

**Barbara Ciżkowicz**

*Uniwersytet Kazimierza Wielkiego w Bydgoszczy*

## **Zastosowanie SEM<sup>1</sup> do oceny różnic w uwarunkowaniach osiągnięć matematycznych polskich 15-latków w badaniach PISA 2003 i 2012**

### **Summary**

THE APPLICATION OF SEM TO ASSESS DIFFERENCES IN THE CONDITIONS OF MATHEMATICS ACHIEVEMENTS OF POLISH 15-YEAR-OLDS IN PISA 2003 AND 2012

The article compares the learning environments in the years 2003 and 2012 in order to clarify the reasons for the significant increase in the mathematical skills level of Polish 15-year-olds in those years as pointed by PISA studies. We studied the effect of school and family factors as well as students' non-cognitive achievements on mathematics scores in PISA. In addition, SEM was used in subgroups in order to check whether the role of investigated factors changed over time. The research model adopted allowed to explain a large part of variability of students' mathematical achievements.

Analyses carried out on a sample of 8,966 people revealed significant, positive changes in the students' family environment: conditions at home improved and parents' educational level increased. The impact of home factor on non-cognitive student achievement intensified. School principals pointed to the favourable changes in the school environment. In turn, students' attitudes towards school became less optimistic and their sense of belonging weakened. Also the non-cognitive performance of pupils deteriorated over time.

**Key words:** achievement in mathematics, motivation, anxiety, self-esteem, the impact of family and school, structural equation modelling.

red. Paulina Marchlik

---

<sup>1</sup> SEM (ang. *Structural Equation Modelling*) – modelowanie równań strukturalnych.

Diagnoza edukacyjna, rozumiana jako „rozpoznawanie warunków, przebiegu i wyników uczenia się”, stanowi niezbędne ogniwo w strukturze intencjonalnych działań edukacyjnych na rzecz rozwoju dzieci, młodzieży i osób dorosłych (Niemierko 2007: 365). Jej wysoka jakość oraz wykorzystanie informacji zwrotnej w doskonaleniu procesu kształcenia jest warunkiem koniecznym skuteczności tych działań. Diagnoza z bliska prowadzona w praktyce nauczycielskiej była przez lata głównym źródłem informacji o uczniu (Niemierko 2013; Szyling 2013). Zachodzące zmiany w systemie edukacji spowodowały potrzebę wzbogacenia diagnozy z bliska poprzez diagnozę z daleka. Od 1999 roku w polskich szkołach zaczęto wprowadzać egzaminy zewnętrzne tworzące w skali kraju wspólny układ odniesienia dla uczniów. Polska uczestniczy też w międzynarodowych badaniach umiejętności uczniów. Należą do nich badania PIRLS i TIMSS obejmujące uczniów 10-letnich oraz PISA dotyczące młodzieży 15-letniej (Jakubowski 2013; Ciżkowicz 2013a; Ciżkowicz 2013b). Te dwie perspektywy diagnozy z bliska i z daleka pozostają względem siebie komplementarne dostarczając wzajemnie uzupełniających się informacji. Pierwsza z nich przeprowadzana przez nauczyciela dotyczy dyspozycji ucznia, w których kształtowaniu nauczyciel uczestniczy; druga pozwala na ocenę efektywności kształcenia na tle szerszego układu odniesienia.

## Badania PISA

Program Międzynarodowej Oceny Umiejętności Uczniów (*PISA Programme for International Student Assessment*), zapoczątkowany przez OECD (*Organisation for Economic Co-operation and Development*) w 2000 roku, dotyczy diagnozy kluczowych kompetencji uczniów zbliżających się do końca obowiązkowej edukacji. Badania te mają na celu sprawdzenie stopnia przygotowania młodzieży do życia poza szkołą (PISA 2012a). W odstępach trzyletnich diagnozowane są umiejętności uczniów w trzech dziedzinach: matematyce, czytaniu i interpretacji oraz rozumowaniu naukowym. W każdym badaniu jedna z dziedzin jest dziedziną wiodącą. Zastosowana metodologia pozwala nie tylko określać poziom umiejętności młodzieży, ale też śledzić występujące w nim zmiany.

W roku 2012 w badaniach PISA umiejętności matematyczne były po raz drugi dziedziną wiodącą (poprzednio w 2003 roku). Średni wynik polskich piętnastolatków z matematyki (518; SE = 3,40) zapewnił im pierwszą lokatę wśród krajów UE, na równi z uczniami Holandii, Estonii i Finlandii (PISA 2012b). Odnotowano to, jako znaczący sukces, szczególnie w kontekście badań z roku 2003,

w których polscy uczniowie uzyskali z matematyki wynik (490; SE = 2,96) poniżej średniej w krajach OECD (PISA 2003a). Szczegółowe analizy wyników przedstawione zostały w Raporcie krajowym (OECD 2012a).

Oprócz diagnozy umiejętności uczniów w PISA, przeprowadzane są badania kwestionariuszowe dostarczające wiedzy na temat szerokiego spektrum zmiennych związanych z procesem kształcenia i wychowania. Zmienne te dotyczą rodziny, szkoły oraz ucznia (Strelau 2000; OECD 2003; OECD 2012b). Zgromadzone dane empiryczne pozwalają na porównania uwarunkowań procesu kształcenia krajów uczestniczących w badaniach.

### Wyjaśnienie podstawowych pojęć

W wychowaniu rozumianym, jako świadomie organizowanej działalności społecznej mającej na celu wywołanie zamierzonych zmian w osobowości wychowanka w sferze poznawczo-instrumentalnej oraz emocjonalno-motywacyjnej (Okoń 2007), naczelną rolę odgrywa rodzina i szkoła należące do najważniejszych środowisk wychowawczych (Fleming 2010; Kyunghhee 2011).

**Rodzina** jest naturalnym środowiskiem życia i wychowania młodego pokolenia. Kształtowanie osobowości, systemu wartości, postaw społecznych dzieci i młodzieży pozostaje pod wpływem oddziaływań środowiska rodzinnego. Wychowawcze funkcje rodziny powinny być ściśle zsynchronizowane z działaniami szkoły (Izdebska 1993). Znaczenie środowiska rodzinnego dla osiągnięć szkolnych potwierdzają liczne badania (Connolly 2006, Gil-Flores i in. 2011). Podkreślany jest wpływ zasobów rodziny i kapitału kulturowego na poziom wykształcenia dzieci. Wskazywane są istotne związki między osiągnięciami dzieci i dochodem rodziny, statusem zawodowym i poziomem wykształcenia rodziców (Smith i in. 1997; Shonkoff, Phillips 2000; Bradshaw 2002; Feinstein i in. 2008; Strelitz, Lister 2008). W krajach, w których uczniowie osiągają wysokie wyniki z matematyki (Korea, Tajwan, Japonia) czynnik rodziny wykazuje silny związek z tymi osiągnięciami (Liu i in. 2006). Natomiast wpływ czynnika dziedziczenia na poziom wykształcenia wskazywany w różnych doniesieniach badawczych waha się od 18% do 77% (Branigan i in. 2013).

