

**prof. dr hab. Krzysztof Konarzewski**

Wszechnica Świętokrzyska w Kielcach

## **Postawa czwartoklasistów wobec matematyki i ich osiągnięcia w matematyce**

### **Abstract**

International data from TIMSS 2015 of fourth grade pupils show a significant negative correlation between the national mean attitude toward mathematics and the mean achievement in mathematics. The multilevel regression analysis shows that it is not a meaningless ecological correlation, as William Robinson once suggested. The correlation may be produced by a factor hypothetically identified with a typical for a country pressure for knowledge acquisition. Strong pressure is conducive to high achievement but put pupils under stress which lowers their attitude. The reverse holds for weak pressure. The pressure is predicted by corruption in education and the infant mortality rate. Higher values of these variables suggest weakening the institutional order in society.

### **Streszczenie**

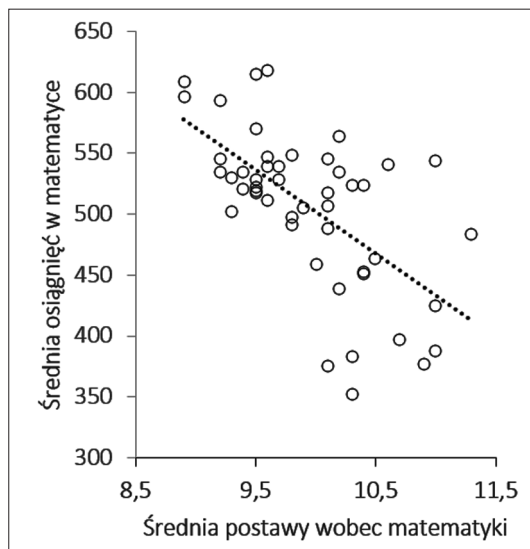
Z międzynarodowych danych TIMSS 2015 wynika, że średnie krajowych wskaźników postawy uczniów klasy czwartej wobec matematyki są negatywnie skorelowane ze średnimi ich osiągnięć w matematyce. Hierarchiczna analiza regresji wykazuje, że nie jest to nic nieznacząca korelacja ekologiczna, jak sugerował to kiedyś William Robinson, i że może ją wytwarzać czynnik hipotetycznie określony jako typowy dla kraju nacisk na nabywanie wiedzy. Silny nacisk sprzyja osiągnięciom, ale naraża uczniów na stres, który obniża ich postawę wobec przedmiotu nauczania. Słaby nacisk działa odwrotnie. Nacisk daje się przewidzieć przez poziom korupcji oświatowej i wskaźnik umieralności niemowląt. Wyższe wartości obu tych zmiennych sugerują osłabienie porządku instytucjonalnego w społeczeństwie.

### **Wprowadzenie**

Typowe doniesienie badawcze zaczyna się od szkicu teorii i hipotez, które z niego wynikają. To doniesienie jest inne – zaczyna się od intrygującego układu danych (rys. 1).

Dane pochodzą z TIMSS 2015, ostatniej edycji Trends in International Mathematics and Science Study. TIMSS to program cyklicznych pomiarów osiągnięć szkolnych dziesięcioletnich uczniów w matematyce i przyrodzie. W 2015 r. w badaniu wzięło udział 49 krajów z całego świata. Międzynarodowy raport (Mullis i in., 2016) zawiera m.in. dwie wartości dla każdego kraju: średni wynik testu matematycznego i średni wynik skali postawy wobec matematyki. Każdy kraj można przedstawić jako punkt

w układzie współrzędnych. Rysunek 1 pokazuje, że istnieje silna korelacja ( $r = -0,62$ ) między dwoma agregatami: im bardziej pozytywne są postawy wobec matematyki, tym niższe są wyniki testowania. Jak można zrozumieć tę korelację? Czy to możliwe, że matematyka rozczarowuje uczniów w miarę jej zgłębiania? Ktokolwiek myśli w ten sposób, popełnia błąd ekologiczny.



**Rysunek 1.** Regresja średnich osiągnięć w matematyce na średnie postawy wobec matematyki

Źródło: Mullis i in., 2016.

