

Mikołaj Herbst

ZRÓŻNICOWANIE JAKOŚCI KAPITAŁU LUDZKIEGO W POLSCE. OD CZEGO ZALEŻĄ WYNIKI EDUKACYJNE?

Teoria i badania empiryczne wiążą zróżnicowanie wyników szkolnych z dwoma głównymi czynnikami: edukacją rodzinną (dziedziczeniem kapitału ludzkiego) oraz jakością szkół. Zaproponowany w niniejszym artykule model ma służyć weryfikacji znaczenia tych czynników dla terytorialnego zróżnicowania jakości edukacyjnej w Polsce.

Zmienną zależną modelu są wyniki zewnętrznie ocenianego testu umiejętności w szkołach podstawowych w 2002 roku uśrednione na poziomie gminy. Okazują się one silnie uzależnione od zasobów kapitału ludzkiego w dorosłej populacji gminy, co wskazuje na kluczową rolę edukacji rodzinnej w kształtowaniu wyników edukacyjnych. Rola zasobów szkolnych, w rozumieniu nakładów ponoszonych na edukację, jest natomiast niewielka.

Przeciętne wyniki testu różnią się istotnie między historycznymi regionami Polski. Nieoczekiwanie Wielkopolska, Pomorze i tzw. ziemie odzyskane osiągają wyraźnie niższą jakość edukacji niż dawna Kongresówka czy Galicja. Różnice te mogą być tylko częściowo wyjaśnione przez dodatkowy czynnik środowiskowy, związany z silnym upaństwowieniem gospodarki przed 1990 rokiem (m.in. PGR) i obserwowanym dziś wysokim bezrobociem strukturalnym. Co ciekawe, odmienność dzielnic historycznych dotyczy nie tylko przeciętnego poziomu wyników szkolnych, ale także parametrów funkcji determinacji tych wyników. Przynależność historyczna ma istotny wpływ na elastyczność efektów kształcenia względem poszczególnych czynników wyjaśniających.

Wcześniejsze badania wykazały znaczącą korelację między osiągnięciami szkolnymi i produktywnością pracy (Bishop 1992) oraz, na poziomie makroekonomicznym, między wynikami międzynarodowych testów umiejętności i poziomem rozwoju gospodarczego (Bishop 1989; Hanushek, Kim 1995; Barro 1998).

Te obserwacje wskazują, że nie tylko „ilość”, ale także jakość edukacji powinna być brana pod uwagę przy ocenie zasobów kapitału ludzkiego danej zbiorowości. Na przykład Hanushek i Kim (1995) szacują, na podstawie badań panelowych 100 krajów, że zmiana wyniku standaryzowanego testu umiejętności o jedno odchylenie standardowe przekłada się na zmianę rocznej stopy wzrostu gospodarczego o jeden punkt procentowy. Jest to efekt znacznie silniejszy niż spowodowany przez podobną zmianę (jedno odchylenie standardowe) w przeciętnej liczbie lat edukacji, będącej typową miarą zasobów kapitału ludzkiego.

Należy zatem sądzić, że poznanie czynników determinujących jakość edukacji w układzie terytorialnym może mieć duże znaczenie dla opracowania efektywnej, prorozwojowej polityki w słabiej rozwiniętych regionach.

Niniejszy artykuł wykorzystuje wyniki pierwszych zewnętrznie ocenianych testów umiejętności przeprowadzonych w polskich szkołach podstawowych w 2002 r. Opiera się na modelu regresji wyjaśniającym zróżnicowanie wyników między gminami za pomocą szeregu zmiennych niezależnych. Specyfikacja jest oparta na modelu jakości edukacyjnej (*educational quality*) Lee i Barro (1997), jednak ich podejście zostało poszerzone o dodatkowe czynniki wyjaśniające i zastosowane do badania zróżnicowania lokalnego (między gminami), a nie międzynarodowego. Celem badania jest wyjaśnienie następujących kwestii:

- Do jakiego stopnia wyniki edukacyjne zależą od edukacji rodzinnej, czyli od lokalnych zasobów kapitału ludzkiego zakumulowanych w pokoleniu rodziców?
- Jak dalece jakość kształcenia wynika z jakości szkół?
- Czy jakość edukacji jest zróżnicowana regionalnie?
- Jaką rolę odgrywają uwarunkowania ekonomiczne?

Konstrukcja modelu

Według Lee i Barro (1997) ogólna forma modelu wyjaśniającego jakość edukacyjną wygląda następująco:

$$Q = Q(f, r)$$

gdzie f i r odnoszą się odpowiednio do rodzinnego kapitału ludzkiego oraz poziomu zasobów szkolnych. Model ten był przez autorów stosowany do wyjaśnienia zróżnicowania przeciętnych wyników edukacyjnych między krajami. W niniejszym artykule posłuży on do badania średnich wyników szkolnych na poziomie polskich gmin. W porównaniu z wersją oryginalną model zostanie także poszerzony do następującej postaci:

$$Q_l = g(f_l, r_l, s_l, p_l) + \varepsilon_l$$

gdzie: Q_l oznacza przeciętny wynik egzaminu szóstoklasistów w 2002 r. w gminie l , f_l – zasoby kapitału ludzkiego w pokoleniu rodziców, r_l – jakość lokalnych szkół mierzona poziomem zasobów szkolnych, s_l – jakość szkoły mierzona „wartością dodaną” przez lokalny system szkolny, p_l – położenie gminy (czynnik regionalny).

Jakość edukacyjna Q jest mierzona przeciętnym wynikiem testu kończącego szkołę podstawową w roku szkolnym 2001/2002. Średnia arytmetyczna obejmuje wyniki wszystkich uczniów szkół znajdujących się na terenie gminy l .

Zmienne operacjonalizujące wszystkie czynniki wyjaśniające modelu są przedstawione w tab. 1. Jedna z nich wymaga dodatkowego wyjaśnienia. W większości opracowań z dziedziny ekonomii edukacji jakość szkolnictwa

jest sprowadzona do dostępności zasobów szkolnych i mierzona wydatkami na edukację w przeliczeniu na jednego ucznia, współczynnikami uczniowie/nauczyciele, przeciętną wielkością klasy w szkole lub kwalifikacjami i wynagrodzeniem nauczycieli (por. Wilson 2002; Lee, Barro 1997). Miary te są dalece niewystarczające, gdyż pomijają to, co intuicyjnie nazywamy „wartością dodaną” przez szkołę, a co jest związane ze zdolnościami i zaangażowaniem nauczycieli, własną polityką edukacyjną szkoły, osobowością dyrektora itd. Szczególnie w polskich warunkach, gdy statystyki dotyczące wydatków publicznych na edukację oraz formalnego wykształcenia i wynagrodzenia nauczycieli wynikają bardziej z rozwiązań systemowych niż rzeczywistego zróżnicowania polityki lokalnych władz lub kwalifikacji pracowników, skoncentrowanie się na poziomie zasobów szkolnych jako jedynym mierniku jakości szkoły wydaje się niewskazane.