**Szkoła** jest miejscem intensywnych interakcji społecznych. Służą one w znacznej mierze wywoływaniu zamierzonych zmian w uczniu. Podkreślany jest wpływ organizacji instytucjonalnej szkoły na osiągnięcia uczniów (Greenwald i in. 1996). Wskazywany jest też negatywny wpływ wielkości szkoły na osiągnięcia

matematyczne (Lee i in. 1997). Mniej jednoznaczne wnioski dotyczą wielkości klasy. Azjatyccy badacze dowodzą, że zmniejszanie wielkości klasy nie poprawia jakości nauczania-uczenia się (Wang, Lin 2005). Istotna dla realizacji procesu kształcenia jest również atmosfera w klasie i w szkole. Podmiotowej interakcji, w której kontakty nauczyciel-uczeń polegają na współpracy i dialogu, towarzyszy wzajemne poszanowanie. Taki model interakcji między nauczycielem i uczniami zazwyczaj przenosi się na relacje między nauczycielami oraz między uczniami, a oferta wychowawcza dostosowana do oczekiwań i aspiracji uczniów pozytywnie oddziałuje na motywację do uczenia się (Strelau 2000).

### Pozapoznawcze osiągnięcia uczniów

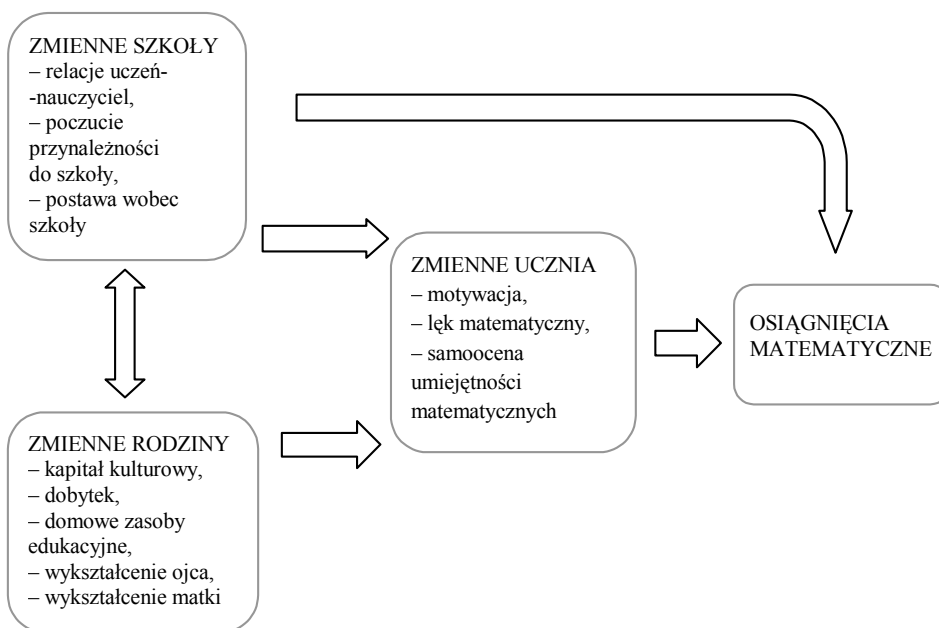
W uczeniu się matematyki powszechnie uznaje się znaczący wpływ czynnika o nazwie *lęk matematyczny* (Hembree 1990). Badania wskazują na związek matematycznego lęku z obawą o matematyczną porażkę (Richardson, Woolfolk 1980) oraz z unikaniem matematyki i zadań matematycznych (Krinzinger i in. 2009).

Samoocena uzdolnień matematycznych jest mediatorem związku między lękiem matematycznym a osiągnięciami matematycznymi. Poczucie zagrożenia okazuje się nieistotne dla niskich osiągnięć szkolnych, jeśli uwzględnia się samoocenę własnych zdolności (Strelau 2000).

Motywacja jest względnie stałą tendencją człowieka do realizowania określonych celów, zadań życiowych i wartości (Strelau 2000). O motywacji wewnętrznej w uczeniu się mówimy, jeśli czynność ta sprawia przyjemność i pobudza na tyle ciekawość ucznia, że niepotrzebna jest dodatkowa gratyfikacja, by tę czynność uczeń wykonywał (Deci, Ryan 1985). Motywacja zewnętrzna jest działaniem podejmowanym wskutek zewnętrznych wzmocnień. Badania pokazują, że motywacja wewnętrzna pozostaje pod wpływem motywacji zewnętrznej. Zainteresowania i twórczość w danej dziedzinie można ćwiczyć i wzmacniać nagradzaniem (Eisenberger, Selbst 1994; Eisenberge, Cameron 1996; Eisenberge i in. 1999).

Celem prezentowanych analiz jest wyłonienie, z grupy zmiennych kontrolowanych w PISA, tych zmiennych związanych z rodziną, szkołą i uczniem, które w sposób znaczący wyjaśniają poziom umiejętności matematycznych polskich 15-latków. Zmienne oraz założone relacje między nimi prezentuje model badawczy (ryc. 1). Ponadto analizy mają ujawnić istotne zmiany, które zaszły w poziomie tych zmiennych oraz sile związków między zmiennymi po dziewięciu latach,

czyli po czasie kiedy matematyka stała się ponownie przedmiotem wiodącym w badaniach PISA.



Ryc.1. Model badawczy

## Metoda

### Badani

Analizie poddano dane dotyczące polskich uczniów uczestniczących w badaniach PISA 2003 i 2012. Zostały one zaczerpnięte z baz danych PISA (OECD 2003; PISA, 2012b). Próby są próbami losowymi. Schemat doboru ma charakter dwustopniowego doboru warstwowego (OECD 2012a). W badaniach PISA w 2003 roku uczestniczyło 4359 polskich 15-latków, wśród których było 50,2% dziewcząt. Zdecydowana większość z nich (99,3%) z nich uczęszczało do szkół publicznych. Badaniami przeprowadzanymi w 2012 roku objęto 4607 osób, z czego 51,2% stanowiły dziewczęta. W porównaniu z rokiem 2003 zmniejszył się nieco odsetek uczniów reprezentujących szkoły publiczne (97%).

## Pomiar

*Umiejętności matematyczne* są zmienną zależną w prezentowanych analizach. Jej poziom badany jest za pomocą wystandaryzowanych testów umiejętności, w których wyodrębniono pięć wskaźników empirycznych dotyczących różnych grup umiejętności począwszy od prostych, odtwórczych, po myślenie strategiczne oraz rozumowanie i argumentację ( $\alpha$  Cronbacha = 0,98). W badaniach PISA poziom umiejętności uczniów wyrażany jest na skali akademickiej ( $M = 500$ ;  $SD = 100$ ).