### Błąd ekologiczny

Błąd ekologiczny polega na wnioskowaniu o jednostkach na podstawie danych o grupach, do których te jednostki należą. Przykład tego błędu znajduje się w przełomowym artykule Williama Robinsona (1950). Dla każdego stanu USA obliczył on odsetek analfabetów w wieku 10 lat i więcej oraz odsetek osób urodzonych poza USA i odkrył, że korelacja tych dwóch agregatów wyniosła  $-0,53$ . Im wyższy odsetek imigrantów, tym niższy odsetek analfabetów. Czy można stąd wnosić, że prawdopodobieństwo bycia analfabetą jest wyższe dla tubylców niż dla imigrantów? Nie, ponieważ korelacja indywidualnych danych była nie tylko niższa, ale także miała inny znak ( $r = 0,12$ ).

Ważną korelację między  $m$  parami agregatów  $X$  i  $Y$  (średnimi, medianami lub wskaźnikami struktury) opisującymi zbiorowości Robinson nazwał korelacją ekologiczną ( $r_e$ )<sup>1</sup>. Udało mu się wykazać, że  $r_e$  jest równe  $r$  tylko wtedy, gdy średnia ważona  $m$  indywidualnych korelacji między grupami  $X$  i  $Y$  ( $r_w$ ) jest nie mniejsza niż  $r$ , co nigdy się nie zdarza. Pokazał również, że  $r_e$  jest bezwzględnie

<sup>1</sup> Nie był to trafny termin, ponieważ „ekologiczny” oznacza tutaj „zagregowany” i nie ma żadnego związku z ekologią jako interdyscyplinarnymi badaniami interakcji organizmów z ich środowiskiem. Niemniej wkrótce po pracy Robinsona Selvin (1958) ukuł termin „błąd ekologiczny”.

większe od  $r$ , ilekroć  $r_w$  nie jest większe od  $r$ , co zdarza się najczęściej. Na koniec wyjaśnił, dlaczego bezwzględna wartość  $r_c$  wzrasta w miarę zmniejszania się  $m$ , czyli gdy łączymy wiele mniejszych zbiorowości w kilka większych. Na tej podstawie Robinson doszedł do wniosku, że korelacje ekologiczne nie są substytutem korelacji danych jednostkowych i zalecał stosowanie sensownych korelacji między cechami jednostek zamiast bezsensownych korelacji ekologicznych. Zarówno wniosek, jak i zalecenie spotkały się z poważną krytyką.

Jedną linię krytyki dobrze reprezentują Gove i Hughes (1980). Przeprowadzili oni regresję odsetków samobójstw i alkoholików na odsetek osób mieszkających samotnie w każdym z amerykańskich miastach mających powyżej 50 tys. mieszkańców i odkryli, że samotne życie jest silnym predyktorem samobójstw i alkoholizmu. Czy nie powinni byli użyć danych indywidualnych? Nie, bo nawet gdyby były dostępne i doprowadziły do podobnego odkrycia, to zakwestionowano by je na tej podstawie, że badacze nie kontrolowali cech osobowości (np. depresyjności) lub zaburzeń psychicznych, które skłaniają ludzi zarówno do życia w samotności, jak i do samobójstwa. Jeśli jednak bezpośrednio kontroluje się wielkość i gęstość miast, jak również ich kluczowe agregaty społeczne i gospodarcze, to miejskie proporcje osób mających wspomniane cechy można uznać za zmienną o rozkładzie losowym, a miasta za statystycznie równoważne pod tym względem. Zatem w wypadku niektórych problemów dane zagregowane mogą być lepsze od danych indywidualnych, pod warunkiem że model jest właściwie określony i że wszystkie ważne zmienne uboczne są właściwie kontrolowane.

