

Zróznicowanie umiejętności początkowych w klasie pierwszej a efekt względnego wieku w klasie trzeciej

KRZYSZTOF KONARZEWSKI

Instytut Badań Edukacyjnych*

Celem artykułu jest weryfikacja dwóch hipotez. Pierwszą, według której zróznicowanie umiejętności początkowych w klasie pierwszej jest ujemnie skorelowane z wiekiem startu szkolnego, sprawdzono na danych z badania *Sześćcio- i siedmiolatków na starcie szkolnym*. Dyspersje wyników pomiaru umiejętności czytania i pisania (ale nie umiejętności matematycznych) 1164 dzieci rozpoczynających naukę w klasie pierwszej istotnie malały w kolejnych kwartylach wieku. Drugą hipotezę, zgodnie z którą w oddziale szkolnym efekt względnego wieku w klasie trzeciej jest dodatnio skorelowany ze zróznicowaniem początkowych umiejętności językowych i liczbowych w klasie pierwszej, sprawdzono na danych 4838 uczniów z 254 oddziałów trzeciej klasy szkoły podstawowej, zebranych w międzynarodowych badaniach osiągnięć szkolnych PIRLS i TIMSS 2011. Umiejętności początkowe oceniono na podstawie opinii rodziców. Hierarchiczna analiza regresji (przy kontroli płci i statusu społeczno-ekonomicznego rodziny ucznia oraz lokalizacji szkoły) wykazała, że im większe było początkowe zróznicowanie umiejętności językowych w oddziale (przy kontroli wieku uczniów), tym większa była różnica między osiągnięciami matematycznymi młodszych i starszych uczniów w klasie trzeciej. Wynik sugeruje, że pytanie o wiek, w jakim dzieci powinny rozpocząć naukę w szkole, jest mniej ważne niż pytanie: Jak zredukować zróznicowanie umiejętności początkowych w oddziałach klasy pierwszej?

SŁOWA KLUCZOWE: pedagogika, umiejętności początkowe, efekt względnego wieku, PIRLS, TIMSS, HLM.

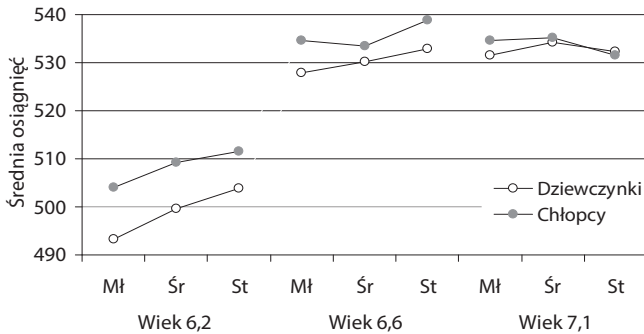
Celem artykułu jest próba wyjaśnienia ciekawego zjawiska: niewielka, ale statystycznie istotna część osiągnięć szkolnych średnio dziesięcioletnich uczniów z 25 krajów Europy okazała się zależna od interakcji względnego i bezwzględnego wieku tych uczniów (Konarzewski, 2013). Interakcję ilustruje Rysunek 1. Poszczególne

punkty reprezentują średnie osiągnięć matematycznych dzieci podzielonych na grupy według trzech kryteriów: średniego wieku na starcie szkolnym (6,2 roku, 6,6 roku, 7,1 roku), względnego wieku w oddziale (młodsze, średnie, starsze) i płci. Jak widać, dzieci najstarsze w swoim oddziale osiągnęły wyższe wyniki w teście umiejętności matematycznych niż dzieci najmłodsze, a interakcja polega na tym, że ta różnica jest największa w oddziałach wczesnego startu, natomiast w oddziałach późnego startu jest

Artykuł powstał w ramach projektu „Badanie jakości i efektywności edukacji oraz instytucjonalizacja zaplecza badawczego” realizowanego w Instytucie Badań Edukacyjnych i współfinansowanego ze środków Europejskiego Funduszu Społecznego w ramach Programu Operacyjnego Kapitał Ludzki 2007–2013. Priorytet III: Wysoka jakość systemu oświaty.

© Instytut Badań Edukacyjnych

* Adres: ul. Górczewska 8, 01-180 Warszawa. E-mail: k.konarzewski@ibe.edu.pl



Rysunek 1. Średnie osiągnięć w matematyce dziewczynki i chłopców w różnym wieku względnym (Mł – młodsze, Śr – średnie, St – starsze) w oddziałach różniących się wiekiem startu szkolnego. Na podstawie: Konarzewski (2013).

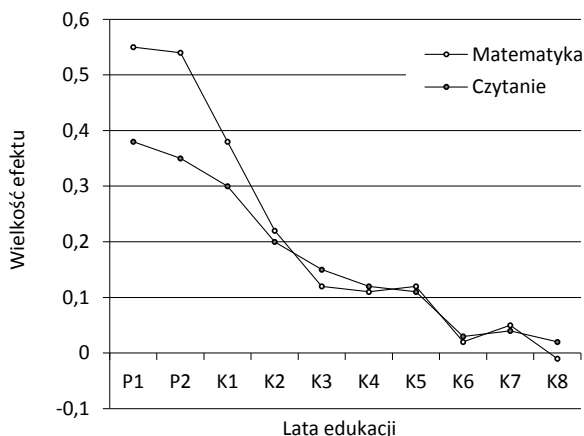
nieodróżnialna od zera. W podobny sposób zmniejszają się też różnice między dziewczynkami a chłopcami. Wiek oddziału szkolnego, czyli średnia wieku uczniów, zależy od panujących w danym kraju regulacji prawnych i obyczajowych, dlatego opisaną interakcję można wykryć tylko w danych międzynarodowych.

Każda próba wyjaśnienia tej interakcji wymaga osadzenia jej w perspektywie czasowej. Z wielu badań wynika, że różnica między osiągnięciami starszych i młodszych uczniów w oddziale (nazywana efektem względnego wieku) zmniejsza się w kolejnych latach nauki (DiPasquale, Moule i Flewelling, 1980; Dolata i Pokropek, 2012; Hutchison i Sharp, 1999, za: Sharp, 2002; Jones i Mandeville, 1990; Langer, Kalk i Searls, 1984; Verachtert, De Fraïne, Onghena i Ghesquière, 2010). Rysunek 2, pochodzący z klarownego badania T. Chris Oshimy i Christophera Domaleskiego (2006), pokazuje różnice¹ osiągnięć uczniów starszych (urodzonych w trzech miesiącach po granicy obowiązku szkolnego) i młodszych (z trzech miesięcy przed tą granicą). Dane

dotyczące klasy przygotowawczej pochodzą z pomiarów podłużnych przeprowadzonych jesienią i wiosną tego samego roku szkolnego, a klas 1–8 – z pomiarów poprzecznych. Każdy punkt na rysunku przedstawia wynik porównania dwóch próbek po ok. 3 tys. uczniów. Jak widać, na początku edukacji różnice mają średnią wielkość (zwłaszcza w matematyce), ale szybko maleją i już od klasy szóstej są wyłącznie dziełem przypadku.