Literatura pedagogiczna dowodzi, że różne umiejętności uczniów w różnym stopniu zależą od pracy szkoły. Na przykład, jak podkreśla Popham (1999), osiągnięcia w matematyce i naukach ścisłych są silnie uwarunkowane jakością szkoły. Niewielu rodziców uczy swoje dzieci algebry lub dowodzenia twierdzeń. Tymczasem ogólna wiedza humanistyczna dziecka, a także umiejętność pisania i czytania, są w dużym stopniu wyniesione z domu rodzinnego i najbliższego środowiska. Skoro tak, to prosty miernik „wartości dodanej” szkół w danej gminie może być skonstruowany jako iloraz standaryzowanego przeciętnego wyniku testu matematyczno-przyrodniczego i standaryzowanego średniego wyniku humanistycznej części egzaminu:

$$S_{VA} = \frac{Q_{ml}/\bar{Q}_{ml}}{Q_{hl}/\bar{Q}_{hl}}$$

Z oczywistych względów nie możemy użyć danych pochodzących z tych samych testów szkolnych jednocześnie jako zmiennej zależnej i niezależnej. Zmienną wyjaśnianą są przeciętne wyniki egzaminu końcowego w szkołach podstawowych w danej gminie. Dlatego przy obliczaniu miernika wartości dodanej posłużymy się wynikami równolegle przeprowadzanego egzaminu w gimnazjach, zakładając przy tym, że jakość pracy szkoły jest cechą lokalnego systemu szkolnego, tzn. tam gdzie są lepsze gimnazja, prawdopodobnie lepsze są również szkoły podstawowe.

W tabeli 1, obok czynników wykazanych wcześniej w ramach ogólnej koncepcji modelu, występuje także dodatkowy czynnik środowiskowy. Jego uwzględnienie wynika ze wstępnych obserwacji dotyczących rozkładu terytorialnego wyników edukacyjnych w Polsce (por. Herczyński, Herbst 2002; Herbst 2004). Znaczenie tego czynnika i zmiennych mu odpowiadających będzie wyjaśnione w dalszej części artykułu.

Tab. 1. Zmienne wykorzystane w modelu

Czynnik	Zmienna
Zmienna zależna	Przeciętny wynik testu szóstoklasistów
Czynnik rodzinny	Przeciętne wykształcenie (liczba lat edukacji) w dorosłej populacji (1988)
Jakość szkoły	Wydatki gminy na edukację w przeliczeniu na 1 ucznia Miernik wartości dodanej szkół
Położenie gminy	Zmienne nominalne określające przynależność do historycznych regionów Stopa bezrobocia w grudniu 2001 r.
Dodatkowy czynnik środowiskowy	Udział gruntów rolnych będących własnością kolektywną (dawne PGR, spółdzielnie i kółka rolnicze) w ogólnej powierzchni gminy w 1992 r.

Równanie modelu jakości edukacyjnej przybiera następującą liniową formę:

$$Q_l = \beta_0 + \beta_1 V_{1l} + \beta_2 V_{2l} + \beta_3 V_{3l} + \beta_4 V_{4l} + \gamma_l \quad (1)$$

gdzie Q_l oznacza przeciętne wyniki testu w gminie l , $\beta_i V_{il}$ oznacza parametr równania pomnożony przez wartość zmiennej reprezentującej czynnik $i = 1$ do 4, a γ_l jest składnikiem losowym (reszta) równania.

Wyniki wstępnych badań (por. Herczyński, Herbst 2002) wykazały, że mimo intensywnych szkoleń dla egzaminatorów, prowadzonych przez Centralną Komisję Egzaminacyjną, pojawiły się znaczące różnice w sposobie oceniania (punktowania) testów szkolnych między Okręgowymi Komisjami Egzaminacyjnymi. Zjawisko to, oprócz oczywistych negatywnych skutków dla uczniów i samej idei zewnętrznych egzaminów, może mieć niekorzystny wpływ także na jakość niniejszego badania, poprzez uwypuklenie lub zaniżenie znaczenia wybranych czynników dla przeciętnych wyników szkolnych na danym obszarze. Aby ograniczyć skutki odmiennych reguł oceniania przez komisje regionalne, założymy, że składnik losowy w równaniu (1) składa się z dwóch elementów: standardowej reszty równania ε_l oraz wyrażenia v_r , reprezentującego błąd pomiaru związany z odstępstwami od jednolitych reguł oceniania testów w ośmiu komisjach regionalnych.

$$\gamma_l = \varepsilon_l + v_r \text{ dla } r = 1 \text{ do } 8$$

Zatem, w miejsce równania (1), będzie estymowane następujące równanie:

$$Q_l = \alpha_r + \beta_1 V_{1l} + \beta_2 V_{2l} + \beta_3 V_{3l} + \beta_4 V_{4l} + \varepsilon_l \quad (2)$$

gdzie:

$$\alpha_r = \beta_0 = v_r$$

Innymi słowy, wyraz wolny równania (2) przybierze osiem wartości – inną dla gmin podlegających każdej z ośmiu Okręgowych Komisji Egzaminacyjnych. W ten sposób zostanie „wychwycona” ta część zróżnicowania wyników między komisjami, która nie jest związana z czynnikami wyjaśniającymi uwzględnionymi w modelu.

Dane

Zmienną zależną modelu są wyniki zewnętrznie ocenianego testu szóstoklasistów w roku szkolnym 2001/2002. Średnie wyniki na poziomie gmin pochodzą z Centralnej Komisji Egzaminacyjnej (CKE). Wpływ czynnika rodzinnego jest wyrażony za pomocą przeciętnego wykształcenia wśród dorosłej populacji gminy, przeliczonego na średnią liczbę lat edukacji. W modelu wykorzystano dane z Narodowego Spisu Powszechnego z 2002 roku.

Koncepcja i budowa miernika wartości dodanej lokalnego systemu szkolnego została wyjaśniona we wcześniejszej części artykułu. Niezbędnych danych dotyczących wyników egzaminów gimnazjalnych w roku 2001/2002 dostarczyła CKE.