Inną linię krytyki zainicjował Hayward Alker (1969), definiując, oprócz błędu ekologicznego, „błąd indywidualistyczny”, który pojawia się, gdy „motywowani ideologicznie badacze społeczni próbują wnioskować z indywidualnych zachowań o relacjach kolektywnych” (s. 78). Subramanian i in. (2009) twierdzą, że aby uniknąć obu tych błędów, należy stosować podejście wielopoziomowe. Pozwala ono określić kontekst indywidualnych danych ukształtowany przez czynniki z wyższych poziomów analizy, w tym przez interakcje indywidualnych zmiennych. W celu ukazania potencjalnych błędów związanych z badaniem relacji tylko na jednym poziomie, autorzy wykorzystali dane Robinsona i modelowali logarytm szansy bycia analfabetą w trzech grupach badanych (białych tubylców, białych urodzonych za granicą i czarnych) w 49 stanach. Podobnie jak w pracy Robinsona, biali urodzeni za granicą i czarni mieli 5–6 razy większą szansę na analfabetyzm niż biali tubylcy, ale związek między rasą i miejscem urodzenia a analfabetyzmem był różny w różnych stanach. Największą zmienność zaobserwowano dla białych tubylców, a najmniejszą dla białych urodzonych za granicą. W przeciwieństwie do pracy Robinsona stanowy skład rasy i miejsca urodzenia nie wyjaśniał różnicowania analfabetyzmu. Autorzy znaleźli jednak inny czynnik stanowy, który silnie wpływał na szansę bycia analfabetą: segregację lub desegregację w systemie oświaty (prawo Jima Crowa). Czarni w stanach stosujących segregację szkolną byli prawie 30 razy bardziej podatni na analfabetyzm niż biali tubylcy zamieszkujący stany, w których nie stosowano segregacji. W podejściu zalecanym przez Robinsona skutki przepisów Jima Crowa nigdy nie zostałyby wykryte.

## Metoda

Celem artykułu jest pokazanie, że efekt przedstawiony na rysunku 1 nie jest bezsensowny i że sugeruje on rzeczywisty czynnik działający na poziomie kraju. Zgodnie z radą Subramaniana zostanie to pokazane za pomocą wielo-poziomowej analizy regresji.

## Pomiary

**1. Skala stosunku do matematyki.** Uczniowie odpowiadali na 28 pytań w czteropunktowej skali od „Zdecydowanie się zgadzam” do „Zdecydowanie się nie zgadzam”. W 21 pytaniach za odpowiedzi „Zdecydowanie się zgadzam” przyznawano cztery punkty, a „Zdecydowanie się nie zgadzam” jeden punkt. Siedem pytań oceniono w odwrotnej kolejności. Ze wszystkich pytań eksperci IEA zbudowali trzy skale postaw:

- wobec matematyki jako przedmiotu nauczania (np. Matematyka jest jednym z moich ulubionych przedmiotów)
- wobec nauczyciela matematyki i jego lekcji (np. Mój nauczyciel jest dobry w tłumaczeniu matematyki)
- wobec siebie jako uczącego się matematyki (np. Jestem dobry w rozwiązywaniu trudnych problemów matematycznych).

Niestety, te trzy skale nie są niezależne (tab. 1), co rodzi problem kolinearności.

**Tabela 1. Współczynniki korelacji Pearsona\***

Postawa	Wobec przedmiotu	Wobec nauczyciela	Wobec siebie
Wobec przedmiotu	–	0,47 (0,002)	0,49 (0,002)
Wobec nauczyciela	0,67 (0,01)	–	0,23 (0,002)
Wobec siebie	0,58 (0,01)	0,48 (0,02)	–

\* Powyżej przekątnej znajdują się ważone współczynniki z danych międzynarodowych ( $n = 247\ 344$ ) i w nawiasach błędy standardowe oszacowane metodą *bootstrap*. Poniżej przekątnej – ważone współczynniki z danych polskich ( $n = 4723$ ) i w nawiasach błędy oszacowane metodą *jackknife*.

Zamiast rozszczepiać włos na czworo, lepiej poprzestać na jednej skali. Statystyka spójności wewnętrznej Cronbacha dla wszystkich 28 pytań wynosi 0,93, a pierwsza składowa odtwarza 36 proc. wariancji. Zbiór pytań wydaje się jednowymiarowy, więc można go wyskalować za pomocą IRT. Zanim to jednak zrobimy, sprawdzimy rozkład wyników surowych. Rozkład jest szczególnie: jego modalna pokrywa się z wartością maksymalną. Aż 9931 (4 proc.) „entuzjastycznych” uczniów odpowiedziało na wszystkie pytania w sposób, który dawał cztery punkty. Z drugiej strony było tylko dziesięciu uczniów, którzy udzielili odpowiedzi wyłącznie za jeden punkt. Należy pamiętać, że siedem pytań kodowano w odwrotnej kolejności, więc mechaniczny wybór skrajnej opcji z lewej lub prawej strony kwestionariusza nie mógł doprowadzić do średniej 1 lub 4. Uczeń z takim średnimi musiał przeczytać i zrozumieć każde pytanie.