Dlaczego maleje różnica pod względem osiągnięć między młodszymi a starszymi dziećmi w oddziale? Odpowiedź wydaje się prosta: najwyraźniej szkoła tworzy warunki, które sprzyjają szybszemu rozwojowi młodszych niż starszych. A dlaczego ta różnica maleje w tempie zależnym od wieku startu szkolnego? Konsekwentna odpowiedź brzmi: bo im młodsze są dzieci na starcie, tym trudniej szkole stworzyć takie warunki. Na czym polega ta trudność? Hipotetyczna odpowiedź składa się z dwóch części. Po pierwsze, im niższy jest wiek dzieci rozpoczynających naukę w oddziale klasy pierwszej, tym większe są różnice między nimi pod względem umiejętności początkowych. Po drugie, im większe są te różnice, tym trudniej nauczycielowi zbliżyć modalny poziom wyzwań rozwojowych do potrzeb mniej zaawansowanych (w tym

¹ W jednostkach wielkości efektu $d = (m_s - m_m)/s$, gdzie m_s i m_m to średnie uczniów starszych i młodszych, a s to łączne odchylenie standardowe.



Rysunek 2. Różnice między osiągnięciami starszych i młodszych uczniów w klasie przygotowawczej (P, dwa powtórzone pomiary) i w klasach 1–8 (K).

Na podstawie: Oshima i Domaleski (2006).

młodszych) uczniów, tak by nie ucierpieli na tym bardziej zaawansowani (w tym starsi). Wskutek tej trudności młodzi rozwijają się wolniej, niż mogliby, a dogonienie starszych zajmuje im więcej czasu. Dlatego tempo niwelowania różnic wiekowych zależy od wieku startu szkolnego. Z powyższej odpowiedzi można wyprowadzić dwie hipotezy:

- H_1 : Zróżnicowanie umiejętności początkowych w przeciętnym oddziale klasy pierwszej jest ujemnie skorelowane z wiekiem startu szkolnego.
- H_2 : Zróżnicowanie umiejętności początkowych w przeciętnym oddziale klasy pierwszej jest dodatnio skorelowane z efektem względnego wieku w klasie trzeciej.

Celem artykułu jest weryfikacja obu hipotez.

Wiek startu szkolnego a zróżnicowanie umiejętności początkowych

Wiele badań przekonuje, że istnieją takie dyspozycje psychiczne, których poziom na starcie szkolnym pozwala przewidzieć (w stopniu statystycznie istotnym, co nie

musi znaczyć: praktycznie doniosłym) późniejsze osiągnięcia szkolne². Typowe badanie sprowadza się do oszacowania współczynników regresji osiągnięć w okresie szkolnym na zmierzone w okresie przedszkolnym dyspozycje, takie jak: (a) językowe i liczbowe dyspozycje umiejętności początkowe, (b) dyspozycje poznawcze, np. inteligencja ogólna, pojemność pamięci świeżej i roboczej, funkcje wykonawcze oraz (c) dyspozycje afektywno-motywacyjne, np. szybkość powrotu do równowagi po porażce. Te dyspozycje mierzy się za pomocą testów i skal psychologicznych opracowanych albo przez autora badania (np. Wilgocka-Okoń, 2003), albo przez innych badaczy – przykładami może być skala gotowości przedszkolnej Phelps'a (Augustyniak, Cook-Cottone i Calabrese, 2004) czy bateria psychoedukacyjna Woodcocka-Johnson (Evans, Floyd, McGrew i Leforgee, 2002). Może to być też zbiór osobnych testów (np.

² Szyldem tych badań jest gotowość szkolna (*school readiness*) – pojęcie wysoce złożone i problematyczne, a w tym artykule zbędne. Rola gotowości szkolnej w teorii edukacji i praktyce oświatowej zasługuje na osobny artykuł krytyczny.

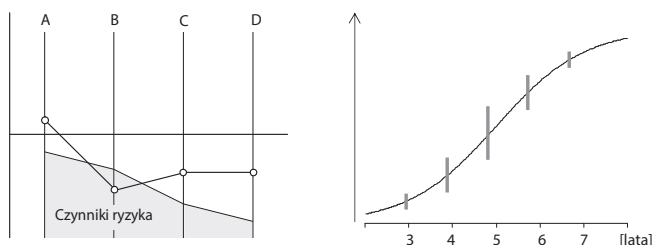
Bull, Espy i Wiebe, 2008; Gathercole, Alloway, Willis i Adam, 2006) lub wybrane podtesty z różnych narzędzi (Konold i Pianta, 2005; Kurdek i Sinclair, 2001), a nawet testy umiejętności szkolnych (Princiotta, Flanagan i Hausken, 2006).

Duża liczba takich badań skłania do metaanalizy. Karen La Paro i Robert Pianta (2000) przeprowadzili ją dla 70 starszych doniesień. Często cytowany artykuł Grega Duncana i współpracowników (2007) przedstawia wyniki metaanalizy sześciu nowszych wielkoskalowych badań amerykańskich, kanadyjskich i brytyjskich. Na zbiór zmiennych niezależnych złożyły się miary umiejętności językowych i liczbowych, uwagi, emocji i zachowań społecznych na starcie szkolnym (w wieku 5–6 lat). W pięciu z tych badań zebrano też dane o dzieciach w wieku 3,5–4 lat, ale w metaanalizie wykorzystano je wyłącznie jako zmienne kontrolowane. Zmiennymi zależnymi były osiągnięcia szkolne w czytaniu i matematyce, charakterystyki uczniów pochodzące od nauczycieli oraz dane o powtarzaniu klasy w wieku 8–14 lat. W żadnym badaniu nie mierzono efektów uczenia się w klasie pierwszej. Metaanalizę przeprowadzono metodą modelowania współczynników równania regresji osiągnięć pochodzących z poszczególnych badań. Najsilniejszymi predyktorami późniejszych osiągnięć szkolnych zarówno w matematyce, jak i czytaniu, okazały się początkowe umiejętności liczbowe (średni ważony i standaryzowany współczynnik regresji wyniósł 0,33). Na drugim miejscu usytuowały się początkowe umiejętności językowe (0,13), bardziej prognostyczne dla osiągnięć w czytaniu niż w matematyce. Na trzecim miejscu znalazły się wskaźniki uwagi (0,07). Wskaźniki początkowych trudności w zachowaniu i umiejętności społecznych nie różnicowały późniejszych osiągnięć szkolnych. Układ wyników nie zależał od płci ani od statutu społeczno-ekonomicznego (SES) rodzin uczniów. Nie zależał też

od tego, czy źródłem danych o uczniach były standaryzowane testy, czy opinie nauczycieli.

