

prof. dr hab. Krzysztof Konarzewski

Instytut Badań Edukacyjnych

Względny wiek uczniów w oddziale a ich samoocena

W poszukiwaniu efektu względnego wieku w odniesieniu do samooceny uczniów poddano analizie dane 4932 uczniów z 256 oddziałów klasy 3 zebrane w badaniu IEA TIMSS 2011. Hierarchiczna analiza regresji wykazała, że względny wiek w oddziale różnicuje samoocenę, jak długo do równania nie włączy się wskaźników osiągnięć szkolnych. Świadczy to o epifenomenalnym statusie samooceny.

Słowa kluczowe: efekt względnego wieku, samoocena, TIMSS

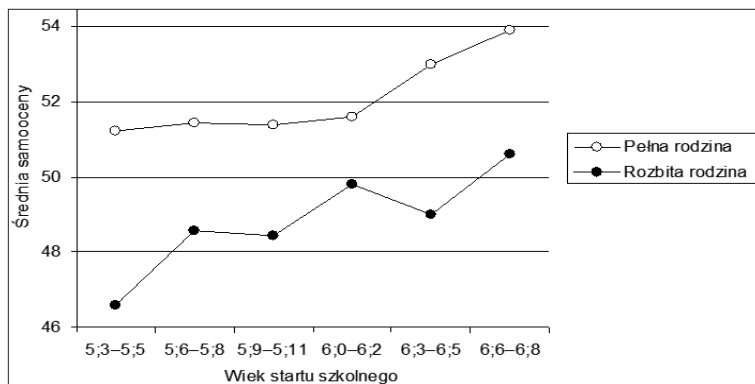
Wiek startu szkolnego, u nas przedmiot agresywnej debaty ideologicznej, na świecie jest raczej wyzwaniem dla badaczy. Wyniki badania tak złożonych kwestii nie są na ogół rozstrzygające, ale przynajmniej poddają się racjonalnej krytyce, czego o argumencie ideologicznym powiedzieć się nie da. Celem niniejszego tekstu jest krytyka pewnego odkrycia. Głosi ono, że samoocena dzieci i młodzieży jest trwale związana z względnym wiekiem startu szkolnego, a dokonał go Angus Thompson i współpracownicy (Thompson, Barnsley i Battle, 2004).

Wiek względny można pojmować na kilka sposobów – jako wiek chronologiczny odniesiony albo do (i) granicznego wieku obowiązku lub uprawnienia szkolnego, albo do (ii) wartości centralnej wieku uczniów w klasie lub (iii) w oddziale klasowym¹. Pierwsze pojęcie, najłatwiejsze do zastosowania w badaniach, ale i najbardziej zawodne, najlepiej zilustrować przykładem. W Polsce ustawa o systemie oświaty zobowiązuje dzieci, które ukończą 6 lat nie później niż 31 grudnia, do rozpoczęcia nauki pierwszego roboczego dnia września tego samego roku. W konsekwencji dzieci urodzone w styczniu są najstarsze w klasie, a urodzone w grudniu – najmłodsze. Tak rozumiany wiek względny jest przedmiotem licznych badań. W Polsce Roman Dolata i Artur Pokropek (2012) wykazali, że różnicuje on liniowo wyniki egzaminu zewnętrznego w ostatnich klasach szkoły podstawowej i gimnazjum.

Nowsze badania prowadzone w Stanach Zjednoczonych, a także w Zjednoczonym Królestwie, Norwegii i Kanadzie (Reijneveld i in., 2006) poszerzyły zakres zmiennych zależnych o miary zdrowia psychicznego. W jednym z badań przeprowadzonych w kanadyjskiej Albercie (Thompson, Barnsley i Dyck, 1999) wykryto wyższy odsetek samobójstw wśród młodzieży z młodziej niż ze starszej połowy rocznika szkolnego. Jest jasne, że sam brak dojrzałości na starcie szkolnym u najmłodszych nie może wyjaśnić tego efektu. Wśród bardziej prawdopodobnych przyczyn znajduje się połączenie niedojrzałości z mechanizmem społecznego porównywania się. Na to przypuszczenie naprowadził

¹ Klasą nazywamy wyodrębniony programowo okres kształcenia najczęściej, choć nie zawsze, obejmujący jeden rok nauki. Oddział klasowy (w Polsce mylnie utożsamiany z klasą) to grupa uczniów należących do jednej klasy i zachowująca stały skład na lekcjach większości przedmiotów.