Tabela 2. Rozkład skrajnie pozytywnych wskaźników postawy w oddziałach klasowych

Procent skrajnie pozytywnych wskaźników	Liczba oddziałów	Procent oddziałów
0	7354	56,7
0,1–10,0	3917	30,2
10,1–20,0	1346	10,4
20,1–30,0	250	1,9
30,1–40,0	69	0,5
40,1–50,0	11	0,1
50,1–60,0	12	0,1
60,1–70,0	2	0,0
80,1–90,0	2	0,0
Ponad 90,0	1	0,0
Razem	12 964	100,0

Gdyby entuzjaści byli losowo rozłożeni między oddziałami, można by ich uznać za wyjątkowych psychologicznie. Ale rozkład nie jest losowy (tab. 2). Kiedy w oddziale jest ponad 10 proc. entuzjastów, mamy podstawy, by podejrzewać, że ich entuzjazm jest zmanipulowany, czyli że dorośli (rodzice, nauczyciele lub ankieterzy) wywierali na dzieci nacisk, by manifestowały całkowite zadowolenie z nauczania i uczenia się. Można to uznać za przypadek korupcji, czyli naginania zasad w celu uzyskania nienależnych korzyści. W niektórych krajach takich oddziałów jest więcej niż w innych, np. 40 proc. w Bułgarii i ani jednego w Korei Południowej. Gdyby średnie nacisku były ujemnie skorelowane ze średnimi osiągnięć, mogłoby to wyjaśnić efekt pokazany na rysunku 1. Poprzednik w tym wnioskowaniu jest prawdziwy, ale następnik – fałszywy. Po usunięciu danych wszystkich entuzjastów agregaty są nadal ujemnie skorelowane ( $-0,64$ ).

Postawa wobec matematyki została wyskalowana za pomocą modelu stopniowanej odpowiedzi IRT. Rozkład standaryzowanej zmiennej jest lekko obcięty z prawej, o skośności  $-0,20$  i kurtozie  $-0,18$ . Zmienna jest skorelowana z oryginalnymi skalami:  $0,93$  ze skalą wobec przedmiotu i  $0,65$  wobec nauczyciela i siebie.

**2. Test z matematyki.** Narzędzie składało się ze 169 pytań rozłożonych na 14 zeszytów. Pytania dychotomiczne wyskalowano za pomocą dwu- i trójparametrowych modeli IRT, natomiast polichotomiczne – modelem częściowego uznania. Test ma wspólną skalę z testem TIMSS 1995 o średniej 500 i odchyleniu standardowym 100. Dla każdego ucznia obliczono pięć wartości prawdopodobnych. Wchodzą one razem do analizy regresji, co umożliwia włączenie błędu pomiaru do oszacowania błędów standardowych.

**3. Skala zasobów domowych.** Jest to wskaźnik IRT złożony z czterech zmiennych: liczby książek dla dzieci w domu, tego, czy dziecko ma swój własny pokój z łączem internetowym, poziomu edukacji rodzicielskiej i zawodów rodziców. Skala jest tu użyta jako zmienna *proxy* statusu społeczno-ekonomicznego rodziny ucznia.

Tabela 3. Statystyki opisowe

Zmienna	N	Minimum	Maksimum	Średnia	Odchylenie stat.
Osiągnięcia w matematyce	237 403	97,4	837,7	505,5	96,6
Postawa wobec matematyki	237 403	-4,38	2,05	0,00	1,00
Zasoby domowe	190 951	-3,47	2,59	0,00	1,00
Wiek ucznia (lata)	237 077	6,37	14,98	10,18	0,59

## Analiza

Analizę przeprowadzono za pomocą trzy-poziomowej regresji liniowej (Raudenbush i Bryk, 2002) zdefiniowanej następująco.