Powyższe badania nic jednak nie mówią o zróżnicowaniu dyspozycji początkowych w grupach wiekowych. Czego można się spodziewać w tej sprawie? Załóżmy, że dysponujemy pewną liczbą dyspozycji prognozujących późniejsze osiągnięcia szkolne i umiemy określić na skali każdej z nich wartość progową – taką, że wartości poniżej (czasem powyżej) można uznać za czynniki ryzyka niepowodzenia w nauce (probabilistyczne odwrotności warunków koniecznych powodzenia). Anna Brzezińska, Sławomir Jabłoński i Beata Ziółkowska (2014) nazywają je deficytami i nadmiarami. Dyspozycje początkowe każdego ucznia można przedstawić w postaci profilu. Rysunek 3 pokazuje profil pewnego ucznia na czterech zmiennych: A–D. Najprostsza (co nie znaczy: najtrafniejsza) miara ryzyka porażki ucznia to liczba pomiarów (w tym przypadku: 1), w których znalazł się on poniżej wartości progowej. Zakładając, że dzieci pod wpływem dojrzewania lub doświadczenia (w tym ukierunkowanego przez wychowawcę) osiągają coraz wyższe poziomy zmiennych A–D w indywidualnym tempie, i że te postępy są względnie nieodwracalne, sumaryczna krzywa rozwoju dyspozycji początkowych w populacji powinna monotonicznie rosnać wraz z wiekiem, a dyspersja powinna osiągać maksimum w środku tego procesu. Wynika stąd, że kraj, który przesuwają moment startu szkolnego z wieku 7 na 6 lat, powinien się liczyć ze wzrostem zróżnicowania umiejętności początkowych w kohorcie pierwszoklasistów.

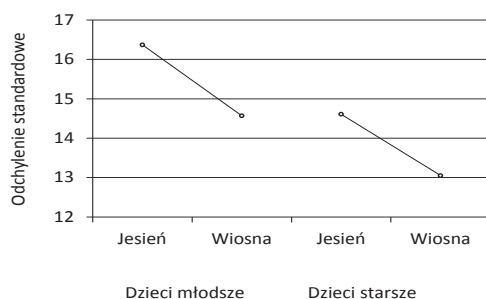
Powyższe rozumowanie prowadzi do hipotezy H_1 , która mówi, że zróżnicowanie umiejętności początkowych jest ujemnie skorelowane z wiekiem uczniów rozpoczynających naukę. W literaturze przedmiotu udało się znaleźć jedynie trzy doniesienia, które podają miary dyspersji umiejętności początkowych w grupach dzieci różniących się wiekiem. Zespół Laury DeThorne (2010)



Rysunek 3. Profil umiejętności początkowych (z lewej) i wartości centralne oraz dyspersje w okresie rozwoju (z prawej).

przedstawił wyniki dwukrotnego pomiaru (w odstępie roku) sześciu elementarnych aspektów czytania w grupie 380 sześciolatków. Z wyjątkiem podtestu definiowania słów z testu Stanford–Bineta, wszystkie dyspersje w drugim pomiarze, mimo wzrostu średnich, były istotnie niższe niż w pierwszym. Christophe Mussolin i inni (2014) testowali dwukrotnie w odstępie siedmiu miesięcy posługiwanie się symbolami liczbowymi i porównywanie ilości w grupie 3–4-letnich dzieci. Cztery na pięć miar miały niższe dyspersje w drugim pomiarze (w tym dwie istotnie). Wzrost dyspersji zaobserwowano

jedynie w zadaniu liczenia do 60 – trudnym, bo w pierwszym pomiarze dzieciom udało się dociągnąć średnio do 13, a w drugim – do 21. Oshima i Domaleski (2006) zamieścili dyspersje wyników dwukrotnego testowania umiejętności czytania i liczenia przez dzieci starsze i młodsze w klasie przygotowawczej. Rysunek 4 przedstawia dyspersje wyników czytania. Zarówno spadek dyspersji w obu grupach między jesienią a wiosną, jak i różnice dyspersji między obiema grupami są istotne statystycznie ($p < 0,001$). W odniesieniu do matematyki odnotowano istotne spadki dyspersji w obu grupach, ale między



Rysunek 4. Odchylenia standardowe wyników dwukrotnego pomiaru czytania przez dzieci młodsze i starsze w klasie przygotowawczej.

Źródło: Oshima i Domaleski (2006).

Tabela 1

Średnie i odchylenia standardowe pomiarów na początku (I) i pod koniec klasy pierwszej (II) w zależności od kwartyli wieku

Rodzaj umiejętności	Kwartyli wieku				Test średnich/ Test wariancji	
	1 (6,1 roku; N = 133)	2 (6,6 roku; N = 242)	3 (7,0 roku; N = 445)	4 (7,6 roku; N = 292)		
Matematyczne						
I	Średnia	93,9	97,0	99,0	100,9	< 0,001
	Odchylenie standardowe	12,0	13,0	12,2	11,3	ni.
II	Średnia	104,7	105,9	105,9	107,4	< 0,001
	Odchylenie standardowe	11,4	11,4	11,3	11,2	n.i.
Czytanie						
I	Średnia	93,7	96,6	97,9	99,9	< 0,001
	Odchylenie standardowe	13,3*	12,3*	11,3**	10,9**	< 0,001
II	Średnia	109,5	109,9	108,7	110,9	0,010
	Odchylenie standardowe	9,6	9,2	9,4	8,2	n.i.
Pisanie						
I	Średnia	99,6	100,8	101,1	104,2	< 0,001
	Odchylenie standardowe	11,8*	12,1*	11,5*	10,4**	0,001
II	Średnia	108,3	111,5	110,1	113,6	< 0,001
	Odchylenie standardowe	12,0*	12,2*	10,7**	8,6***	< 0,001