Dane dotyczące zmiennych objaśniających zostały zaczerpnięte z badań kwestionariuszowych ucznia (PISA 2003b; OECD, 2012b). Zmienne te można podzielić na czynniki związane ze środowiskiem rodzinnym, szkołą i uczniem.

## Środowisko rodzinne

*Kapitał kulturowy* jest zmienną, której wskaźnikiem empirycznym jest wielkość domowego księgozbioru. Zmienna ta przyjmuje wartości od 1 do 6. Wartość jeden – oznacza księgozbiór zawierający od 0 do 10 książek; wartość dwa – od 11 do 25 książek. Dla kolejnych wartości górne granice przedziałów są odpowiednio do: 100; 200; 500; więcej niż 500 książek.

*Wykształcenie rodziców* – na podstawie dokładniejszych danych dotyczących wykształcenia rodzice zostali podzieleni na grupę osób z wykształceniem średnim lub niższym i drugą – z wykształceniem wyższym.

*Dobrobyt rodziny* w badaniach PISA 2012 obejmuje 22 wskaźniki. Jednak ze względu na łączenie zbiorów uwzględniono tylko 11 wskaźników (np. „posiadanie biurka do nauki”, „własnego pokoju”, „komputera”, „Internetu”, „programów edukacyjnych” itd.), które występowały również w 2003 roku.

*Domowe zasoby edukacyjne* są składową *dobrobytu rodziny* i są badane za pomocą podzbioru (7 z 11) wskaźników *dobrobytu rodziny*.

## Szkoła

*Relacje uczeń-nauczyciel* badane są skalą składającą się z pięciu pozycji (np. „uczniowie mają dobre relacje z większością nauczycieli”). Uczniowie udzielali odpowiedzi na czterostopniowej skali od „całkowicie się nie zgadzam” do „całkowicie się zgadzam”. Odpowiedzi są kodowane 1 – 4, przy czym im wyższa

wartość tej zmiennej, tym relacje są lepsze. Rzetelność pomiaru jest zadowalająca ( $\alpha$  Cronbacha = 0,79).

Skala Poczucie Przynależności do Szkoły – w roku 2012 zawierała dziewięć pozycji. W analizie uwzględniono sześć pierwszych (np. „czuję się obco w szkole”), które występowały również w 2003 roku. Sposób udzielania odpowiedzi oraz ich kodowanie są takie, jak w zmiennej *relacje uczeń-nauczyciel*. Im wyższa jest wartość wskaźnika, tym *poczucie przynależności do szkoły* jest większe ( $\alpha$  Cronbacha = 0,77).

*Postawa wobec szkoły* badana jest skalą składającą się z czterech pozycji (np. „szkoła to strata czasu”). Sposób udzielania odpowiedzi oraz ich kodowanie są takie, jak w zmiennej *relacje uczeń-nauczyciel*. Im wyższy wynik, tym gorsza *postawa wobec szkoły* ( $\alpha$  Cronbacha = 0,71).

### Uczeń

W badaniach PISA kontrolowane są również pozapoznawcze osiągnięcia uczniów, wśród których uwzględniono *motywację do uczenia się matematyki*, *lęk matematyczny* oraz *samoocenę zdolności matematycznych*.

*Motywacja do uczenia się matematyki* badana jest ośmiopozycyjną skalą. Występują w niej dwie podskale (po cztery pozycje każda), z których jedna dotyczy *motywacji wewnętrznej* (np. „nie mogę doczekać się lekcji matematyki”), druga – *motywacji zewnętrznej* (np. „będę uczył się wielu rzeczy z matematyki, które pomogą mi dostać pracę”). Odpowiedzi udzielano na czterostopniowej skali szacunkowej. Zakres możliwych wartości dla każdej z podskal mieści się w przedziale od 4 do 16 punktów. Zgodność wewnętrzna jest wysoka:  $\alpha$  Cronbacha = 0,88 dla motywacji wewnętrznej i 0,90 dla motywacji zewnętrznej.

*Lęk matematyczny* – wskaźnikami empirycznymi lęku jest suma punktów uzyskanych za pięć, z dziesięciu pozycji dotyczących uczenia się matematyki (np. „jestem bardzo podenerwowany rozwiązując problemy matematyczne”). Odpowiedzi udzielano na czterostopniowej skali szacunkowej, stąd wyniki mogą się zawierać między 5 a 20. Pomiar lęku jest wysoce rzetelny ( $\alpha$  Cronbacha = 0,87).

*Samoocena zdolności matematycznych* mierzona jest sumą punktów uzyskanych w pozostałych pięciu pozycjach (np. „uczę się matematyki szybko”). Jej poziom może przybierać wartości z przedziału od 5 do 20. Rzetelność pomiaru jest wysoka ( $\alpha$  Cronbacha = 0,91).

## Procedura

W analizach, oprócz wyników uczniów z matematyki, uwzględniono te zmienne kwestionariuszowe, które występowały zarówno w badaniach w roku 2003, jak i 2012, i te które, zgodnie z literaturą przedmiotu, powinny być istotnymi predyktorami osiągnięć matematycznych. Wszystkie dane zaczerpnięto z baz udostępnianych przez OECD PISA.

## Analiza danych

Zgodnie z przyjętym celem badań dane poddano analizie korelacyjnej oraz zastosowano modelowanie równań strukturalnych (SEM). Analizę korelacyjną przeprowadzono w pakiecie SPSS 21.0. Relacje przyczynowo-skutkowe między zmiennymi objaśniającymi i umiejętnościami matematycznymi uczniów weryfikowano przy użyciu SEM w pakiecie AMOS 21. SEM umożliwia ocenę dopasowania modelu jednocześnie do kilku podgrup.

W celu ustalenia czy związki między zmiennymi uwzględnionymi w modelu badawczym kształtują się inaczej w roku 2003 i w 2012 zastosowano modelowanie równań strukturalnych. W przeprowadzanych analizach dwie podgrupy, do których dopasowywano model wyznaczone zostały przez dane z dwóch kolejnych badań PISA, w których matematyka była dziedziną wiodącą (2003 i 2012). Założono, że struktura modelu jest taka sama w podgrupach, a różnica dotyczy jedynie wartości współczynników ścieżkowych. Przed przystąpieniem do oszacowania poprawności modelu sprawdzono założenia.