$$(\text{Osiągnięcia w matematyce})_{jk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk} (\text{Postawa})_{ijk} + \pi_{2jk} (\text{Płeć})_{ijk} + \pi_{3jk} (\text{Wiek})_{ijk} + \pi_{4jk} (\text{Zasoby domowe})_{ijk} + e_{ijk} \quad [\text{Poziom 1}]$$

W tym równaniu  $\pi_{0jk}$  oznacza średnią osiągnięć w oddziale  $j$  z kraju  $k$ , a  $\pi_{1jk}$  mówi, w jakim stopniu osiągnięcia ucznia zależą od jego postawy wobec matematyki. Płeć, wiek i zasoby domowe są współzmiennymi.

$$\pi_{0jk} = \beta_{00k} + \beta_{01k} (\text{Średnia oddziałowa postawy})_{jk} + \beta_{02k} (\text{Średnia oddziałowa wieku})_{jk} + \beta_{03k} (\text{Średnia oddziałowa zasobów domowych})_{jk} + r_{0jk} \quad [\text{Poziom 2}]$$

$$\pi_{1jk} = \beta_{10k}, \pi_{2jk} = \beta_{20k}, \pi_{3jk} = \beta_{30k}, \pi_{4jk} = \beta_{40k} + r_{4jk}$$

W pierwszym równaniu  $\beta_{00k}$  oznacza średnią osiągnięć w kraju  $k$ , a  $\beta_{01k}$  mówi, w jakim stopniu średnia osiągnięć w oddziale zależy od średniej postawy wobec matematyki. Średnie oddziałowe wieku i zasobów domowych są współzmiennymi, przy czym druga z nich informuje o środowisku społecznym, w którym działa szkoła. Należy dodać, że nie odróżnia się tu oddziału od szkoły, ponieważ znaczna liczba szkół (w Polsce 31 proc.) prowadziła tylko jeden oddział klasy czwartej.

$$\beta_{00k} = \gamma_{000} + \gamma_{001} (\text{Średnia krajowa postawy})_k + \gamma_{002} (\text{Średnia krajowa wieku})_k + \gamma_{003} (\text{Średnia krajowa zasobów domowych})_k + u_{00k} \quad [\text{Poziom 3}]$$

$$\beta_{01k} = \gamma_{010} + u_{01k}, \beta_{02k} = \gamma_{020} + u_{02k}, \beta_{03k} = \gamma_{030} + u_{03k}, \beta_{10k} = \gamma_{100} + u_{10k}, \beta_{20k} = \gamma_{200} + u_{20k}, \beta_{30k} = \gamma_{300} + u_{30k}, \beta_{40k} = \gamma_{400} + u_{40k}$$

W pierwszym równaniu  $\gamma_{000}$  oznacza międzynarodową średnią osiągnięć, a  $\gamma_{001}$  jest miarą zależności krajowej średniej osiągnięć od krajowej średniej postawy. Średnie krajowe wieku i zasobów domowych są współzmiennymi.

## Osoby badane

Międzynarodowa baza danych zawiera rekordy 253 371 uczniów z 13 462 klas w 47 krajach (dane z Jordanii i RPA są niedostępne). Dwa kraje nie dostarczyły danych o zasobach domowych. Kolejne redukcje objęły 2510 uczniów, którzy

opuszcili ponad połowę pytań skali postawy, 9931 „entuzjastów”, 539 oddziałów z mniej niż pięcioma uczniami i 27 oddziałów, w których nie przeprowadzono pomiaru postawy. Po wszystkich redukcjach pozostały dane 190 690 uczniów (49,4 proc. dziewcząt) z 12 128 klas w 45 krajach.

## Wyniki

Wewnątrz oddziałów obowiązuje zdroworozsądkowa prawidłowość: osiągnięcia i postawa idą w parze, niezależnie od płci, wieku i zasobów domowych (tab. 4). Badanie korelacyjne nie może rozstrzygnąć, która z dwóch zmiennych jest przyczyną, a która skutkiem, zresztą może to być problem jaja i kury. Zainteresowanie matematyką może zachęcać uczniów do uczenia się matematyki, a sukces w nauce może jeszcze bardziej zwiększyć zainteresowanie.