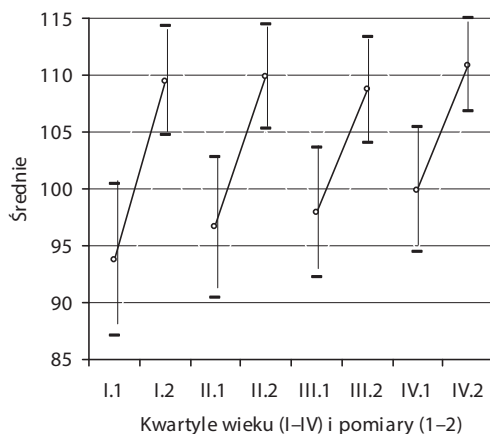
*; **; ***: odchylenia standardowe o różnych superskryptach istotnie różnią się od siebie. Obliczenia własne na podstawie: Kaczan i Rycielski (2014).

grupami różnicy nie było.

W celu sprawdzenia hipotezy H_1 poddano analizie dane z badania IBE *Sześćcio- i siedmiolatki na starcie szkolnym* przeprowadzonego przez Radosława Kaczana i Piotra Rycielskiego (2014). Celem badania było określenie przyrostu wiadomości i umiejętności 6–7-letnich uczniów w ciągu siedmiu miesięcy nauki w czterech typach instytucji oświatowych: klasie przygotowawczej w przedszkolu lub w szkole albo w klasie pierwszej lub drugiej. Do badania przystąpiło 3029 uczniów wylosowanych z operatu PESEL proporcjonalnie do wielkości województwa. Adaptatywnym testem umiejętności na starcie szkolnym (TUNSS) zmierzono umiejętności początkowe czytania, pisania i liczenia. Wyniki przeskalowano do rozkładu o średniej 100 i odchyleniu standardowym 15. W momencie pierwszego pomiaru

jesienią 2012 r. dzieci były w wieku 5,9–7,9 roku. Podzielono je na kwartyli obejmujące mniej więcej pół roku życia. Do weryfikacji hipotezy wykorzystano dane odnoszące się do 1164 dzieci rozpoczynających naukę w klasie pierwszej. Do drugiego pomiaru przystąpiło 1112 z nich.

Analiza wariancji powtarzanych pomiarów wykazuje, że (a) dzieci starsze osiągały wyższe wyniki niż młodsze ($p < 0,001$); (b) w drugim pomiarze nastąpił przyrost wyników ($p < 0,001$), przy czym (c) wielkość przyrostu w matematyce i czytaniu zależała od wieku: dzieci młodsze robiły większe postępy niż starsze ($p < 0,001$). Porównanie wariancji testem Levene'a wykazuje, że (a) wariancje obu pomiarów umiejętności matematycznych w kwartyłach wieku są równe; (b) w pierwszym pomiarze czytania wariancje w grupie dzieci młodszych



Rysunek 5. Średnie i odchylenia standardowe wyników dwukrotnego pomiaru czytania w zależności od kwartyli wieku.

Na podstawie: Kaczan i Rycielski (2014).

(urodzonych w 2006 r.) są istotnie wyższe niż w grupie starszych (z 2005 r.), ale w drugim pomiarze są równe; (c) w pierwszym pomiarze pisania wariancja spada dopiero w grupie najstarszych dzieci, ale w drugim pomiarze maleje w obu kwartylach z rocznika 2005.

Rysunek 5 pomaga uchwycić istotę zaobserwowanych zmian. W pierwszym pomiarze czytania widać wyraźny efekt wieku zarówno w średnich, jak i odchyleniach standardowych. Wystarczyło jednak siedem miesięcy nauki, by efekt wieku zatarł się w średnich i zupełnie znikł w odchyleniach standardowych, i by same te odchylenia wyraźnie zmalały w stosunku do pierwszego pomiaru. Takich zmian: zmniejszania początkowego zróżnicowania między dziećmi, należy oczekiwać od dobrej edukacji.

Zróżnicowanie umiejętności początkowych a efekt względnego wieku w klasie trzeciej

W celu sprawdzenia hipotezy H_2 poddano analizie dane z badań PIRLS 2011 (*Progress in International Reading Literacy Study*; Mullis, Martin, Foy i Drucker, 2012) oraz

TIMSS 2011 (*Trends in International Mathematics and Science Study*; Mullis, Martin, Foy i Arora, 2012) w Polsce (Konarzewski, 2013). Z bazy danych usunięto 111 rekordów uczniów urodzonych w innym roku niż 2001, 60 niekompletnych rekordów, jeden oddział złożony z mniej niż pięciu uczniów oraz dwa oddziały: pięcio- i sześciuosobowy o skrajnych współczynnikach regresji efektu wieku na umiejętności początkowe i skrajnych resztach. Po tych redukcjach do analizy weszły dane 4838 uczniów (96%) z 254 oddziałów klasy trzeciej (99%).

Zmiennymi zależnymi były osiągnięcia w matematyce i czytaniu reprezentowane przez pięć wartości potencjalnych (*plausible values*), a zmiennymi niezależnymi – agregaty (średnie i wariancje w oddziałach szkolnych) umiejętności początkowych, ocenionych na podstawie odpowiedzi rodziców. Rodziców proszono o określenie, jakimi umiejętnościami językowymi i liczbowymi dysponowały ich dzieci na starcie szkolnym (Tabela 3). Wobec wysokiej zgodności odpowiedzi ($\alpha = 0,92$ dla umiejętności językowych i $0,80$ dla liczbowych) oraz jednowymiarowości (73% i 52% wariancji