## Wyniki

### Szkoła

W danych PISA nie znalazło potwierdzenia uzyskiwanie wyższych osiągnięć z matematyki przez uczniów uczących się w małolicznych klasach. W roku 2012 blisko połowa uczniów (43%) uczęszczała od klas 21–25 osobowych, w których średni wynik testu z matematyki jest równy 507 (SE = 3,5). Wyższe wyniki osiągnęli uczniowie z klas liczniejszych (26–30; M = 529; SE = 5,9 oraz 31–35; M = 618; SE = 25,6). Dopiero w klasach o liczbie uczniów większej od 35 dają się odnotować niższe osiągnięcia matematyczne (M = 486; SE = 39). Jednak

w klasach takich uczy się zaledwie 0,7% badanych. Na uwagę zasługuje duży błąd standardowy średniego wyniku z matematyki w klasach o dużej liczbie uczniów (powyżej 30 osób). Świadczy to o znaczących różnicach w osiągnięciach z matematyki uczniów uczęszczających do tych klas.

Uczniowie uczestniczący w badaniach PISA 2003 i 2012 oceniali relacje łączące ich z nauczycielami w szkole (tab. 1). W opinii uczniów w 2012 roku nauczyciele mają lepsze „relacje z uczniami”, są bardziej „zainteresowani samopoczuciem uczniów” oraz częściej „świadczą pomoc potrzebującym jej osobom”. Nieco gorzej niż uczniowie w 2003 roku ocenili oni tylko „sprawiedliwe traktowanie uczniów”.

Tabela 1. Relacje uczeń-nauczyciel w ocenie ucznia

| Stwierdzenia  | Rok 2003 (%) | Rok 2012 (%) |
|---|--------------|--------------|
| 1. Dobre relacje uczeń-nauczyciel                     | 67,1         | 74,4         |
| 2. Nauczyciele zainteresowani samopoczuciem uczniów   | 47,7         | 54,4         |
| 3. Nauczyciele słuchający co uczeń ma do powiedzenia  | 62,1         | 62,7         |
| 4. Nauczyciele świadczący pomoc potrzebującym uczniom | 68,0         | 75,5         |
| 5. Nauczyciele traktujący sprawiedliwie ucznia        | 68,9         | 66,2         |

Wskaźnikami *poczucia przynależności do szkoły* jest postrzeganie przez uczniów relacji rówieśniczych oraz ocena własnego funkcjonowania w środowisku rówieśniczym (tab. 2). Wszelkie zmiany, które zaszły w 2012 roku względem 2003 okazują się niekorzystne. Większa część uczniów „czuje się obco i niezręcznie w szkole”, ma problemy z „nawiązaniem znajomości” i „doświadcza uczucia osamotnienia”. Prawie o 8% zmalała liczba uczniów przekonanych, że „w szkole są osobami lubianymi”.

Tabela 2. Poczucie przynależności do szkoły

| Stwierdzenia  | Rok 2003 (%) | Rok 2012 (%) |
|---|--------------|--------------|
| 1. Czuję się obco w szkole                                      | 8,2          | 10,1         |
| 2. Łatwo nawiązuję znajomości w szkole                          | 88,1         | 86,8         |
| 3. Czuję, że jestem częścią szkoły                              | 76,7         | 76,2         |
| 4. Czuję się niezręcznie i czuję, że nie pasuję do mojej szkoły | 9,9          | 10,8         |
| 5. Wydaje mi się, że inni uczniowie mnie lubią                  | 92,7         | 84,9         |
| 6. Czuję się w szkole osamotniony                               | 8,4          | 8,7          |

*Postawa uczniów wobec szkoły* uległa też niekorzystnym zmianom (tab. 3). W 2012 roku prawie podwoił się odsetek uczniów, którzy w 2003 roku byli zdania, że „szkoła to strata czasu”. Wzrosła też liczba uczniów uważających, że „szkoła nie przygotowuje ich do dorosłego życia”. Zmalało natomiast przekonania, że w szkole „uczą się rzeczy praktycznych i ćwiczą procesy decyzyjne”.

Tabela 3. Postawa wobec szkoły

| Stwierdzenia   | Rok 2003 (%) | Rok 2012 (%) |
|--|--------------|--------------|
| 1. Szkoła nie przygotowuje do dorosłego życia                    | 31,7         | 38,4         |
| 2. Szkoła to strata czasu  | 11,0         | 21,2         |
| 3. Szkoła pomaga zdobyć pewność siebie przy podejmowaniu decyzji | 76,4         | 70,9         |
| 4. Szkoła uczy rzeczy przydatnych w pracy zawodowej              | 80,3         | 70,7         |

### Środowisko rodzinne

W roku 2012 zmniejszył się odsetek uczniów zamieszkujących z obojgiem rodziców (o 6,5%). O 4,1% matek i 6% ojców mniej niż w 2003 roku mieszka na co dzień z dziećmi. Dane dotyczące zamieszkiwania rodziców z dziećmi zawiera tabela 4.

Tabela 4. Z kim na co dzień mieszkają badani uczniowie

| Rok 2003<br>(N = 4377) | ojciec (%) |      | ogół  | Rok 2012<br>(N = 4545) | ojciec (%) |           | ogół  |
|------------------------|------------|------|-------|------------------------|------------|-----------|-------|
|                        | matka (%)  | nie  |       |                        | tak        | matka (%) |       |
| nie                    | 1,1        | 1,4  | 2,5   | nie                    | 4,6        | 2,0       | 6,6   |
| tak                    | 11,8       | 85,8 | 97,5  | tak                    | 14,1       | 79,3      | 93,4  |
| ogół                   | 12,8       | 87,2 | 100,0 | ogół                   | 18,8       | 81,2      | 100,0 |

Odsetek rodziców posiadających wykształcenie wyższe (co najmniej licencjackie) zestawiono w tabeli 5. W roku 2012 odsetek rodziców legitymujących się wyższym wykształceniem wzrósł w porównaniu z 2003 rokiem, przy czym wśród matek o 6,8%, a wśród ojców o 2,6%.

Tabela 5. Rodzice z wykształceniem wyższym

| Rok badania     | Wykształcenie wyższe |            |
|-----------------|----------------------|------------|
|                 | matka (%)            | ojciec (%) |
| 2003 (N = 4383) | 16,5                 | 14,4       |
| 2012 (N = 4607) | 23,3                 | 17,0       |

Znacznej poprawie uległa sytuacja zawodowa rodziców (tab. 6). Zarówno wśród matek, jak i wśród ojców zwiększyła się o ok. 13% liczba osób zatrudnionych na pełnym etacie. W obu grupach zmalała też liczba bezrobotnych poszukujących pracy (o ponad 8%).

Tabela 6. Sytuacja zawodowa rodziców

| Rodzice    | Rok badania     | Pełny etat | Część etatu | Bezrobotna/y | Inne |
|------------|-----------------|------------|-------------|--------------|------|
| Matka (%)  | 2003 (N = 4329) | 50,5       | 7,8         | 16,2         | 25,5 |
|            | 2012 (N = 4497) | 63,1       | 7,5         | 7,8          | 21,6 |
| Ojciec (%) | 2003 (N = 4179) | 65,1       | 7,4         | 12,5         | 15,1 |
|            | 2012 (N = 4300) | 78,9       | 8,7         | 4,4          | 8,0  |

*Kapitał kulturowy* mierzony liczbą książek w domowej bibliotece zmalał nieznacznie. W domach dominowały biblioteki zawierające od 26 do 100 książek i występowały one ze zbliżoną częstością (0,34; 0,33). W roku 2003 średnia liczba książek to 167, a w 2012 – 156. Zmiany te mogą mieć związek ze znacznym upowszechnianiem się i-booków.