Można dodać, że w przeciętnym oddziale obserwujemy ponadto efekty płci (na korzyść chłopców) i zasobów domowych. Efektu względnego wieku<sup>2</sup> nie ma, są natomiast efekty wieku bezwzględnego (daty urodzenia) zarówno wewnątrz krajów (mówiąc metonimicznie: oddziały starsze uczą się nieco lepiej niż młodsze), jak i między krajami (kraje starszych uczniów mają nieco lepsze wyniki niż kraje młodszych).

**Tabela 4. Estymacja efektów stałych z odpornymi błędami standardowymi\***

Efekt	Współczynnik i błąd stat.		<i>p</i>
Średnia międzynarodowa osiągnięć, $\gamma_{000}$	509,42	(9,71)	<0,001
Nachylenie międzynarodowej postawy, $\gamma_{001}$	-91,65	(30,61)	0,005
Nachylenie międzynarodowego wieku, $\gamma_{002}$	38,10	(15,68)	0,020
Nachylenie międzynarodowych zasobów domowych, $\gamma_{003}$	27,62	(27,84)	ni.
Nachylenie oddziałowej postawy, $\gamma_{010}$	15,29	(2,33)	<0,001
Nachylenie oddziałowego wieku, $\gamma_{020}$	12,83	(4,97)	0,004
Nachylenie oddziałowych zasobów domowych, $\gamma_{030}$	52,88	(2,99)	<0,001
Nachylenie jednostkowej postawy, $\gamma_{100}$	16,26	(0,62)	<0,001
Nachylenie jednostkowej płci, $\gamma_{200}$	2,47	(1,09)	0,029
Nachylenie jednostkowego wieku, $\gamma_{300}$	0,70	(1,70)	ni.
Nachylenie jednostkowych zasobów domowych, $\gamma_{400}$	23,47	(1,19)	<0,001

\* Dane nieważone.

Na poziomie międzyoddziałowym zauważamy zasadniczo podobny schemat: niezależnie od średniego wieku uczniów i otoczenia społecznego szkoły uczniowie mają bardziej pozytywną postawę wobec matematyki w oddziałach o wyższych osiągnięciach w matematyce. Jednak na poziomie międzynarodowym jest odwrotnie: im wyższe są przeciętne osiągnięcia w matematyce, tym mniej pozytywne są postawy uczniów wobec matematyki.

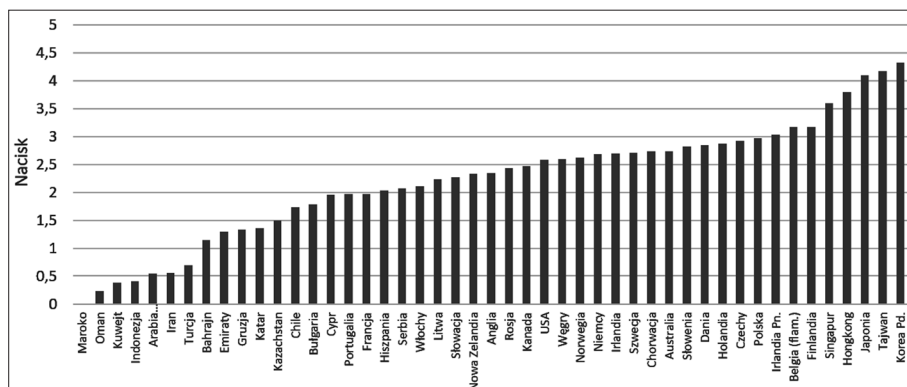
<sup>2</sup> Wiek względny to wiek ucznia po wytrąceniu średniej wieku w jego oddziale. Efekt względnego wieku wykryto w danych TIMSS 2011 (Konarzewski, 2013), ale tylko w krajach europejskich i po usunięciu rekordów uczniów „opóźnionych”, tj. starszych niż wynikałoby z prawa oświatowego.



Zmniejszenie średniej krajowej postawy o jedno odchylenie standardowe wiąże się ze wzrostem osiągnięć o 92 punkty. Zmienna postawy zmniejsza wariancję indywidualnych reszt ( $e_{ijk}$ ) o 5,3 proc. do wartości 3774,5. Wariancje reszt oddziały ( $r_{0jk}$ ) i kraju ( $u_{00k}$ ) zmniejszają się odpowiednio o 4,3 i 14,9 proc.