Dane o stopie bezrobocia według powiatów w grudniu 2001 r., powierzchni PGR-ów i innych kolektywnych form własności rolnej w 1992 r. oraz wydatkach gmin na szkoły podstawowe i liczbie uczniów w tych szkołach w latach 1996–2001 pochodzą z GUS.

Oprócz wyżej wymienionych, w analizie wykorzystano także szereg zmiennych nominalnych (zero-jedynkowych). Miało to na celu wychwycenie stałych efektów związanych z:

- położeniem gminy na terenie podlegającym jednej z Okręgowych Komisji Egzaminacyjnych,
- położeniem gminy w jednej z historycznych dzielnic Polski – dawny zabór pruski, rosyjski i austriacki,
- rodzajem gminy – miejska, miejsko-wiejska, wiejska.

Statystyki opisowe dotyczące wykorzystanych w badaniu zmiennych ciągłych są przedstawione w tab. 2.

Tab. 2. Statystyki opisowe zmiennych

Zmienne	Średnia	Odchylenie standardowe
Średni wynik testu*	28,9	1,8
Wartość dodana szkół**	1,0	0,1
Wydatki gminy na edukację na 1 ucznia*	2997,1	598,9
Średnia liczba lat edukacji w dorosłej populacji gminy w 2002 r.	9,1	0,8
Stopa bezrobocia w grudniu 2001 r.	20,1%	6,8%
Udział gruntów rolnych będących własnością kolektywną (dawne PGR, spółdzielnie i kółka rolnicze) w ogólnej powierzchni gminy w 1992 r.	12,3%	12,7%

* W późniejszej analizie wykorzystano logarytm naturalny zmiennej.

** W późniejszej analizie wykorzystano zmienną standaryzowaną.

Jak wynika z tab. 2, przeciętne wyniki testów nie są bardzo zróżnicowane między gminami. Odchylenie standardowe tej zmiennej stanowi około 6% średniej arytmetycznej. Na podobnym (nieco wyższym) poziomie kształtuje się zróżnicowanie wartości dodanej oraz przeciętnej liczby lat edukacji. Warto

przy tym zauważyć, że średnia arytmetyczna tej ostatniej zmiennej ma bardzo niską wartość (9,1), podczas gdy większość dorosłych mieszkańców Polski w samej szkole podstawowej spędziła co najmniej osiem lat. Wiąże się to jednak z przyjętą metodą obliczeniową, zgodnie z którą zasadniczą szkołę zawodową potraktowano jako formę przyuczenia do zawodu i nie uwzględniono uczęszczania do niej jako podnoszenia poziomu wykształcenia. Miało to na celu wyraźne zróżnicowanie wartości zmiennej dla absolwentów szkół zasadniczych oraz średnich.

W tab. 2 uwzględniono także dwie zmienne reprezentujące dodatkowy czynnik środowiskowy. Obie są dość silnie zróżnicowane w skali kraju. Przeciętna stopa bezrobocia w powiatach wynosiła w grudniu 2001 r. 20%, przy odchyleniu standardowym bliskim 7%. W przypadku udziału kolektywnej własności rolnej w ogólnej powierzchni gminy w 1992 r. (średnio 12%) duże zróżnicowanie wewnątrz kraju jest całkowicie zrozumiałe. Obok różnic międzyregionalnych wynikających z przyczyn historycznych, o których będzie mowa w dalszej części artykułu, wynika ono z uwzględnienia w próbie zarówno gmin wiejskich, jak miejsko-wiejskich oraz miast. W tych ostatnich obszary rolnicze, niezależnie od formy własności na przełomie lat 80. i 90., będą stanowiły niewielką część całkowitej powierzchni.

Terytorialne zróżnicowanie jakości edukacyjnej

Jak zauważa m.in. Gorzelak (1998), terytorialne zróżnicowanie rozwoju w Polsce uwidacznia się szczególnie w dwóch płaszczyznach. Pierwszą stanowi podział miasto-wieś. Znaczna część obszarów wiejskich w Polsce cierpi na niedorozwój infrastruktury technicznej i niski poziom kapitału ludzkiego w porównaniu z miastami. Po drugie, rozwój społeczno-gospodarczy jest silnie uwarunkowany historycznie. Zarówno poziom infrastruktury, dochodów osobistych, jak i wskaźniki przedsiębiorczości oraz aktywności społecznej osiągają wyższy poziom na obszarze dawnego zaboru pruskiego i Galicji niż w dawnym Królestwie Kongresowym.

Tab. 3. Przeciętne wartości zmiennych w miastach, gminach wiejskich i miejsko-wiejskich

Średnia z wartości dla gmin w Polsce = 100	Miasta	Gminy wiejskie	Gminy miejsko-wiejskie
Średni wynik testu*	103,0	99,6	99,0
Wartość dodana szkół**	95,5	102,0	97,1
Wydatki gminy na edukację na 1 ucznia*	79,2	107,2	90,1
Średnia liczba lat edukacji w dorosłej populacji gminy w 2002 r.	115,7	96,9	102,8
Stopa bezrobocia w grudniu 2001 r.			
Udział gruntów rolnych będących własnością kolektywną w 1992 r.	71,5	91,1	136,6

* W późniejszej analizie wykorzystano logarytm naturalny zmiennej.

** W późniejszej analizie wykorzystano zmienną standaryzowaną.

Na potrzeby niniejszego artykułu dwie wyżej wymienione płaszczyzny podziału będą podstawą analizy terytorialnego zróżnicowania wyników edukacyjnych.