Tabela 2
Struktura próbki

Lokalizacja szkoły	Liczba oddziałów	Procent oddziałów	Liczba uczniów	Procent uczniów
Wieś	79	31	1 280	26
Małe miasto (do 20 tys. mieszkańców)	48	19	973	20
Średnie miasto (od 20 tys. do 100 tys. mieszkańców)	57	22	1 181	24
Duże miasto (powyżej 100 tys. mieszkańców)	70	28	1 404	30
Razem	254	100	4 838	100

wspólnej w pierwszej składowej) stworzono dwie skale za pomocą jednoparametrycznego modelu IRT. Na poziomie indywidualnym obie skale mają rozkłady skośne w lewo i są skorelowane ze sobą ($r = 0,61$). W analizie występują wyłącznie jako agregaty oddziałowe: średnie i wariancje. Wariancja umiejętności początkowych w klasie pierwszej zawiera w sobie efekt wieku ($d = 0,34$ dla

umiejętności językowych i 0,25 dla liczbowych) i z tego powodu nie może wystąpić w roli predyktora efektu wieku w klasie trzeciej. W celu wytrącenia tego efektu wykonano dwupoziomową analizę regresji: $Umiejętność_{ij} = (\gamma_{00} + u_{0j}) + (\gamma_{10} + u_{1j}) Wiek_{ij} + r_{ij}$, która sprowadza się do serii niezależnych analiz w każdym oddziale. Nowym wskaźnikiem umiejętności jest reszta r_{ij} . Wariancja

Tabela 3
Rozkłady procentowe odpowiedzi rodziców

Gdy Pani/Pana dziecko zaczynało naukę w klasie pierwszej, to jak dobrze umiało...	N	Bardzo dobrze	Średnio	Słabo	Wcale
rozpoznawać większość liter	4 900	47	39	13	2
czytać pojedyncze słowa	4 863	34	39	20	7
czytać zdania	4 838	14	36	30	21
pisać większość liter	4 867	33	45	20	3
pisać pojedyncze słowa	4 860	24	41	25	10
		Do 100 lub więcej			
	N	więcej	Do 20	Do 10	Wcale
liczyć	4 911	30	44	25	1
		Więcej niż 4			
	N	niz 4	3–4 figury	1–2 figur	Żadnej
rozpoznawać figury geometryczne	4 909	45	41	13	1
		Od 5 do 9		Od 1 do 4	
	N	Wszystkie	cyfr	cyfr	Żadnej
rozpoznawać pisane cyfry	4 885	79	11	8	2
pisać cyfry*	4 621	71	13	12	4
		Od 5 do 9		Od 1 do 4	
	N	Tak	Nie		
dodawać małe liczby	4 902	84	16		
odejmować małe liczby	4 818	71	29		

* 217 brakujących danych zastąpiono średnimi.

uczniowskich reszt w oddziałach nie zawiera już kowariancji umiejętności i wieku³. Średnie oddziałowe obu umiejętności są skorelowane dodatnio ($r = 0,69$), podobnie jak wariancje reszt (0,44). Korelacje między średnimi i wariancjami są ujemne (od $-0,31$ do $-0,41$).

Analizę przeprowadzono za pomocą dwupoziomowej hierarchicznej regresji liniowej (Raudenbush i Bryk, 2002). Na pierwszym poziomie – wewnątrz każdego z 254 oddziałów klasy trzeciej – oszacowano współczynniki równania:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{Wiek}_{ij} + r_{ij}, \quad (1)$$

wktórym Y_{ij} oznacza wynik ucznia i z oddziału j w teście czytania lub matematyki; Wiek – „scentrowany”, czyli pomniejszony o średnią wieku jego oddziału, wiek ucznia w latach; β_{0j} – stałą oddziałową (dzięki scentrowaniu predyktora pokrywa się ona ze średnią osiągnięć Y w danym oddziale). Współczynnik kierunkowy β_{1j} jest miarą efektu względnego wieku w oddziale j , a r_{ij} to indywidualna reszta, czyli różnica między oczekiwanym i rzeczywistym wynikiem ucznia i z oddziału j .

Na drugim poziomie, międzyoddziałowym, oszacowano współczynniki dwóch równań:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} m(\text{Język})_j + \gamma_{02} m(\text{Liczba})_j + u_{0j}; \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \text{var}(\text{Język})_j + \gamma_{12} \text{var}(\text{Liczba})_j + u_{1j}. \quad (3)$$

Pierwsze równanie bada zależność średniej osiągnięć w każdym oddziale od średniej początkowych umiejętności językowych

$m(\text{Język})$ i liczbowych $m(\text{Liczba})$ w tym oddziale. Miarami zależności są współczynniki kierunkowe γ_{01} i γ_{02} . Współczynnik γ_{00} jest oszacowaniem średniej osiągnięć w populacji (*grand mean*), a u_{0j} to reszta oddziałowa dla tego równania. Drugie równanie bada zależność efektu wieku w każdym oddziale od wariancji początkowych umiejętności językowych $\text{var}(\text{Język})$ i liczbowych $\text{var}(\text{Liczba})$ w tym oddziale. Miarami zależności są współczynniki kierunkowe γ_{11} i γ_{12} . Istotność statystyczna tych współczynników oznacza potwierdzenie hipotezy H_2 . Współczynnik γ_{10} jest oszacowaniem średniego efektu wieku w populacji, a u_{1j} to reszta oddziałowa dla tego równania.

W celu jaśniejszego przedstawienia logiki analizy, w powyższych równaniach nie uwzględniono zmiennych kontrolowanych. Na pierwszym poziomie kontrolowano płeć i SES⁴ rodziny ucznia (Płeć_{ij} i SES_{ij}), na drugim – lokalizację szkoły (za pomocą trzech sztucznych zmiennych: M_j , S_j i D_j , z których każda wyraża kontrast między małym, średnim i dużym miastem a wsią) oraz średnią SES w oddziale: $m(\text{SES})_j$. Łączny model zawierający jedynie istotne predyktory z dostosowanymi indeksami współczynników znajduje się w przypisie do Tabeli 4. Predyktory – oprócz wieku i sztucznych zmiennych – zostały wystandaryzowane, ponieważ ich oryginalne skale nie przenoszą żadnej informacji. Nie jest to równoznaczne ze standaryzacją współczynników regresji.

Wyniki

Wyniki analizy przedstawiono w Tabeli 4. Komentarz rozpoczniemy od zmiennych kontrolowanych. Jak widać, zarówno płeć, jak i SES rodziny ucznia istotnie różnicują osiągnięcia. W matematyce dziewczynki ustępują chłopcom średnio o 8,8 punktu

³ Regresję reszt ostro skrytykował Gary King (1986), jego krytyka dotyczy jednak szczególnego przypadku: zamiany równania $Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + e$ na równanie $e_1 = \beta'_2 X_2 + e_2$, w którym e_1 jest resztą z równania $Y = \beta'_1 X_1 + e_1$. Oszacowania β'_1 i β'_2 są wówczas obciążone wskutek pominięcia istotnej zmiennej (X_2) w ostatnim równaniu. Należy zauważyć, że zastosowana tu analiza jest inna: wytrąca efekt zmiennej kontrolowanej ze zmiennej niezależnej. Pominięcie istotnej zmiennej nie jest już bynajmniej pewne.