## Interpretacja

Negatywnej korelacji między średnimi osiągnięciami matematycznymi w poszczególnych krajach a średnimi postawy wobec matematyki nie można wyjaśnić psychologicznie. Najwyraźniej istnieje czynnik krajowy, podobny do prawa Jima Crowa u Subramaniana i in. (2009), który kontroluje obie średnie. Hipotetycznie możemy go zidentyfikować jako cechę typowej kultury szkoły podstawowej: siłę nacisku na nabywanie wiedzy.



Rysunek 2. Poziom nacisku na nabywanie wiedzy w 47 krajach

W kulturach silnego nacisku program nauczania określa oczekiwane efekty uczenia się. Jednostki programowe (np. przedmioty nauczania) są starannie dobrane, tak aby każda przyczyniała się do rozwoju kompetencji wyższego rzędu uznawanych za cele okresu nauczania (np. klasy). Nauczanie jest podzielone na znaczące jednostki metodyczne, a jego tempo zależy od postępów uczniów w sposób podobny do systemu uczenia się do mistrzostwa Blooma (1971). Praktycznie żaden uczeń nie może przejść do następnej jednostki, jeśli nie ma dowodów, że opanował określony zakres wiedzy. Ocena jest systematyczna, częsta, obiektywna i nie podlega negocjacji. Pod koniec szkoły odbywają się egzaminy końcowe, często w formie krajowych lub regionalnych testów osiągnięć.

W kulturach słabego nacisku program nauczania określa treść nauczania i łączy ją luźno z autonomicznymi przedmiotami lub rezygnuje z przedmiotów na rzecz edukacji „zintegrowanej”. Cele edukacji są ogólne i ustalone dla całego okresu nauki. Tempo nauczania jest określone dla całej klasy. Uważa się za naturalne, że niektórzy uczniowie nie robią żadnych postępów. Ocenianie jest rozrzucone losowo w okresie roku, subiektywne i otwarte na negocjacje. Nauczyciele unikają głębokiego sondowania umysłu ucznia, doceniają każdy skrawek jego wiedzy i tolerują subtelne świadectwa ignorancji. Jeśli uczeń obłe sprawdzian, nie podejmują żadnych konkretnych kroków z wyjątkiem słów



ubolewania. Krótko mówiąc, kultury silnego nacisku uważają szkołę za miejsce pracy, czasem ciężkiej, na granicy możliwości umysłowych, podczas gdy w kulturach słabego nacisku szkoła jest miejscem radosnego zbierania okrucich wiedzy. Tę ostatnią pięknie przedstawił Puszkina w *Eugeniuszu Onieginie*.

My wszyscy uczym się po trosze.  
I to i owo pomnim z klas,  
Więc wykształceniem – bardzo proszę! –  
Potrafi błysnąć każdy z nas.  
Oniegin był doskonałym przykładem takiej edukacji:  
Dziwacznej nie czuł on ochoty  
Z dziejowych ksiąg, z papieru brył,  
Chronologiczny strząsać pył,  
Lecz dni zamierzchłych anegdoty  
Od Romulusa po dziś dzień  
Znał — i odtwarzał w kilka mgnień!<sup>3</sup>

Jest dość oczywiste, że dominacja silnego nacisku na nabywanie wiedzy przesuwają krajowy rozkład osiągnięć w prawo, a rozkład postawy w lewo, ponieważ wysokie wymagania nieuchronnie wystawiają uczniów na stres. Odwrotnie jest w wypadku dominacji słabego nacisku. Na poziomie międzynarodowym zmienna nacisku wytwarza negatywną korelację między osiągnięciami a postawą, jak pokazano na rysunku 1. Wewnątrz krajów zróżnicowanie nacisku jest ograniczone, dlatego uczniowie mogą utrzymać psychologiczną zgodność postawy i osiągnięć.

Aby wzbogacić znaczenie zmiennej nacisku na nabywanie wiedzy, oszacowano jej wartości jako ortogonalne rzuty krajów na linię regresji pokazaną na rysunku 1. Rysunek 2 przedstawia wyniki. Najniższy nacisk występuje w krajach arabskich i muzułmańskich, a najwyższy na Dalekim Wschodzie; w Europie na pierwszym miejscu jest Finlandia. Czy zmienna nacisku jest powiązana z jakimiś cechami kraju? Odpowiedź jest twierdząca. Jak pokazuje tabela 5, zamożność kraju wyrażona przez PKB *per capita* nie ma związku z naciskiem, ale korupcja w oświacie i wyższy wskaźnik umieralności niemowląt idą w parze ze słabszym naciskiem. Zmienne te wydają się sygnalizować rozluźnienie procedur w edukacji i opiece okołoporodowej.