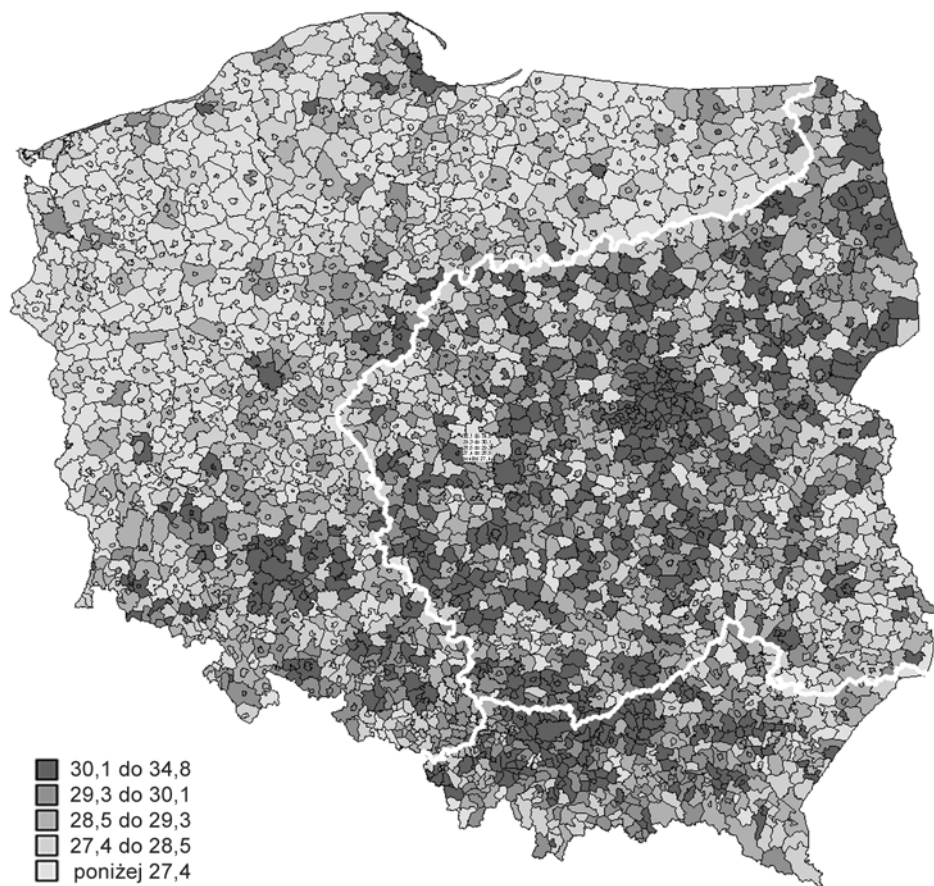
Jak wynika z tab. 3, zgodnie z oczekiwaniami, przeciętne wyniki testu osiągnięte w miastach są wyższe niż w gminach wiejskich. Wynosząca około 3,5% różnica między średnimi nie potwierdza jednak obiegowej opinii o przepaści edukacyjnej między wsią a miastem. Wskaźnik wartości dodanej szkół jest natomiast wyższy w gminach wiejskich niż w mieście. Biorąc pod uwagę jego konstrukcję, można powiedzieć, że o ile dzieci w miastach osiągają wyraźnie lepsze wyniki w przedmiotach humanistycznych, o tyle w matematyce i dziedzinach przyrodniczych różnica poziomów jest niewielka. Warto przy tym podkreślić, że omawiana zmienna nabierze cech miernika wartości dodanej dopiero w modelu regresji, w którym jej wpływ będzie szacowany przy jednoczesnym kontrolowaniu poziomu lokalnego kapitału ludzkiego i zasobów szkolnych.

Zdecydowanie najwyższe wydatki na szkoły podstawowe w przeliczeniu na jednego ucznia notuje się w gminach wiejskich. Jest to związane przede wszystkim z mniejszą niż w mieście przeciętną wielkością szkoły i oddziału szkolnego i, co za tym idzie, z mniej efektywnym wykorzystaniem zasobów. Według danych GUS z 2002 r. przeciętny oddział szkolny na wsi liczył 18 uczniów, podczas gdy w miastach około 25.

Nie jest zaskoczeniem, że obszary wiejskie charakteryzują się relatywnie niskim wskaźnikiem wykształcenia dorosłych (liczba lat edukacji). Tutaj mechanizm jest oczywisty: infrastruktura edukacyjna znajduje się w miastach, toteż im bardziej „zurbanizowane” gminy, tym wyższe przeciętne wykształcenie mieszkańców. Warto jednak na marginesie wspomnieć, że różnica potencjału związanego z kapitałem ludzkim między obszarami wiejskimi i zurbanizowanymi pogłębia się w ostatnich latach bardzo gwałtownie. Gdyby w tab. 3 uwzględnić zamiast poziomu edukacji w 2002 r. przyrost tego wskaźnika między 1988 a 2002 rokiem, okazałoby się, że przyrost średniego poziomu wykształcenia w miastach w stosunku do średniej ogólnokrajowej (100) wyniósł aż 257 punktów, podczas gdy w gminach miejsko-wiejskich – 133 punkty, a w wiejskich zaledwie 65 punktów. Zmienna ta nie jest przedstawiona w tabelach 1–3, gdyż, z uwagi na silne skorelowanie z ogólnym poziomem (liczbą lat) edukacji, nie występuje w estymowanych równaniach regresji.

Wreszcie, w odniesieniu do skali występowania kolektywnych form własności rolnej na przełomie lat 80. i 90., interesujący jest fakt, że ich udział w całkowitej powierzchni jest wyższy dla gmin miejsko-wiejskich niż dla gmin wiejskich. Po części wynika to zapewne z dużej liczby jednostek miejsko-wiejskich na zachodzie i północy kraju, gdzie PGR-y odgrywały szczególnie dominującą rolę w rolnictwie.

Rzut oka na mapę wyników testu szkolnego przynosi zaskakujące obserwacje. Jak widać na ryc. 1, gminy leżące w dawnym Królestwie Kongresowym osiągają wyraźnie lepsze przeciętne wyniki niż gminy położone na terenie



Ryc. 1. Przeciętne wyniki testu w gminach w podziale na dawne obszary rozbiorowe: rosyjski, austriacki i pruski

zaboru pruskiego. Nie ma natomiast znaczącej różnicy między Kongresówką a Galicją. Na zachodzie i północy Polski średni wynik powyżej 30 punktów jest osiągany niemal wyłącznie w obszarach metropolitalnych Wrocławia, Trójmiasta i – w najmniejszym stopniu – Poznania. Co więcej, inaczej niż wiele wskaźników społeczno-ekonomicznych, przeciętne wyniki edukacyjne wydają się tylko nieznacznie wyższe na ziemiach zachodnich należących w okresie międzywojennym do Polski (Wiekopolska i część Pomorza) niż na tzw. ziemiach odzyskanych.

Ważną obserwacją jest, że historyczne podłoże zróżnicowania wyników testu jest widoczne nawet w ramach obszaru podległego jednej komisji egzaminacyjnej (np. łomżyńskiej OKE, obejmującej województwa warmińsko-mazurskie i podlaskie). Wyklucza to interpretację, wedle której terytorialny rozkład wyników odzwierciedla przede wszystkim podział na okręgowe komisje i wynika z przyjętych przez nie kryteriów oceniania egzaminu.

W tab. 4 przedstawiono przeciętne wielkości zmiennych w podziale na dzielnice historyczne. W celu zapewnienia porównywalności danych (różny poziom urbanizacji w regionach) w tabeli uwzględniono tylko gminy wiejskie.