Warunki domowe uczniów uległy poprawie. Wzrosła liczba uczniów posiadających własny pokój (74%; 83%) i biurko do nauki (91%; 98%). Zwiększył się ich dostęp do słowników i książek pomocnych w nauce (92%; 96%). Największe zmiany ujawniły się w dostępie do komputera (60%; 97%), Internetu (34%; 95%) i oprogramowania edukacyjnego (47%; 71%). Nieznacznie zmalała liczba osób posiadających literaturę klasyczną (82%; 79%) i poezję (52%; 49%).

W tabeli 7 zamieszczono statystyki opisowe dla zmiennych ilościowych uwzględnionych w analizach. Ponadto dokonano porównania wartości tych zmiennych w roku 2003 i 2012.

Wartości współczynników asymetrii  $[-0,99 : 0,42]$  i kurtozy  $[-0,68 : 1,24]$  oraz liczebności prób uzasadniają zastosowanie testów parametrycznych dla wszystkich zmiennych oprócz *domowych zasobów edukacyjnych* ( $A_s = -2,5$ ;  $K = 9,3$  w 2012).

Tabela 7. Statystyki opisowe zmiennych, test istotności różnic średnich i wielkość efektu

| Zmienne                   | Rok badań | N    | M     | S    | A <sub>s</sub> | K     | p      | d Cohena |
|---------------------------|-----------|------|-------|------|----------------|-------|--------|----------|
| umiejętności matematyczne | 2003      | 4383 | 489,0 | 86,4 | 0,02           | -0,17 | 0,001  | 0,36     |
|                           | 2012      | 4607 | 520,5 | 88,4 | 0,12           | -0,37 |        |          |
| motywacja wewnętrzna      | 2003      | 4294 | 9,3   | 2,8  | 0,14           | -0,17 | 0,001  | 0,25     |
|                           | 2012      | 3035 | 8,6   | 2,9  | 0,25           | -0,37 |        |          |
| motywacja zewnętrzna      | 2003      | 4315 | 11,7  | 2,3  | -0,66          | 1,07  | 0,001  | 0,19     |
|                           | 2012      | 4049 | 11,2  | 2,9  | -0,51          | 0,19  |        |          |
| lęk                       | 2003      | 4299 | 11,9  | 3,1  | -0,09          | 0,09  | 0,347  | 0,03     |
|                           | 2012      | 3000 | 11,8  | 3,6  | 0,13           | -0,33 |        |          |
| samoocena                 | 2003      | 4279 | 12,1  | 3,4  | 0,24           | -0,29 | 0,04   | 0,03     |
|                           | 2012      | 2987 | 12,0  | 3,9  | 0,22           | 0,68  |        |          |
| domowe zasoby edukacyjne  | 2003      | 4380 | 5,1   | 1,6  | -0,51          | -0,49 | 0,001* |          |
|                           | 2012      | 4525 | 6,5   | 0,8  | -2,50          | 9,34  |        |          |
| dobytek                   | 2003      | 4380 | 7,6   | 2,4  | -0,51          | -0,28 | 0,001  | 0,74     |
|                           | 2012      | 4571 | 9,1   | 1,6  | -0,99          | 1,24  |        |          |
| relacje uczeń-naucyciel   | 2003      | 4365 | 13,3  | 2,8  | 0,24           | 1,23  | 0,001  | 0,14     |
|                           | 2012      | 3036 | 13,7  | 2,9  | 0,22           | 0,59  |        |          |
| przynależność do szkoły   | 2003      | 4201 | 18,9  | 2,7  | -0,53          | 1,04  | 0,113  | 0,06     |
|                           | 2012      | 2991 | 18,8  | 3,0  | -0,60          | 1,10  |        |          |
| postawa wobec szkoły      | 2003      | 4205 | 8,0   | 2,2  | 0,41           | 0,32  | 0,001  | 0,40     |
|                           | 2012      | 3013 | 8,9   | 2,3  | 0,42           | 0,41  |        |          |

d Cohena – wielkość efektu, \* – test U Manna-Whitneya

Z analizy wynika, że znacznemu wzrostowi osiągnięć matematycznych nie towarzyszą pozytywne zmiany ani w uczniu, ani w jego obrazie szkoły. W roku 2012 obniżyła się istotnie *motywacja uczniów*. *Samoocena umiejętności matematycznych* oraz *poziom lęku matematycznego* (d Cohena = 0,03) pozostają na niezmiennym poziomie. Nie zmieniło się też *poczucie przynależności do szkoły*. Uległa pogorszeniu *postawa uczniów wobec szkoły* (im wyższa średnia tym gorszy obraz). Poprawiły się jedynie *relacje uczniów z nauczycielami*. Największe, korzystne zmiany zaszły w *domowych zasobach edukacyjnych* oraz w *dobytku domowym* (tab. 7 d Cohena).

W celu weryfikacji przyjętego modelu badawczego (ryc. 1) zastosowano modelowanie równań strukturalnych (SEM). Dopasowanie modelu do danych PISA 2003 i 2012 szacowano stosując statystykę  $\chi^2$ , RMSEA oraz indeksy dopasowania CFI, IFI, TLI, NFI. Do estymacji parametrów modeli zastosowano metodę największej wiarygodności (ML *maximum likelihood*).

Testowaniu poddano trzy modele. W każdym z nich zmiennymi egzogenicznymi były zmienne rodziny i szkoły, a zmiennymi endogenicznymi – osiągnięcia pozapoznawcze i *umiejętności matematyczne* ucznia. Testy dopasowania dla przyjętego modelu (por. ryc. 1) dały następujące wartości:  $\chi^2 = 12664$  df = 616  $p < 0,001$ ; CFI = 0,88; IFI = 0,88; NFI = 0,91; TLI = 0,86; RMSEA = 0,047 (90% CI: 0,046, 0,047). Pierwszy krok doprowadził do usunięcia z modelu zmiennej *domowe zasoby edukacyjne*, która jest częścią składową *dobytku*. W efekcie uzyskano następujące wartości wskaźników dopasowania:  $\chi^2 = 8620,6$  df = 520  $p < 0,001$ ; CFI = 0,91; IFI = 0,91; NFI = 0,91; TLI = 0,89; RMSEA = 0,042 (90% CI: 0,041, 0,042). W drugim kroku wyeliminowana została zmienna *relacje uczeń-nauczyciel*. W efekcie zmienna *dom* posiada cztery wskaźniki (*kapitał kulturowy*, *dobytek*, *wykształcenie ojca* i *wykształcenie matki*), a *szkoła* – dwa (*postrzeganie szkoły* i *postawa wobec szkoły*). Testy dopasowania dla przyjętego modelu dały następujące wartości:  $\chi^2 = 8632$  df = 566  $p < 0,001$ ; CFI = 0,92; IFI = 0,92; NFI = 0,91; TLI = 0,90; RMSEA = 0,040 (90% CI: 0,039, 0,041). Statystyka  $\chi^2$  jest istotna statystycznie. Uwzględniając jednak duże liczebności porównywanych grup ( $N_1 = 4383$ ;  $N_2 = 4607$ ) nie jest to dostatecznym powodem odrzucenia modelu. Wartości pozostałych indeksów dopasowania pozwalają uznać model za dobrze dopasowany do danych (Kline 2011).

