariana Falskiego nadal są przydatne. *Polska Myśl Pedagogiczna*, 5, 209-223. <https://doi.org/10.4467/24504564PMP.19.011.11106>
- Pokropek, A. (2015). Phantom Effects in Multilevel Compositional Analysis: Problems and Solutions. *Sociological Methods & Research*, 44(4), 677-705. <https://doi.org/10.1177/0049124114553801>
- Radlińska, H. (1935). *Pedagogika społeczna*. Instytut Społeczny.

Rawls, J. (1971). *A Theory of Justice*. Harvard University Press.

Rawls, J. (1994). *A Theory of Justice: Revised Edition*. Harvard University Press.

Sampson, R. J., Morenoff, J. D., & Gannon-Rowley, T. (2002). Assessing “Neighborhood Effects”: Social Processes and New Directions in Research. *Annual Review of Sociology*, 28(1), 443–478. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.28.110601.141114>

Sorokin, P. A. (1959). *Social and Cultural Mobility*. Free Press.

Szczecina, K., & Ziółko, M. (2023). The Impact of Transport Exclusion on the Socioeconomic Development of the Nowosądecki District. *Journal of Public Governance*, 63(1), 8–22. <https://doi.org/10.15678/pg.2023.63.1.1>

Świst, K., & Skórska, P. (2016). Trafność prognostyczna wskaźników osiągnięć gimnazjalnych względem wyników maturalnych dziewcząt i chłopców. *Edukacja*, 4(139), 86–104.

Williams, J. H. (2005). Cross-national variations in rural mathematics achievement: A descriptive overview. *Journal of Research in Rural Education*, 20(5). <http://jrre.psu.edu/articles/20-5.pdf>

Zmiany w systemie oświaty: Wyniki badań empirycznych. (2002). ISP.