Tab. 4. Przeciętne wartości zmiennych w gminach wiejskich wg dzielnic historycznych

Średnia z wartości dla gmin wiejskich w Polsce =100	Kongresówka	Wielkopolska i Pomorze	Ziemie odzyskane	Galicja
Średni wynik testu*	101,6	96,8	96,7	101,9
Wartość dodana szkół**	103,8	94,5	93,2	101,2
Wydatki gminy na edukację na 1 ucznia*	100,6	98,5	120,0	97,4
Średnia liczba lat edukacji w dorosłej populacji gminy w 2002 r.	98,1	102,0	100,9	102,9
Stopa bezrobocia w powiatach w grudniu 2001 r.	87,7	117,4	130,3	88,1
Udział gruntów rolnych pozostających własnością kolektywną w 1992 r.	33,3	157,1	214,3	47,6

Otrzymane rezultaty potwierdzają wstępne obserwacje poczynione na podstawie ryc. 1. Średni wynik testu w Kongresówce i Galicji przewyższa osiągnięcia uczniów z ziem zachodnich i północnych o około 5%. Dzieje się tak, mimo że mieszkańcy obszarów wiejskich dawnego zaboru rosyjskiego mają niższe przeciętne wykształcenie niż ludność wiejska zachodniej Polski. W Galicji i Kongresówce notuje się również stosunkowo wysoki wskaźnik wartości dodanej szkół oraz zdecydowanie niższą stopę bezrobocia niż w pozostałych regionach. Ta ostatnia obserwacja kieruje uwagę na obszary charakteryzujące się wysokim bezrobociem strukturalnym (głównie tereny popegeerowskie) w zachodniej i północnej Polsce, jako możliwe wyjaśnienie słabych przeciętnych osiągnięć edukacyjnych w regionie. Powstaje pytanie, czy w okolicach dawnych PGR-ów jakość edukacji jest niższa głównie z powodu niskiego wykształcenia rodziców uczniów, czy też zła sytuacja materialna i brak perspektyw podjęcia pracy wpływa negatywnie na poziom kształcenia niezależnie od edukacji rodzinnej, np. poprzez brak pozytywnych wzorców, obniżenie motywacji, zjawiska patologiczne w szkole itp. Dla wyjaśnienia tej kwestii przedstawiany w niniejszym artykule model jest estymowany także w wariantach uwzględniających dwie zmienne uzupełniające wejściową specyfikację: udział gruntów rolnych gminy pozostających w 1992 r. własnością kolektywną (PGR-y, spółdzielnie, kółka rolnicze) oraz stopę bezrobocia z grudnia 2001 r. Przypomnijmy, że zmienne te zostały wykazane w tab. 1 jako reprezentujące tzw. dodatkowy czynnik środowiskowy.

Miara obciążenia spuścizną PGR-ów, będąca odzwierciedleniem problemów społeczności lokalnej związanych z dawną strukturą gospodarki, ma tę wadę, że dotyczy przede wszystkim obszarów wiejskich. Dlatego jako zmienną alternatywną wykorzystano wskaźnik bezrobocia, który z kolei jest mierzony na poziomie powiatów, a więc nie opisuje precyzyjnie sytuacji w gminach, ale z pewnością w większym stopniu niż struktura własności użytków rolnych odzwierciedla działanie czynnika środowiskowego w miastach.

Wyniki estymacji

Tab. 5. Wyniki estymacji modelu

Zmienna	1	2	3
ln (wartość dodana)	0,040 (4,01)	0,041 (4,16)	0,042 (4,32)
Wykształcenie dorosłych w 2002 r.	0,028 (14,5)	0,029 (14,4)	0,026 (12,5)
Udział kolektywnej własności rolnej w 1992 r.		-0,074 (-5,16)	-0,060 (-4,98)
Stopa bezrobocia			-0,128 (-6,35)
ln (wydatki gminy na edukację na 1 ucznia)	0,009 (1,30)	0,011 (1,67)	0,009 (1,24)
Wielkopolska i Pomorze	-0,041 (-7,62)	-0,032 (-5,96)	-0,031 (-5,78)
Ziemie odzyskane	-0,067 (-11,5)	-0,055 (-8,91)	-0,048 (-7,88)
Kongresówka	-0,007 (-1,81)	-0,008 (-2,03)	-0,011 (-2,84)
Gminy wiejskie	0,007 (1,37)	0,010 (1,96)	0,005 (1,10)
Gminy miejsko-wiejskie	0,000 (0,09)	0,005 (1,17)	0,002 (0,43)
Liczba wyrazów wolnych równania	8	8	8
Regiony historyczne w próbie	wszystkie	wszystkie	wszystkie
<i>N</i>	2394	2371	2371
<i>F</i> (<i>r</i> , <i>df</i>)	79,42 (15,2378)	78,5 (16,2354)	77,91 (17,2353)
<i>R</i> ²	0,33	0,35	0,36

* W nawiasach podano statystyki *t* obliczone z uwzględnieniem heteroskedastyczności danych.

Na podstawie równania 1 w tab. 5 możemy stwierdzić, że najważniejszą determinantą jakości edukacyjnej na poziomie gminy jest wychowanie rodzinne. Przyrost przeciętnej liczby lat edukacji w gminie o jeden przekłada się, *ceteris paribus*, na wzrost średniego wyniku testów w szkołach podstawowych o około 3%. Znacznie słabszy, choć statystycznie istotny, jest wpływ jakości szkoły wyrażonej miernikiem wartości dodanej. Wzrost wartości miernika o jedno odchylenie standardowe (0,13) jest związany z poprawą wyników edukacyjnych o zaledwie 0,5%. Zupełnie pozbawiony znaczenia statystycznego okazuje się natomiast poziom zasobów szkolnych, mierzony wydatkami edukacyjnymi w przeliczeniu na jednego ucznia. Dzieje się tak niezależnie od tego, czy w specyfikacji uwzględniamy miernik wartości dodanej, mogący „konkurować” z miarą zasobów, czy też nie. Nie jest to wynik zupełnie zaskakujący, raczej potwierdza wnioski z badań jakości edukacyjnej w innych krajach. Dominującą rolę kapitału rodzinnego i niewielki wpływ zasobów szkolnych na wyniki uczniów odnotowali już m.in. Coleman et al. (1966), Hanushek (1986), Betts (1999) i Marlow (2000).