W tabeli 8 przedstawiono współczynniki ścieżkowe testowanego modelu uzyskane odpowiednio dla danych w badaniach PISA w 2003 oraz w 2012 roku. Zastosowanie modelowania strukturalnego w podgrupach pozwala ocenić różnice w zależnościach między zmiennymi zawartymi w modelu. Dlatego też oprócz współczynników ścieżkowych wyznaczono wartości testu istotności różnic między współczynnikami ścieżkowymi w latach 2003 i 2012 (CR *Critical ratios for differences*). Istotność statystyki CR oznacza, że współczynnik ścieżkowy w latach 2003 i 2012 uległ znaczącym zmianom.

Szkoła w znaczącym stopniu wpływa na *lęk matematyczny*, *motywację zewnętrzną* i *wewnętrzną* (por. tabela 8), przy czym im większe poczucie przynależności do szkoły i lepsza postawa wobec szkoły tym niższy lęk i wyższa motywacja zewnętrzna. Jednak bezpośredni wpływ szkoły na osiągnięcia matematyczne uczniów jest nieistotny. Dotyczy to współczynników ścieżkowych wyznaczonych zarówno w badaniach w 2003, jak i w 2012 roku. Badania

Tabela 8. Współczynniki ścieżkowe testowanego modelu oraz CR dla różnic między 2003 i 2012 rokiem

| Ścieżka     | Rok badań 2003                   |                      | Rok badań 2012                   |        | CR dla różnic | p dla różnic |
|-------------|----------------------------------|----------------------|----------------------------------|--------|---------------|--------------|
|             | estymowane współczynniki ścieżek | SE                   | estymowane współczynniki ścieżek | SE     |               |              |
| lęk←szk     | -1,53 <sup>***</sup>             | 0,29                 | -0,82 <sup>***</sup>             | 0,11   | 2,310         | *            |
| mot_z←dom   | 0,03 <sup>ni</sup>               | 0,02                 | 0,23 <sup>***</sup>              | 0,04   | 4,532         | ***          |
| lek←dom     | 0,16 <sup>***</sup>              | 0,02                 | -0,32 <sup>***</sup>             | 0,03   | -4,363        | ***          |
| mot_z←szk   | 1,52 <sup>***</sup>              | 0,31                 | 1,15 <sup>***</sup>              | 0,16   | -1,072        | ni.          |
| mot_w←mot_z | 0,07 <sup>ni</sup>               | 0,11                 | 0,29 <sup>ni</sup>               | 0,35   | -0,982        | ni.          |
| smooc←dom   | -0,01 <sup>ni</sup>              | 0,01                 | 0,06 <sup>***</sup>              | 0,02   | 3,949         | ***          |
| samooc←lęk  | -0,82 <sup>***</sup>             | 0,02                 | -0,80 <sup>***</sup>             | 0,02   | 0,836         | ni.          |
| mot_w←szk   | 2,33 <sup>***</sup>              | 0,54                 | 1,67 <sup>**</sup>               | 0,52   | -0,869        | ni.          |
| mot_w←dom   | 0,06 <sup>ni</sup>               | 0,02                 | 0,28 <sup>***</sup>              | 0,10   | 2,181         | *            |
| szk↔dom     | -0,07 <sup>*</sup>               | 0,03                 | -0,04 <sup>*</sup>               | 0,02   | 0,661         | ni.          |
| mat←lęk     | -77,75 <sup>***</sup>            | 9,22                 | -56,76 <sup>***</sup>            | 5,92   | 1,915         | ni.          |
| mat←mot_z   | 41,66 <sup>**</sup>              | 16,26                | 146,70 <sup>ni</sup>             | 179,20 | 0,584         | ni.          |
| mat←mot_w   | 138,34 <sup>ni</sup>             | 136,61               | 200,81 <sup>ni</sup>             | 288,41 | 0,195         | ni.          |
| mat←szk     | -551,74 <sup>ni</sup>            | 408,73               | -491,55 <sup>ni</sup>            | 617,46 | 0,081         | ni.          |
| mat←samooc  | 37,66 <sup>***</sup>             | 4,38                 | 38,06 <sup>***</sup>             | 3,66   | 0,071         | ni.          |
| mat←dom     | 2,40 <sup>ni</sup>               | -1,53 <sup>***</sup> | -41,76 <sup>ni</sup>             | 104,80 | -0,419        | ni.          |

gdzie: ni – nie istotne; \* –  $p < 0,05$ ; \*\* –  $p < 0,01$ ; \*\*\* –  $p < 0,001$ ; CR – Critical Ratios

w 2003 roku ujawniły znaczący wpływ *domu* tylko na poziom *lęku matematycznego*. W roku 2012 *dom* wywierał ponadto istotny wpływ na *motywację zewnętrzną* i *wewnętrzną* oraz *samoocenę umiejętności matematycznych*. Im lepiej wykształceni rodzice, większy kapitał kulturowy i dostatek, tym wyższy poziom motywacji, samooceny i niższy poziom lęku mają ich dzieci. Podobnie, jak w przypadku szkoły, bez względu na rok prowadzenia badań, nie potwierdził się bezpośredni wpływ domu na *osiągnięcia matematyczne* uczniów. Bezpośredni wpływ na *osiągnięcia matematyczne* ma *lęk matematyczny* i *samoocena umiejętności matematycznych*, a w badaniach w 2003 roku dodatkowo *motywacja zewnętrzna*.

Porównanie współczynników ścieżkowych modelu w 2003 i 2012 roku wskazuje na istotne zmiany w mocy predykcyjnej domu (tab. 8). Znacząco wzrósł

jego wpływ na *motywację zewnętrzną i wewnętrzną, lęk matematyczny oraz samoocenę umiejętności matematycznych*. Zmniejszył się też wpływ szkoły na *lęk matematyczny* uczniów. Pozostałe związki między zmiennymi nie różnią się istotnie.

W tabeli 9 zestawiono wartości efektów całkowitych (bezpośrednich i pośrednich) dla wszystkich zmiennych endogenicznych uwzględnionych w modelu.