⁴ Konstrukcję wskaźnika SES przedstawił Krzysztof Konarzewski (2012).

Tabela 4

Wyniki analizy regresji osiągnięć z predyktorami na poziomie wewnątrz- i międzyoddziałowym

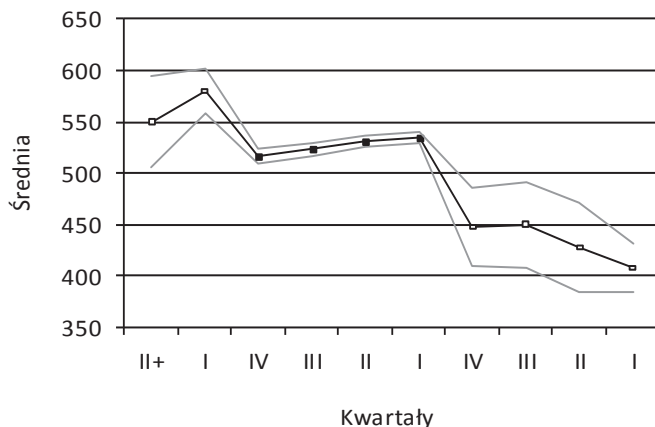
Efekty stałe	Matematyka			Czytanie		
	Wartość	SE	p	Wartość	SE	p
Średnia osiągnięć [γ_{00}]	485,96	2,85		544,72	3,00	
Lokalizacja szkoły						
małe miasto-wieś [γ_{03}]	-5,46	3,87	ni.	-13,50	4,12	0,001
średnie miasto-wieś [γ_{04}]	-9,61	4,17	0,022	-9,86	4,16	0,018
duże miasto-wieś [γ_{05}]	-7,50	4,03	0,064	-11,77	4,26	0,006
Średnia SES [γ_{01}]	22,50	1,99	< 0,001	23,09	1,70	< 0,001
Średnia umiejętności liczbowych [γ_{02}]	6,33	1,55	< 0,001	5,19	1,58	0,001
Płeć [γ_{10}]	8,79	1,94	< 0,001	-14,70	1,88	< 0,001
SES [γ_{20}]	23,59	1,26	< 0,001	24,94	1,27	< 0,001
Wiek [γ_{30}]	21,29	3,60	< 0,001	20,29	3,61	< 0,001
Wariancja umiejętności językowych [γ_{31}]	8,54	4,20	0,047	6,37	3,67	0,082
Efekty losowe						
Wariancja średnich osiągnięć [τ_{00}]	192,78		< 0,001	208,13		< 0,001
Wariancja błędów [σ^2]	3 873,02			3 881,97		
Procent zredukowanej wariancji σ^2 przez zmienne na poziomie wewnątrzoddziałowym	10			12		
Procent zredukowanej wariancji τ_{00} przez zmienne na poziomie międzyoddziałowym	74			72		

Model: $Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} m(SES)_j + \gamma_{02} m(Liczba)_j + \gamma_{03} M_j + \gamma_{04} S_j + \gamma_{05} D_j + \gamma_{10} Płeć_{ij} + \gamma_{20} SES_{ij} + \gamma_{30} Wiek_{ij} + \gamma_{31} var(Język)_j$
 $Wiek_{ij} + u_{0j} + r_{ij}$. Błędy standardowe odporne (*robust*).

($d = 0,14$), a w czytaniu wyprzedzają ich o 14,7 punktu (0,24). Różnica jednego odchylenia standardowego SES przekłada się na różnicę 23,6 punktu w matematyce (0,38) i 24,9 punktu w czytaniu (0,40). Średnie oddziałowe osiągnięć uczniów mają związek z lokalizacją szkoły: szkoły wiejskie górują nad miejskimi, zwłaszcza w teście czytania. Wynik ten przestaje dziwić, jeśli weźmiemy pod uwagę, że ujawnia się on wyłącznie przy kontroli SES rodzin uczniów. Bez uwzględnienia tej zmiennej szkoły w małych miastach nadal mają istotnie gorsze wyniki w czytaniu niż na wsiach, ale w dużych miastach – istotnie lepsze, zarówno w czytaniu, jak i matematyce. Znaczy to, że przewaga szkół miejskich, o której donoszą doroczne raporty Centralnej Komisji Egzaminacyjnej, bierze się wyłącznie stąd, że wielkość miejscowości jest skorelowana ze średnią

SES rodzin uczniów. Warto zauważyć, że w przedstawionej analizie SES reprezentują dwie zmienne: indywidualna i średnia w oddziale. Mają one różne znaczenie i odgrywają inne role w modelu. Pierwsza informuje o materialnych i niematerialnych zasobach domu ucznia i wiąże 9–10% wariancji indywidualnych reszt r . Druga pośrednio informuje o zasobach społeczności rejonu szkoły, a co za tym idzie – o wyposażeniu szkoły i jej klimacie normatywnym. Dodanie jej do modelu zmniejsza wariancję średnich osiągnięć o 63–64%. Możliwość takiej dekompozycji jednej zmiennej jest mocną stroną zastosowanej metody analizy.

Przejdźmy do efektu wieku. Informują o nim współczynniki γ_{30} . Przy kontroli płci, SES i lokalizacji szkoły różnica jednego roku dodaje starszym 21,3 punktu ($d = 0,32$) w matematyce i 20,3 punktu (0,33)



Rysunek 6. Średnie ważone osiągnięć w czytaniu w zależności od wieku uczniów w kwartałach roku urodzenia.