Wspomniano już, że jednostkowe wydatki edukacyjne na wsi i w mieście różnią się znacznie ze względu na mniejszą przeciętną wielkość szkoły wiejskiej. Brak znaczenia poziomu zasobów szkolnych dla osiągniętych wyników

może być związany z tym faktem. Dlatego, a także dla zachowania porównywalności między regionami, w dalszej części artykułu (równania 4–7) estymacje będą prowadzone na zbiorze obejmującym wyłącznie gminy wiejskie. Należy jednak przytoczyć często wyrażany w literaturze pogląd, że główną przyczyną nieistotności tradycyjnych zmiennych odnoszących się do zasobów szkolnych w wyjaśnianiu osiągnięć edukacyjnych uczniów jest słaby związek tych mierników z rzeczywistą jakością szkoły. Potwierdzają to także wyniki niniejszego badania, w którym jakość szkół wyrażona miernikiem „wartości dodanej” ma istotny statystycznie wpływ na wyniki egzaminów.

Dalsze zmienne zawarte w modelu 1 wskazują, że różnice w poziomie zasobów rodzinnych i szkolnych nie przyczyniają się do wyjaśnienia zróżnicowania wyników edukacyjnych między historycznymi regionami Polski. Co więcej, gdy uwzględnimy poziom wykształcenia dorosłej populacji (czynnik rodzinny) oraz wydatki na oświatę (zasoby szkolne), różnica między tymi obszarami okazuje się nawet nieco większa niż obserwowana „gołym okiem”. Jeśli za wartość odniesienia przyjmiemy przeciętną jakość edukacyjną w dawnej Galicji (tak jak w równaniu 1), to wyniki szkół na ziemiach odzyskanych będą, niezależnie od innych zmiennych, niższe o ponad 6,5%, a wyniki w Wielkopolsce i części Pomorza należącej przed wojną do Polski – o 4%. Nie występuje natomiast statystycznie istotna różnica między jakością edukacji w Galicji i dawnej Kongresówce.

Równania 2 i 3 służą weryfikacji hipotezy o wpływie wysokiego bezrobocia i patologii życia społecznego związanych z upadkiem państwowych przedsiębiorstw (w szczególności PGR-ów) na wyniki egzaminów w szkołach podstawowych. Przyjęto hipotezę badawczą, że występowanie tych zjawisk na danym obszarze obniża przeciętne osiągnięcia uczniów, niezależnie od oddziaływania innych czynników, takich jak kapitał ludzki w pokoleniu rodziców czy poziom zasobów szkolnych. Wyniki estymacji 2 potwierdzają to przypuszczenie. Włączona do specyfikacji modelu zmienna określająca udział użytków rolnych będących w 1992 roku własnością kolektywną w ogólnej powierzchni gminy jest statystycznie istotna. Współczynnik równania wskazuje, że w przypadku dwóch gmin o podobnej charakterystyce wykształcenia i zasobów szkolnych gmina, w której nie występowała kolektywna własność rolna, „uzyska” przeciętny wynik edukacyjny o około 3,7% wyższy od takiej, w której PGR i inne formy własności kolektywnej stanowiły połowę użytków rolnych. Taki rezultat należy uznać za znaczący, szczególnie że włączenie nowej zmiennej spowodowało jednocześnie wyraźny spadek wartości bezwzględnej współczynników przy zmiennych nominalnych określających przynależność do historycznych regionów. Negatywny wpływ położenia na ziemiach odzyskanych na wyniki edukacyjne obniżył się (w relacji do wyników Galicji) z 6,7% do 5,5%, a waga lokalizacji w Wielkopolsce i na Pomorzu – z 4,1% do 3,2%. Zatem problemy strukturalne gospodarki zachodniej i północnej Polski po upadku komunizmu mają istotny udział w wyjaśnieniu stosunkowo niskiej jakości edukacyjnej na tych obszarach, choć jednocześnie nie wyjaśniają

ich nawet w 1/4. Warto zauważyć, że dzięki wprowadzeniu nowej zmiennej uwidacznia się także niewielka różnica między wynikami edukacyjnymi w Kongresówce i Galicji, na korzyść tej ostatniej.

Specyfikacja 3 ma na celu sprawdzenie, czy lokalna stopa bezrobocia przyczyni się do pełniejszego zrozumienia regionalnego zróżnicowania wyników szkolnych. W porównaniu ze zmienną określającą udział kolektywnej własności rolnej miara bezrobocia ma tę zaletę, że lepiej obrazuje strukturalne problemy gospodarki niezwiązane z rolnictwem, np. występujące w miastach. Wyniki modelowania wskazują, że autonomiczny wpływ bezrobocia (niezwiązanego z PGR-ami) na jakość edukacyjną jest znaczący, szczególnie w niektórych regionach. Można oczekiwać, że wzrost stopy bezrobocia w powiecie o 10 punktów procentowych spowoduje, *ceteris paribus*, spadek przeciętnego wyniku testu szkolnego w gminach należących do powiatu o 1,3%. Dalszemu obniżeniu w stosunku do równania 2 ulegają także współczynniki regionalne, choć w bardzo nierównym stopniu. Położenie na ziemiach odzyskanych jest związane ze średnim wynikiem testu niższym w porównaniu z Galicją o 4,8% (o 0,7 punktu mniej niż w równaniu 2), a w Wielkopolsce i na Pomorzu – o 3,1% (tyko 0,1 punktu mniej niż w równaniu 2). Dawna Kongresówka notuje, niezależnie od innych czynników zawartych w modelu, wyniki niższe przeciętnie o 1,1% od Galicji.

Podsumowując, można oceniać, że wprowadzony do modelu dodatkowy czynnik środowiskowy wpływa w sposób istotny na zróżnicowanie wyników edukacyjnych w gminach. Jego obecność przyczynia się jednak do wyjaśnienia zaledwie około 1/4 różnicy między średnimi osiągnięciami uczniów w dzielnicach historycznych. Jakże są zatem inne powody tego zróżnicowania? Odpowiedź na to pytanie wymaga gruntownych badań i z pewnością wykracza poza zakres tego artykułu. Wydaje się, że należy brać pod uwagę trzy niewykluczające się wzajemnie ewentualności.

Pierwsza z nich ma charakter „spiskowy” i mówi, że warunki przeprowadzania egzaminu w poszczególnych regionach kraju nie były jednakowe. Nie chodzi tu o pracę Okręgowych Komisji Egzaminacyjnych (ten problem uwzględniliśmy w specyfikacji modelu), ale o warunki przeprowadzenia testu w szkołach. Po publikacji raportów o wynikach z 2002 roku pojawiły się opinie, że zaskakująco dobry wynik szkół we wschodniej Polsce jest po części rezultatem pobłażliwego podejścia nauczycieli do ściągania na egzaminie, albo wręcz pomocy udzielanej uczniom w trakcie pisania. Wszak wyniki pierwszego zewnętrznego egzaminu miały służyć zarówno ocenie umiejętności ucznia, jak i porównaniu jakości pracy szkół. W dyskusjach ekspertów przeciwstawiano Polskę środkową i wschodnią oraz Wielkopolskę, gdzie, jak argumentowano, tolerancja dla tego typu praktyk jest znacznie mniejsza.