Tabela 9. Standaryzowane efekty całkowite

| Zmienne endogeniczne | Rok badań | Zmienne objaśniające |        |       |        |       |       |
|----------------------|-----------|----------------------|--------|-------|--------|-------|-------|
|                      |           | dom                  | szkoła | lęk   | samooc | mot_z | mot_w |
| lęk                  | 2003      | -0,42                | -0,62  | -     | -      | -     | -     |
|                      | 2012      | -0,34                | -0,59  | -     | -      | -     | -     |
| samooc               | 2003      | 0,33                 | 0,52   | -0,84 | -      | -     | -     |
|                      | 2012      | 0,33                 | 0,47   | -0,80 | -      | -     | -     |
| mot_z                | 2003      | 0,08                 | 0,68   | -     | -      | -     | -     |
|                      | 2012      | 0,25                 | 0,87   | -     | -      | -     | -     |
| mot_w                | 2003      | 0,16                 | 0,96   | -     | -      | 0,06  | -     |
|                      | 2012      | 0,22                 | 0,94   | -     | -      | 0,27  | -     |
| matematyka           | 2003      | 0,52                 | 0,04   | -0,74 | 0,25   | 0,31  | 0,96  |
|                      | 2012      | 0,55                 | 0,10   | -0,69 | 0,30   | 0,67  | 1,64  |

gdzie „-” oznacza nie występowanie ścieżki w modelu

W przyjętym modelu najważniejszymi predyktorami osiągnięć matematycznych uczniów, bez względu na rok prowadzenia badań, jest *motywacja wewnętrzna* i *lęk matematyczny* (tab. 9). Wyższy poziom motywacji wewnętrznej wpływa na wyższe *osiągnięcia matematyczne*. W przypadku lęku sytuacja jest odwrotna. Wyższemu poziomowi lęku towarzyszą niższe *osiągnięcia matematyczne*. W roku 2012 wzrósł całkowity wpływ *motywacji zewnętrznej* na osiągnięcia matematyczne. Porównanie oddziaływań domu i szkoły na wyniki testu z matematyki wskazuje na wyraźnie wyższy wpływ domu. Należy jednak podkreślić, że wpływ domu i szkoły obejmuje ograniczoną grupę zmiennych kontrolowanych.

Na uwagę zasługuje też wpływ szkoły na pozapoznawcze osiągnięcia uczniów (tab. 9). W każdym przypadku jest on wyraźnie wyższy niż wpływ środowiska rodzinnego uczniów.

Wyznaczone wartości  $R^2$  pokazują, że przyjęty model wyjaśnia 72% wariancji *osiągnięć matematycznych* uczniów w roku 2003 i 95% wariancji w roku 2012.

### Podsumowanie

Badania PISA diagnozują osiągnięcia uczniów 15-letnich oraz liczne zmiany związane z procesem kształcenia. W latach 2003 i 2012 wśród polskich 15-latków odnotowano wyraźną poprawę wyników uzyskanych w testach umiejętności matematycznych. W związku z tym podjęto próbę ustalenia, czy zmianom tym towarzyszą zmiany w kontrolowanych w PISA uwarunkowaniach procesu kształcenia i w jakim kierunku one zachodzą.

W opinii uczniów w środowisku szkolnym zaszły niekorzystne zmiany. Poprawiły się nieznacznie *relacje uczniów z nauczycielami*, ale pogorszyła *postawa uczniów wobec szkoły*. Zmalało też, choć w niewielkim stopniu, ich *poczucie przynależności do szkoły*. W badaniach w 2003 i 2012 roku *lęk matematyczny* i *samoocena umiejętności matematycznych* pozostają na niezmiennym poziomie. Obniżyła się *motywacja zewnętrzna* i *wewnętrzna uczniów*, ale zmiany te są małe (tab. 7). Największe, korzystne zmiany zaszły w domach rodzinnych uczestników badań. Wzrósł odsetek rodziców posiadających wyższe wykształcenie, a zmalało bezrobocie. Poprawił się *dobytke rodzin*. Uczniowie mają dużo lepszy dostęp do komputerów, Internetu oraz programów edukacyjnych.

Przeprowadzone analizy pokazują, że na umiejętności osiągnięcia matematyczne uczniów największy wpływ mają niezmiennie ich *wewnętrzna motywacja do uczenia się matematyki*, a następnie *poziom lęku matematycznego* oraz *samoocena umiejętności matematycznych*. Każda z tych zmiennych pozostaje pod większym wpływem szkoły niż środowiska rodzinnego (tab. 9).

Należy jednak wyraźnie podkreślić, że związki przyczynowo-skutkowe zostały przyjęte na podstawie przesłanek teoretycznych, a zastosowanie SEM pozwala jedynie stwierdzić, że nie pozostają one w sprzeczności z analizowanymi danymi, co nie jest równoważne potwierdzeniu tych związków.

Diagnozy z bliska i diagnozy z daleka pozwalają spojrzeć na osiągnięcia uczniów z różnych perspektyw: klasy, szkoły, regionów, Polski czy usytuowania na tle innych krajów. Przydatność obu perspektyw w znacznej mierze zależy od celu, do realizacji którego sięga się po dostarczane przez nie informacje. Są one źródłem komplementarnej wiedzy na temat efektów procesu kształcenia i obie są niezbędne.

## Bibliografia

- Bradshaw J. 2002. *Child poverty and child outcomes*, „Children & Society”, 16, s. 131–140.
- Branigan A.R., McCallum K.J., Freese J. 2013. *Variation in the heritability of educational attainment: An international meta-analysis*, Northwestern University Institute for Policy Research, Evanston.
- Ciżkowicz B. 2013a. *Wybrane uwarunkowania osiągnięć polskich i fińskich 15-latków w badaniach PISA 2009*, [w:] *Polska edukacja w świetle diagnoz prowadzonych z różnych perspektyw badawczych*, red. B. Niemierko, M.K. Szmigel, Grupa Tomami, Kraków, s. 73–83.
- Ciżkowicz B. 2013b. *Obraz polskiej szkoły w badaniach 15-latków*. „Teraźniejszość – Człowiek – Edukacja”, nr 4, s. 117–130.
- Ciżkowicz B. 2014. *O potrzebie ewaluacji efektów kształcenia w szkołach wyższych: stan, problemy, perspektywy*, „Ruch Pedagogiczny”, nr 2, s. 123–134.
- Connolly P. 2006. *The effects of social class and ethnicity on gender differences in GCSE attainment: A secondary analysis of the Youth Cohort Study of England and Wales 1997–2001*, „British Educational Research Journal”, 32(1), s. 3–21.
- Deci E., Ryan R. 1985. *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*, Plenum Press, New York.
- Eisenberger R., Selbst M. 1994. *Dose reward increase or decrease creativity?*, „Journal of Personality & Social Psychology”, nr 6, s. 1116–1127.
- Eisenberger R., Cameron J. 1996. *Detrimental effects of reward*, „American Psychologist”, nr 11, s. 1153–1166.
- Eisenberger R., Rhoades L., Cameron J. 1999. *Does Pay for Performance Increase or Decrease Perceived Self-Determination and Intrinsic Motivation?*, „Journal of Personality & Social Psychology”, nr 5, s. 1026–1040.
- Feinstein L., Duckworth K., Sabates R. 2008, *Education and the family: Passing success across the generations*, Routledge, London.
- Fleming Ch., Catalano R., Haggerty K. 2010. *Relationships between level and change in family, school, and peer factors during two periods of adolescence and problem behavior at age 19*, „Journal of Youth and Adolescence”, nr 39, s. 670–682.
- Gil-Flores J., Padilla-Carmona M., Suarez-Ortega M. 2011. *Influence of gender, educational attainment and family environment on the educational aspirations of secondary school students*, „Educational Review”, 63, 3, s. 345–363.
- Greenwald R., Hedges L., Laine R. 1996. *The effect of school resources on achievement*, „Review of Educational Research”, nr 66 (3), s. 361–396.
- Hembree R. 1990. *The nature, effects, and relief of mathematics anxiety*, „Journal for Research in Mathematics Education”, 21, s. 33–46.
- Izdebska H. 1993. *Rodzina i jej funkcja wychowawcza*, [w:] *Encyklopedia Pedagogiki*, red. W. Pomykała, Fundacja Innowacja, Warszawa.