Thompsona i in. (2004) zastanawiający fakt, że w ligowych drużynach hokejowych jest więcej graczy urodzonych w pierwszych niż w ostatnich miesiącach roku. Ich wyjaśnienie zakłada, że graczy rekrutuje się do zespołu jak do szkoły – na podstawie kryterium wiekowego. Wskutek tego (a) najmłodsi gracze w zespole, jako psychomotorycznie mniej dojrzały, obiektywnie gorzej spełniają wymagania swojej roli, a ponieważ (b) rywalizacja sportowa zmusza ich do porównywania się z innymi, więc (c) częściej mają poczucie, że są gorsi; (d) tłumaczenie sobie tego poczucia brakiem zdolności (e) trwale obniża ich samoocenę, a (f) obniżona samoocena sprzyja odpadaniu z zespołu.



Rysunek 1. Średnie warunkowe samooceny w zależności od wieku startu szkolnego i struktury rodziny. Źródło: Thompson, Barnsley i Battle (2004)

Jak widać, powyższe rozumowanie składa się z wielu przesłanek, z których każda wymagałaby sprawdzenia. Mimo to autorzy przenoszą je na szkołę, wysuwając przypuszczenie, że obniżona w okresie wczesnoszkolnym samoocena może pośredniczyć między wiekiem rozpoczynania nauki a skłonnościami samobójczymi. Na poparcie tego przypuszczenia przedstawiają wyniki badania samooceny 1 129 kanadyjskich uczniów z klas od 1 do 9. Nic nie wiadomo o reprezentatywności tej próbki, ale sam fakt, że znalazło się w niej znacznie więcej uczniów z klas 1–6 (90%) niż 7–9 (10%), każe o niej wątpić. Samoocenę zmierzono za pomocą dwóch wersji (dla młodszych i starszych badanych) Culture Free Self-Esteem Inventory (Battle, 1992), ale w analizie uznano je za równoległe. Wyniki uczniów w różnym wieku analizowano łącznie, ignorując wielkie różnice czasowe między doświadczeniem będącym rzekomo źródłem samooceny a jej pomiarem. Stwierdzono słaby, ale istotny, liniowy efekt daty urodzenia oraz, sądząc z wartości F , znacznie silniejszy efekt struktury rodziny² (młodzież z rozbitych rodzin miała niższą samoocenę niż z pełnych). Interakcji obu zmiennych nie stwierdzono (rysunek 1).

Badaniu można postawić kilka zarzutów. Po pierwsze, wbrew sugestii autorów, nie jest pionierskie; podobny efekt wykryły Tamar Teltsch i Zvia Breznitz (1988) – ale też na wątej podstawie w postaci nielosowej próbki zaledwie 104

² Na stronie 316 podaje się jedynie wartości testu F (2,49 i 20,36, odpowiednio), przy czym przy pierwszej liczba stopni swobody w liczniku wynosi 1, co jest niezrozumiałe w świetle faktu, że analiza wariancji objęła 6 grup wiekowych.