Hipoteza ta jest niemożliwa do zweryfikowania bez dodatkowych, szczegółowych badań. Na jej rzecz może przemawiać następujący fakt. Jeśli obliczymy osobno dla każdego z czterech regionów historycznych współczynnik korelacji między średnimi wynikami testu w gminie a przeciętnym odsetkiem uczniów

powtarzających klasę w roku szkolnym 2000/2001, okaże się (por. tab. 6), że tylko dla Wielkopolski i Pomorza otrzymamy istotną statystycznie wartość. Inaczej mówiąc, tylko w tym regionie rezultat zewnętrznie ocenianego testu jest związany (choć też niezbyt silnie) z oceną poziomu uczniów dokonaną wcześniej przez samą szkołę. Trzeba dodać, że wartość tej obserwacji jest nieco osłabiona przez marginalność zjawiska drugoroczności w polskich szkołach. W roku szkolnym 2000/2001 klasę w szkole podstawowej powtarzało 0,6% uczniów.

Tab. 6. Współczynnik korelacji między średnim wynikiem testu a drugorocznością

	Wielkopolska i Pomorze	Ziemie odzyskane	Kongresówka	Galicja
Współczynnik Pearsona	-0,23*	-0,08	-0,01	-0,07

* Wynik istotny na poziomie 0,05.

Druga hipoteza zwraca uwagę, że na wyniki osiągane przez uczniów wpływa nie tylko poziom zasobów rodzinnych i szkolnych, ale także różnego rodzaju „efekty kompozycyjne” występujące w szkole. Chodzi przede wszystkim o zróżnicowanie środowiska uczniowskiego w ramach poszczególnych szkół, ale także politykę dzielenia uczniów na klasy, wybór między utrzymywaniem małych, „rodzinnych” szkół a racjonalizacją ekonomiczną sieci itp. Efekty kompozycyjne w edukacji są badane przynajmniej od czasu słynnego raportu Colemana (1966), z którego wynika, że w amerykańskich szkołach tzw. presja grupy rówieśniczej (*peer pressure*) jest drugim, po kapitale rodzinnym, najważniejszym czynnikiem wyjaśniającym osiągnięcia uczniów. Dobry przegląd bardziej współczesnych badań nad efektami kompozycyjnymi w szkole oferują Thrupp, Lauder i Robinson (2002).

W Polsce brakuje jak dotąd odpowiednich danych dotyczących szkół, uczniów i ich rodzin dla przeprowadzenia podobnych analiz. Jednak zaobserwowano (Herczyński, Herbst 2002), że przeciętny wynik testu szóstoklasistów w gminie jest silnie negatywnie związany z odchyleniem standardowym wyniku tego testu. Zatem tam, gdzie zróżnicowanie wyników jest wyższe, średnie osiągnięcia są niższe. Jednocześnie największe zróżnicowanie zarówno wyników egzaminów, jak i poziomu zasobów szkolnych oraz wykształcenia dorosłej populacji występuje w zachodniej i północnej Polsce, gdzie na niewielkich obszarach rozwinięta przedsiębiorczość i ponadprzeciętne wskaźniki wykształcenia współwystępują często z wysokim bezrobociem i biedą. Takie obserwacje wskazują na konieczność dokładniejszego zbadania wpływu efektów kompozycyjnych na jakość edukacyjną, gdy niezbędne dane będą dostępne.

Wreszcie trzecia hipoteza odnosi się do odmiennych uwarunkowań kulturowych związanych z edukacją w badanych regionach. Odmienność może dotyczyć skłonności do inwestowania (także czasu i wysiłku) w edukację, w wyniku różnej wartości formalnego wykształcenia na rynku pracy lub tradycyjnej wagi przywiązywanej do wykształcenia. Ważnym czynnikiem mogą się okazać

różnice w systemie kształcenia i wynagradzania kadry nauczycielskiej. Istotną rolę może odegrać także efektywność wydatkowania dostępnych środków, czy też, mówiąc ogólniej, jakość zarządzania szkoł i lokalnych systemów oświatowych. Niestety, podobnie jak w przypadku dwóch poprzednich hipotez, dokładniejsze zweryfikowanie tych kwestii wymaga szczegółowych danych o polskich szkołach i uczniach. Dane te nie są na razie osiągalne. Na obecnym etapie badań warto jednak sprawdzić, czy estymowane w tym artykule współczynniki funkcji determinacji jakości edukacyjnej różnią się w sposób istotny dla poszczególnych regionów historycznych. Świadczyłyby to o odmiennych źródłach siły bądź słabości szkół w regionach i wstępnie potwierdzałyby tezę o kulturowych źródłach terytorialnego zróżnicowania wyników edukacyjnych w Polsce.

Wynik testu Chowa, polegającego na konfrontacji jakości modelu estymowanego dla wszystkich gmin w Polsce z zestawem czterech modeli, oddzielnych dla każdego regionu historycznego, potwierdził, że różnice w wielkości poszczególnych współczynników są istotne i uzasadniają użycie czterech oddzielnych prób. Wyniki modelowania w poszczególnych regionach są zatem przedstawione w tab. 7.

Tab. 7. Wyniki estymacji modelu dla gmin wiejskich w czterech regionach historycznych

Zmienna	4	5	6	7
Ln (wartość dodana)	-0,008 (-0,27)	0,002 (0,10)	0,055 (3,73)	0,039 (1,69)
Wykształcenie dorosłych w 2002 r.	0,037 (5,00)	0,031 (3,31)	0,018 (4,21)	0,046 (7,21)
Udział kolekt. własności rolnej w 1992 r.*	-0,120 (-6,20)	-0,027 (-1,26)	-0,079 (-2,98)	-0,087 (-3,30)
ln (wydatki edukacyjne na 1 ucznia)	0,020 (1,12)	0,019 (0,92)	0,009 (0,70)	0,042 (1,91)
Liczba wyrazów wolnych równania	5	5	7	2
Regiony historyczne w próbie	Wlkp. i Pomorze	Ziemie odzyskane	Kongresówka	Galicja
<i>N</i>	253	265	777	247
<i>F</i> (<i>r</i> , <i>df</i>)	14,21 (8,244)	19,36 (8,256)	8,60 (10,766)	11,81 (5,241)
<i>R</i> ²	0,32	0,38	0,10	0,20

Jak widać, estymowane funkcje regionalne w istocie znacznie się między sobą różnią. Rodzinny kapitał edukacyjny jest jedynym czynnikiem, który pozostaje istotny statystycznie we wszystkich specyfikacjach, jednak siła jego wpływu podlega już znacznemu zróżnicowaniu. W zdecydowanie najmniejszym stopniu

przekłada się on na osiągnięcia uczniów w dawnej Kongresówce. Jeden dodatkowy rok edukacji wśród dorosłych jest tu związany ze wzrostem o 1,8% średniego wyniku testu w gminie, *ceteris paribus*. Najsilniejszy związek wykształcenia dorosłych z wynikami szkolnymi uczniów występuje w Galicji, gdzie dodatkowy rok we wskaźniku przeciętnej długości kształcenia przekłada się na sięgającą niemal 4,6% poprawę w wynikach egzaminów. Wreszcie w Wielkopolsce i na Pomorzu współczynnik ten wynosi 3,7%, a na ziemiach odzyskanych – 3,1%.