95-procentowy przedział ufności wyznaczony metodą *jackknife*.

w czytaniu. Różnice tej wielkości uważa się w badaniach oświatowych za umiarkowane i z pewnością nie można ich zignorować. Pewność przewidywania tych różnic jest jednak mała – w konkretnym oddziale mogą być one większe lub mniejsze, w tym ujemne. W tym sensie oskarżanie systemu oświaty, że skazuje młodsze dzieci na porażkę, jest nieuzasadnione. Trzeba też pamiętać, że ta analiza ogranicza się do dzieci w wieku normatywnym, czyli właściwym dla swojej klasy. Gdyby uwzględnić wszystkie dzieci, jak na Rysunku 6, efekt wieku byłby mniejszy. Cztery ciemne punkty na rysunku reprezentują uczniów urodzonych w kolejnych kwartałach 2001 r. i tworzą wyraźny trend rosnący. Dwa punkty po lewej reprezentują dzieci urodzone w późniejszych kwartałach, które poszły do szkoły o rok wcześniej. Ich osiągnięcia są wyższe niż najmłodszych uczniów w normatywnym wieku. Cztery punkty po prawej reprezentują dzieci urodzone we wcześniejszych kwartałach, czyli starsze. Znalazły się one w klasie trzeciej, dlatego że skorzystały z odroczenia obowiązku szkolnego lub powtarzały klasę. Ich osiągnięcia są znacznie niższe niż najstarszych uczniów w normatywnym wieku. Po włączeniu do analizy pełnego zbioru danych efekt względnego

wieku w czytaniu spada z 0,33 do nieistotnej wartości 0,07. Doceniając rolę wieku w edukacji, nie należy jej przeceniać.

Na koniec najważniejsza część analizy ukazująca efekty umiejętności początkowych. Po pierwsze, średnia oddziałowa umiejętności liczbowych istotnie prognozuje średnie osiągnięć w oddziale. Oddziały, w których dzieci (według ich rodziców) lepiej opanowały na początku nauki rudymenty arytmetyki, mają po trzech latach istotnie wyższe osiągnięcia zarówno w matematyce, jak i w czytaniu. Średnia umiejętności językowych okazała się nieistotna dla przyszłych osiągnięć.

Po drugie, wariancja początkowych umiejętności językowych w oddziale prognozuje efekt wieku w oddziale. W oddziałach silnie zróżnicowanych pod względem początkowych umiejętności czytania i pisanie efekt wieku w klasie trzeciej jest większy niż w oddziałach o niewielkim zróżnicowaniu. Współczynnik γ_{31} pokazuje, że wzrost początkowego zróżnicowania umiejętności językowych o jedno odchylenie standardowe zwiększa efekt wieku w matematyce pod koniec trzeciego roku nauki o 8,54 punktu – wartość istotnie większą od zera. W czytaniu wzrost wynosi 6,37 punktu i znajduje się

tuż pod progiem istotności. Zróznicowanie umiejętności językowych wiąże 13% wariacji różnicy wieku w matematyce i znacznie mniej, bo tylko 4%, w czytaniu. Zróznicowanie umiejętności liczbowych okazało się nieistotne dla przyszłych osiągnięć.

Dyskusja

Przedstawione wyniki nie stanowią dostatecznego potwierdzenia hipotetycznego wyjaśnienia zależności osiągnięć szkolnych od interakcji względnego i bezwzględnego wieku uczniów. Na rzecz hipotezy H_1 – o ujemnej korelacji zróznicowania umiejętności początkowych z wiekiem uczniów – świadczą wyniki niewielu opublikowanych badań. W pewnej części może to być skutkiem zaniedbywania w doniesieniu badawczym informacji o dyspersjach pomiarów. Badanie *Sześć- i siedmiolatków na starcie szkolnym* potwierdza hipotezę, ale jedynie w odniesieniu do umiejętności czytania i pisania. Dlaczego nie maleją dyspersje wyników testu matematycznego – nie wiadomo. Krzywa rozwoju umiejętności matematycznych (por. Rysunek 3) może się różnić od krzywych rozwoju innych umiejętności przede wszystkim mniejszym nachyleniem i późniejszym plateau; w języku potocznym rozwój matematyczny można by nazwać długim marszem. Czy tak jest, sprawdzić można tylko w niezależnym badaniu.

Druga hipoteza, dotycząca związku zróznicowania umiejętności początkowych z efektem względnego wieku w klasie trzeciej, zyskała potwierdzenie w podwójnie ograniczonym zakresie. Pierwsze ograniczenie wynika z oparcia oceny umiejętności dzieci na wspomnieniach rodziców, które choć rzetelne, z pewnością mają ograniczoną trafność. Zmniejsza ją skłonność do przedstawiania własnego dziecka w dobrym świetle i do uzgadniania wspomnień z aktualną pozycją dziecka w szkole. Pierwszego z tych błędów nie sposób oszacować, ale

drugi nie wydaje się duży w świetle faktu, że włączenie umiejętności początkowych do równania na pierwszym poziomie redukuje wariację reszt osiągnięć r_{ij} tylko o 7,5%. Trzeba też podkreślić, że obie zmienne nie służą do charakterystyki uczniów, lecz oddziałów. W agregatach (średnich i wariacjach) nietrafność indywidualnych ocen może się częściowo znosić.

Drugie ograniczenie zakresu hipotezy polega na tym, że z efektem wieku istotnie wiąże się jedynie zróznicowanie początkowych umiejętności językowych. Dlaczego nie zaobserwowano podobnego związku dla zróznicowania umiejętności liczbowych? To pytanie wiąże się z innym: Dlaczego osiągnięcia w klasie trzeciej prognozuje tylko średnia początkowych umiejętności liczbowych? Hipotetyczna odpowiedź na oba pytania jest następująca. Początkowe umiejętności językowe są pośrednią i przybliżoną miarą kompetencji komunikacyjnych, a początkowe umiejętności liczbowe – przybliżoną miarą inteligencji dziecka. Tę odpowiedź w pewnej mierze popiera fakt, że w badaniu Kaczana i Rycielskiego (2014) inteligencja płynna zmierzona testem matryc Ravena była istotnie silniej skorelowana z umiejętnościami matematycznymi ($r = 0,50$) niż z umiejętnościami czytania (0,40) i pisania (0,37). Im wyższa jest przeciętna inteligencja dzieci w oddziale, tym wyższe są ich przeciętne osiągnięcia zarówno w czytaniu, jak i w matematyce, niezależnie od warsztatu dydaktycznego nauczyciela. Zróznicowanie kompetencji komunikacyjnej oznacza natomiast zróznicowanie warunków interakcji nauczyciela z uczniami. Nauczyciel może bezwiednie preferować interakcje z bardziej atrakcyjnymi partnerami, np. częściej wchodzić z nimi w rozbudowane wymiany słowne (por. Konarzewski, 1993), ze szkodą dla mniej atrakcyjnych. Jest to równoznaczne z przesunięciem modalnego poziomu wyzwań rozwojowych w kierunku bardziej zaawansowanych (w tym starszych)

uczniów, co spowalnia proces doganiania ich przez młodszych. Czytelnik mógłby zapytać: Dlaczego w podobny sposób nie miałyby działać zróżnicowanie inteligencji? W odpowiedzi można się powołać na normę zawodową, która zabrania nauczycielowi poświęcać więcej czasu uczniom zdolnym niż niezdolnym. Świadom tej normy nauczyciel może lepiej kontrolować swoją skłonność do inwestowania wysiłku tam, gdzie najłatwiej o duży zwrot.