Tabela 5. Regresja liniowa nacisku na nabywanie wiedzy ( $n = 47$ )<sup>\*</sup>

Efekt	B	Błąd stat.	t	p
Stała	4,051	0,211		<0,001
Korupcja w oświacie	-0,429	0,063	-6,84	<0,001
Śmiertelność niemowląt	-0,121	0,017	-6,95	<0,001
PKB <i>per capita</i>	-0,005	0,003	-1,58	ns.

<sup>\*</sup> Korupcja w oświacie mierzona zmienną *proxy*: logarytmem odsetka oddziałów z ponad 10-proc. udziałem skrajnie pozytywnych wyników w skali postawy wobec matematyki. Śmiertelność niemowląt: liczba na tysiąc żywych urodzeń (źródło: US Census and Statistics Department). PKB *per capita* z korektą siły nabywczej (źródło: <http://databank.worldbank.org>).

<sup>3</sup> A. Puszkina, *Eugeniusz Oniegin*, przekład Leopolda Blumentala.

## Wnioski

Przedstawione wyniki prowadzą do dwóch wniosków. Po pierwsze, wysokie osiągnięcia i zadowolenie uczniów z nauczania i uczenia się to dwa poniekąd sprzeczne cele edukacji. Zdecydowany wybór jednego z nich byłby jednak szkodliwy. Lepszą strategią jest poszukiwanie rozsądnego kompromisu, porzucający od zidentyfikowania i usuwania źródeł nieproduktywnego nacisku. Po drugie, edukacja jest zanurzona w gospodarce i kulturze społeczeństwa. Osiągnięć szkolnych nie można tłumaczyć wyłącznie psychologią i metodologią nauczania. Poziom nacisku na nabywanie wiedzy wydaje się oświatowym przykładem krajowej tendencji do przestrzegania lub zaniedbywania procedur określonych w innych instytucjach społecznych. Samo jednak pojęcie nacisku jest hipotetyczne i wymaga niezależnego uzasadnienia w międzynarodowych pomiarach nacisku na nabywanie wiedzy.

## Literatura

- Alker, H. A. (1969). A typology of ecological fallacies. W: M. Dogan i S. Rokkan (red.), *Quantitative ecological analysis* (s. 69–86). Cambridge: MIT.
- Bloom, B. S. (1971). Mastery learning. W: Block H. R. (red.), *Mastery learning. Theory and practice*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Gove, W. R. i Hughes, M. (1980). Reexamining the ecological fallacy: A study in which aggregate data are critical in investigating the pathological effects of living alone. *Social Forces*, 58(4), 1157–1177.
- Konarzewski, K. (2013). Wiek startu szkolnego a osiągnięcia w nauce w okresie wczesnoszkolnym. *Edukacja*, 4(124), 5–19.
- Konarzewski, K. i Bulkowski, K. (red.) (2016). *TIMSS 2015. Wyniki międzynarodowego badania osiągnięć czwartoklasistów w matematyce i przyrodzie*. Warszawa: IBE.
- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Foy, P. i Hooper, M. (2016). *TIMSS 2015 International results in mathematics*. Pobrano z: Boston College, TIMSS & PIRLS International Student Center, <http://timssandpirls.bc.edu/timss2015/international-results/>
- Raudenbush, S. W. i Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models. Applications and data analysis methods* (wyd. 2). Thousand Oaks: Sage.
- Robinson, W. S. (1950). Ecological correlations and the behavior of individuals. *American Sociological Review*, 15(3), 351–357.
- Selvin, H. C. (1958). Durkheim's suicide and problems of empirical research. *American Journal of Sociology*, 63, 607–619.
- Subramanian, S. V., Jones, K., Kaddour, A. i Krieger, N. (2009). Revisiting Robinson: The perils of individualistic and ecologic fallacy. *International Journal of Epidemiology*, 38, 342–360.