pierwszoklasistów z kilku izraelskich szkół. Po wtóre, autorzy przyjęli, że „dzieci w wieku właściwym dla rozpoczęcia klasy 1 mają od 5,6 do 6,5 lat” (s. 316). Kłopot w tym, że w Albercie dzieci idą do szkoły 1 września, jeśli tego dnia lub wcześniej miały szóste urodziny, przy czym szkoła może przyjmować dzieci, które ukończą 6 lat 1 marca przyszłego roku; dużo do powiedzenia mają też rodzice (Mullis i in., 2012, s. 434). Znaczy to, że w przedziale normatywnym najmłodsze dziecko w klasie 1 ma 6 lat, a najstarsze – prawie 7. Zdaje się więc, że rysunek 1 mówi raczej o wieku chronologicznym niż względnym, a to rodzi wątpliwość, czy opisany efekt jest w ogóle związany ze szkołą. Data urodzenia kumuluje w sobie różne wpływy, przede wszystkim warunków meteorologicznych panujących w okresie rozwoju płodowego i wczesnego niemowlęctwa (np. Nesby-O’Deal i in., 2002). Data sytuuje ucznia w kohorcie klasowej, ale nie w oddziale klasowym, bo oddziały mają różny skład i uczeń ze środka rozkładu wieku w klasie może znaleźć się wśród najmłodszych lub najstarszych w oddziale. A mechanizm społecznego porównywania się ma zastosowanie tylko w oddziale.

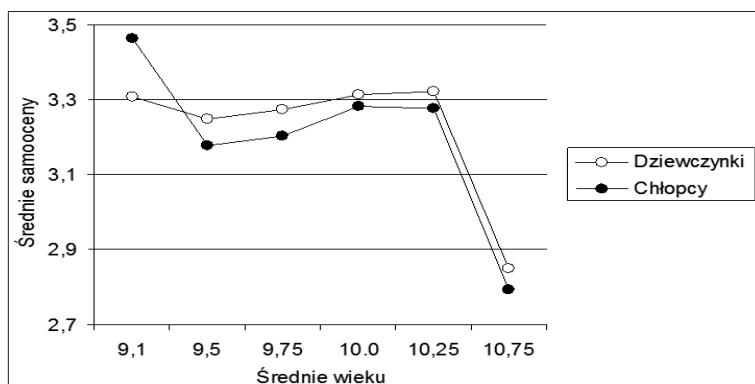
Ta niepewność odbija się na interpretacji części wyników. Autorzy włączyli do analizy dwie grupy uczniów: młodszych o kwartał niż najmłodszy w rzekomo normatywnym wieku i starszych o kwartał niż najstarsi. Te skrajne grupy doskonale wpisały się w ogólny trend, choć na gruncie teorii o początkowej niedojrzałości tak być nie powinno. Dzieci z pierwszej grupy musiały z łatwością spełnić kryterium dojrzałości szkolnej (inaczej nie zostałyby przyjęte), mogły więc z powodzeniem rywalizować w nauce ze starszymi – dlaczego zatem ich samoocena jest najniższa? Dzieci z drugiej grupy skorzystały z odroczenia obowiązku szkolnego, które stosuje się zwykle wobec kandydatów niespełniających w terminie kryterium dojrzałości, albo powtarzały klasę, więc prawdopodobnie ustępowały umysłowo młodszym – dlaczego zatem ich samoocena jest najwyższa?

Metoda

Chcąc sprawdzić związek względnego wieku z samooceną, poddałem analizie dane z międzynarodowego badania IEA TIMSS 2011 (Konarzewski, 2012; Martin i in., 2012; Mullis i in., 2012), którego celem było określenie osiągnięć szkolnych w matematyce i przyrodznawstwie dziesięcioletnich uczniów klasy 4 z 50 krajów³. W Polsce pomiarem objęto 5 027 uczniów z 257 oddziałów klasy trzeciej z 150 szkół podstawowych. Przeprowadzono go w maju 2011 r.