Zreferowane badanie pozostawia wiele otwartych kwestii, ogólnie jednak potwierdza trafność wniosku z wcześniejszych analiz (Konarzewski, 2012): pytanie o wiek, w jakim dzieci powinny rozpoczynać naukę w szkole, jest mniej ważne niż pytanie: Jak zredukować wewnątrzoddziałowe różnice między dziećmi pod względem przygotowania do nauki na starcie szkolnym?

Literatura

- Augustyniak, K. M., Cook-Cottone, C. P. i Calabrese, N. (2004). The predictive validity of the Phelps Kindergarten Readiness Scale. *Psychology in the Schools*, 41(5), 509–516.
- Brzezińska, A. I., Jabłoński, S. i Ziółkowska, B. (2014). Specyficzne i specjalne potrzeby edukacyjne. *Edukacja*, 127(2), 37–52.
- Bull, R., Espy, A. K. i Wiebe, S. A. (2008). Short-term memory, working memory, and executive functioning in preschoolers: longitudinal predictors of mathematical achievement at age 7 years. *Developmental Neuropsychology*, 33(3), 205–228.
- DeThorne, L. S., Petrill, S. A., Schatschneider, Ch. i Cutting, L. (2010). Conversational language use as a predictor of early reading development: Language history as a moderating variable. *Journal of Speech, Language & Hearing Research*, 53(1), 209–223.
- DiPasquale, G. W., Moule, A. D. i Flewelling, R. W. (1980). The birthdate effect. *Journal of Learning Disabilities*, 13, 234–238.
- Dolata, R. i Pokropek, A. (2012). Czy warto urodzić się w styczniu? Wiek biologiczny a wyniki egzaminacyjne. W: B. Niemierko i M. K. Szmigiel (red.), *Regionalne i lokalne diagnozy edukacyjne. Materiały XVIII Konferencji Diagnostyki Edukacyjnej* (s. 52–58). Kraków: Polskie Towarzystwo Diagnostyki Edukacyjnej.
- Duncan, G. J., Dowsett, Ch. J., Claessens, A., Magnusson, K., Huston A. C. i in. (2007). School readiness and later achievement. *Developmental Psychology*, 43(6), 1428–1446.
- Evans, J. J., Floyd, R. G., McGrew, K. S. i Leforgee, M. H. (2002). The relations between measures of Cattell–Horn–Carroll (CHC) cognitive abilities and reading achievement during childhood and adolescence. *School Psychology Review*, 31(2), 246–262.
- Gathercole, S. E., Alloway, T. P., Willis, C. i Adam, A.-M. (2006). Working memory in children with reading disabilities. *Journal of Experimental Child Psychology*, 93(3), 265–281.
- Jones, M. i Mandeville, K. (1990). The effect of age at school entry on reading achievement scores among South Carolina students. *Remedial and Special Education*, 11(2), 56–62.
- Kaczan, R. i Rycielski P. (red.). (2014). *Badanie 6- i 7-latków – rok szkolny 2012/2013*. Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
- King, G. (1986). How not to lie with statistics: avoiding common mistakes in quantitative political science. *American Journal of Political Science*, 30(3), 666–687.
- Konarzewski, K. (1993). W jakich warunkach inteligencja i stopnie uczniów są współzależne? *Kwartalnik Pedagogiczny*, 1, 111–126.
- Konarzewski, K. (2012). *Osiągnięcia szkolne polskich trzecioklasistów w perspektywie międzynarodowej*. Warszawa: Centralna Komisja Egzaminacyjna.
- Konarzewski, K. (2013). Wiek startu szkolnego a osiągnięcia w nauce w okresie wczesnoszkolnym. *Edukacja*, 124(4), 5–19.
- Konold, T. R. i Pianta, R. C. (2005). Empirically-derived, person-oriented patterns of school readiness in typically-developing children: description and prediction to first-grade achievement. *Applied Developmental Science*, 9(4), 174–187.
- Kurdek, L. A. i Sinclair, R. J. (2001). Predicting reading and mathematics achievement in fourth-grade children from kindergarten readiness scores. *Journal of Educational Psychology*, 93(3), 451–55.
- La Paro, K. M. i Pianta, R. C. (2000). Predicting children's competence in the early school years: a meta-analytic review. *Review of Educational Research*, 70(4), 443–484.
- Langer, P., Kalk, J. M. i Searls, D. T. (1984). Age of admission and trends in achievement: a comparison of Blacks and Caucasians. *American Educational Research Journal*, 21(1), 61–78.

- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Foy, P. i Arora, A. (2012a). *TIMSS 2011 international results in mathematics*. Chestnut Hill: Boston College.
- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Foy, P. i Drucker, K. T. (2012b). *PIRLS 2011 international results in reading*. Chestnut Hill: Boston College.
- Mussolin, Ch., Nys, J., Content, A. i Leybaert, J. (2014). Symbolic number abilities predict later approximate number system acuity in preschool children. *PLoS ONE*, 9(3), 1–12.
- Oshima, T. C. i Domaleski, Ch. S. (2006). Academic performance gap between summer-birthday and fall-birthday children in grades K–8. *Journal of Educational Research*, 99(3), 212–217.
- Princiotta, D., Flanagan, K. D. i Hausken, E. (2006). *Fifth grade: findings from the fifth-grade follow-up of the early childhood longitudinal study, kindergarten class of 1998–99* (NCES 2006-038). Washington: National Center for Education Statistics.
- Raudenbush, S. W. i Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models. Applications and data analysis methods* (wyd. 2). Thousand Oaks: Sage Publications.
- Sharp, C. (2002). School starting age: European policy and recent research. Referat wygłoszony podczas Seminarium LGA “When Should Our Children Start School?”, Londyn.
- Verachtert, P., De Fraine, B., Onghena, P. i Ghesquière, P. (2010). Season of birth and school success in the early years of primary education. *Oxford Review of Education*, 36(3), 285–306.
- Wilgocka-Okoń, B. (2003). *Gotowość szkolna dzieci sześciolatków*. Warszawa: Żak.