Podobnie jak w estymacji przeprowadzonej dla całej populacji gmin w Polsce, także we wszystkich modelach regionalnych poziom zasobów szkolnych nie jest czynnikiem istotnie wpływającym na osiągnięcia uczniów. Ograniczenie zbioru danych do gmin wiejskich nie przyniosło tu zasadniczej zmiany, choć, zgodnie z oczekiwaniami, wartości współczynników przy zmiennej opisującej poziom wydatków na edukację są teraz znacznie wyższe niż w równaniach 1–3. Warto jednak odnotować, że dawny zabór rosyjski jest jedynym z czterech wyróżnionych w badaniu obszarów, gdzie zauważalną rolę odgrywa jakość szkół wyrażona miernikiem wartości dodanej. Wzrostowi wartości miernika o jedno odchylenie standardowe towarzyszy poprawa średniego wyniku szkolnego o 0,8%. Fakt ten w połączeniu ze stosunkowo niską wrażliwością wyników testu na wykształcenie w pokoleniu rodziców prowadzi do wniosku, że w dawnej Kongresówce wyniki szkolne są determinowane na poziomie szkoły w większym stopniu niż w innych regionach Polski. Z kolei najniższe współczynniki przy zmiennych związanych z wartością dodaną szkoły obserwujemy w dawnym zaborze pruskim (współczynnik ujemny) i na ziemiach odzyskanych.

Dodatkowy czynnik środowiskowy, wyrażony skalą kolektywnej własności rolnej w 1992 r., szczególnie silnie oddziałuje na wyniki szkolne w Wielkopolsce i na Pomorzu. Odpowiedni współczynnik równania wynosi dla tego regionu –12,3%, co oznacza, że gmina, w której połowa gruntów rolnych należała w przeszłości do PGR-ów, spółdzielni bądź kółek rolniczych, osiągnie, w porównaniu z gminą, w której występowały tylko indywidualne gospodarstwa, średni wynik edukacyjny o 6% niższy, niezależnie od innych czynników uwzględnianych w modelu. Taki wpływ należy uznać za bardzo silny. Słabszą, choć także istotną rolę czynnik ten odgrywa w dawnej Kongresówce i Galicji, gdzie współczynniki równania osiągnęły wartość zbliżoną do –8%. Na ziemiach odzyskanych natomiast, gdzie kolektywne gospodarstwa rolne były najpowszechniejsze, zmienna „pegeerowska” okazuje się nieistotna statystycznie. Tylko pozornie jest to wynik paradoksalny, gdyż przy wysokim przeciętnym udziale PGR-ów w ogólnej powierzchni użytków rolnych na tym obszarze jest to czynnik słabo różnicujący badane gminy.

Powyższe obserwacje mają dość ogólny charakter i nie pozwalają oczywiście na pełne zweryfikowanie przyczyn zróżnicowania jakości edukacji między historycznymi regionami w Polsce. Jednak możemy stwierdzić, że zróżnicowanie to nie dotyczy tylko poziomu osiągniętych wyników, ale także siły

oddziaływania poszczególnych czynników na osiągnięcia uczniów. Funkcja determinacji tych osiągnięć ma odmienną postać dla poszczególnych obszarów kraju. Wniosek ten, jak również zawarte w niniejszym artykule hipotezy, może stanowić punkt wyjścia dla dalszych badań, które obok tradycyjnych czynników będą uwzględniały także efekty kompozycyjne i uwarunkowania kulturowe pracy szkoły.

Literatura

- Barro R.J., 1998, *Human Capital and Growth in Cross-Country Regressions*, Working Paper, Harvard University.
- Betts, J.R., 1999, „Returns to quality of education”, *The World Bank Economics of Education Series*, nr 1.
- Bishop J., 1989, „Is the test score decline responsible for the productivity growth decline?”, *American Economic Review*, nr 79 (1), s. 178–197.
- Bishop J., 1992, „The impact of academic competencies on wages, unemployment and job performance”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, nr 37, s. 127–194.
- Coleman J., Armor D., Crain R., Miller N., Stephan W., Walberg H., Wortman P., 1966, *Equality of Educational Opportunity*, US Government Printing Office.
- Gorzela G., 1998, *Regional and Local Potential for Transformation in Poland*, Warszawa: EUROREG.
- Hanushek E., 1986, „The economics of schooling: Production and efficiency in public schools”, *Journal of Economic Literature*, nr 24, s. 1141–1177.
- Hanushek E.A., Kim D., 1995, *Schooling, Labor Force Quality, and Economic Growth*, Working Paper, nr 411, Rochester Center for Economic Research.
- Herbst M., 2004, *Human Capital Formation in Poland. Where Does Educational Quality Come From?*, DISES Working Paper, nr 99, Trieste: Università degli Studi di Trieste.
- Herczyński J., Herbst M., 2002, *Pierwsza odłona. Społeczne i terytorialne zróżnicowanie wyników sprawdzianu szóstoklasistów i egzaminu gimnazjalnego przeprowadzonych wiosną 2002 roku*, Warszawa: Fundacja Klub Obywatelski.
- Lee J.W., Barro R.J., 1997, *Schooling Quality in a Cross-Section of Countries*, NBER Working Paper, nr 6198.
- Marlow M.L., 2000, „Spending, school structure, and public education quality. Evidence from California”, *Economics of Education Review*, nr 19, s. 89–106.
- Popham W.J., 1999, „Why standardized tests don't measure educational quality?”, *Educational Leadership*, nr 3.
- Thrupp M., Lauder H., Robinson T., 2002, „School composition and peer effects”, *International Journal of Educational Research*, nr 37, s. 483–504.
- Wilson K., 2002, „The effects of school quality in income”, *Economics of Education Review*, nr 21.