- Jakubowski M. 2013. *Polska w świetle międzynarodowych badań umiejętności uczniów*, [w:] *Polska edukacja w świetle diagnoz prowadzonych z różnych perspektyw badawczych*, red. B. Niemierko, M.K. Szmigel, Grupa Tomami, Kraków, s. 99–100.
- Kline R. 2011. *Principles and practice of structural equation modeling*, The Guilford Press, New York.
- Krinzinger H., Kaufmann L., Willmes K. 2009. *Math anxiety and math ability in early primary school years*, „Journal of Psychoeducational Assessment”, nr 27, s. 206–225.
- Kyunghee L. 2011. *Impacts of the duration of head start enrollment on children's academic outcomes: Moderation effects of family risk factors and earlier outcomes*, „Journal of Community Psychology”, nr 39, s. 698–716.
- Lee V., Smith J., Croninger R. 1997. *How high school organization influences the equitable distribution of learning in mathematics and science*, „Sociology of Education”, nr 70, s. 128–150.
- Liu Y, Wu A., Zumbo B. 2006. *The relation between outside of school factors and mathematics achievement: A cross-country study among the U.S. and five top-performing asian countries*, „Journal of Educational Research & Policy Studies”, nr 6, s. 1–35.
- MEN 2012. *Program Międzynarodowej Oceny Umiejętności Uczniów OECD PISA. Wyniki badania 2012 w Polsce*, dostępny na: [http://www.ibe.edu.pl/images/prasa/PISA-2012-raport\\_krajowy.pdf](http://www.ibe.edu.pl/images/prasa/PISA-2012-raport_krajowy.pdf) (otwarty 10 stycznia 2015).
- Niemierko B. 2007. *Kształcenie szkolne. Podręcznik skutecznej dydaktyki*, Wydawnictwo Akademickie i Profesjonalne, Warszawa.
- Niemierko B. 2013. *Diagnoza edukacyjna duża i mała*, [w:] *Polska edukacja w świetle diagnoz prowadzonych z różnych perspektyw badawczych*, red. B. Niemierko, M.K. Szmigel, Grupa Tomami, Kraków, s. 23–39.
- Niemierko B. 2014. *Dwie dekady dojrzewania diagnostyki edukacyjnej w Polsce*, „Ruch Pedagogiczny”, nr 2, s. 5–26.
- OECD 2003. Dostępny na: <http://pisa2003.acer.edu.au/downloads.php> (otwarty 10 stycznia 2015).
- OECD 2012a. *Raport krajowy. Wyniki badania PISA 2012 w Polsce*, dostępny na: [http://www.ibe.edu.pl/images/prasa/PISA-2012-raport\\_krajowy.pdf](http://www.ibe.edu.pl/images/prasa/PISA-2012-raport_krajowy.pdf) (otwarty 10 stycznia 2015).
- OECD 2012b. Dostępny na: <http://pisa2012.acer.edu.au/downloads.php> (otwarty 10 stycznia 2015).
- Okoń W. 2007. *Nowy słownik pedagogiczny*, Wydawnictwo Akademickie Żak, Warszawa.
- PISA 2003a. Dostępny na: <http://pisa2003.acer.edu.au/interactive.php> (otwarty 10 stycznia 2015).
- PISA 2003b. Dostępny na: [http://pisa2003.acer.edu.au/downloads/StQ\\_Questionnaire2003.pdf](http://pisa2003.acer.edu.au/downloads/StQ_Questionnaire2003.pdf) (otwarty 5 lutego 2015).
- PISA 2012a. Dostępny na: <http://pisa2012.acer.edu.au/> (otwarty 10 stycznia 2015).
- PISA 2012b. Dostępny na: [http://pisa2012.acer.edu.au/interactive\\_results.php](http://pisa2012.acer.edu.au/interactive_results.php) (otwarty 10 stycznia 2015).
- Richardson F.C., Woolfolk R.L. 1980. *Mathematics anxiety*, [w:] *Test anxiety: Theory, research and application*, red. I.G. Sarason, Erlbaum, Hillsdale, NJ, s. 271–288.

- Shonkoff J., Phillips D. 2000. *Family resources*, [w:] *From neurons to neighborhoods*, red. J. Shonkoff, D. Phillips, National Academy Press, Washington.
- Smith J.R., Brooks-Gunn J., Klebanov P.K. 1997. *Consequences of living in poverty for young children's cognitive and verbal ability and early school achievement*, [w:] *Consequences of growing up poor*, red. G.J. Duncan, J. Brooks-Gunn, Russell Sage Foundation, New York.
- Strelau J. 2000. *Psychologia. Podręcznik akademicki*, t. 3, Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne, Sopot.
- Strelitz J., Lister R. 2008. *Why money matters: family income, poverty and children's live*, Save the Children, London.
- Szyling G. 2013. *Zmiana skali oceniania jako element zmiany myślenia o jakości osiągnięć uczniów*, [w:] *Polska edukacja w świetle diagnoz prowadzonych z różnych perspektyw badawczych*, red. B. Niemierko, M.K. Szmigel, Grupa Tomami, Kraków, s. 237–238.
- Wang J., Lin E. 2005. *Comparative studies on USA and Chinese mathematics learning and the implications for standards-based mathematics teaching reform*, „Educational Researcher”, nr 34 (5), s. 3–13.

Źródło: Eurostat, UOE (otwarty 10 stycznia 2015).