W celu utworzenia wskaźnika samooceny poddałem analizie głównych składowych 37 pozycji należących do 6 skal zamieszczonych w ankiecie ucznia. Analiza ujawniła 3 składowe odnoszące się do samooceny dyspozycji matematycznych (np. „Jestem dobra/dobry w rozwiązywaniu trudnych zadań z matematyki”), przyrodniczych i czytelniczych. Wskaźnik samooceny to średnia 19 pozycji z 3 składowych w skali od 1 do 4. Rzetelność wskaźnika jest wysoka ($\alpha = 0,863$), rozkład skośny w lewo, wartości samooceny wahają się 1,23 do 4,00 wokół średniej 3,26 z odchyleniem standardowym 0,49. Współczynniki korelacji z osiągnięciami w matematyce i przyrodznawstwie wyniosły 0,482.

³ W niektórych krajach czwartoklasiści mieli mniej (np. we Włoszech) lub więcej (np. w Danii) niż 10 lat, w innych dziesięciolatki były w wyższej klasie (np. w Anglii).



Rysunek 2. Średnie warunkowe samooceny w zależności od wieku trzecioklasistów

Właściwą analizę przeprowadziłem w dwóch krokach, najpierw w sposób zastosowany przez Thompsona i in. (2004) – biorąc pod uwagę wiek uczniów w klasie 3 i stosując analizę wariancji. W drugim kroku zmienną niezależną był wiek odniesiony do średniej wieku uczniów w oddziale klasowym, a metodą – dwupoziomowa hierarchiczna regresja liniowa (Raudenbush i Bryk, 2002). Wielką zaletą tej metody jest to, że pozwala oszacować interesujące zależności w miejscu, w którym one powstają. Zgodnie z przedstawioną teorią efekt względnego wieku powstaje w oddziale klasowym, tam więc należy określać związek samooceny z wiekiem uczniów – najprościej w postaci współczynnika kierunkowego oddziałowego równania regresji samooceny na wiek wyrażony jako odchylenie od średniej oddziałowej.

Tabela 1. Skład i osiągnięcia szkolne uczniów, którzy rozpoczęli naukę we właściwym wieku, wcześniej lub później (dane ważone)

Wiek uczniów w maju 2011 r.	Liczba	Odsetek	Średnia wieku	Odsetek chłopców	Średnia SES*	Średnia osiągnięć w matematyce**
Mniej niż 9,4	31	0,5	9,1	61,3	0,97	538,8 (11,9)
Między 9,4 a 10,4	4904	97,5	9,9	51,6	-0,12	482,8 (2,1)
Więcej niż 10,4	92	1,9	10,7	60,5	-0,90	384,9 (16,7)
Razem	5027	100,0	9,9	51,8	-0,13	481,2 (2,2)

* Wskaźnik standaryzowany

** W nawiasach błędy standardowe obliczone metodą *jackknife*

Z bazy danych wyłączyłem uczniów „opóźnionych”, czyli starszych niż wynikałoby to z ich klasy i normatywnego wieku rozpoczęcia nauki. Jak pokazuje tabela 1, uczniowie ci w jakiejś części pochodzą z innej populacji niż pozostali: wychowują się w rodzinach z nizin społecznych i mają dramatycznie niższe osiągnięcia (nawet przy kontroli płci i statusu socjoekonomicznego rodziny średnia ich wyników w teście z matematyki jest o 1,10 odchylenia standardowego niższa niż uczniów we właściwym wieku). Wielu z tych uczniów doświadczało i zapewne nadal doświadcza szczególnych trudności

w uczeniu się, które silniej niż wiek określają ich osiągnięcia i przystosowanie szkolne. Dlatego włączenie „opóźnionych” do analizy mogłoby zniekształcić obraz związku wieku z samooceną. Nie widać natomiast powodu, by wyłączyć z analizy uczniów „przyspieszonych”. Wprawdzie poszli oni do szkoły przed osiągnięciem wieku obowiązku szkolnego, ale w pełni gotowi do nauki (inaczej nie zostaliby przyjęci), i ciągle dobrze sobie radzą (przy kontroli płci i SES średnia ich wyników w teście z matematyki jest o 0,35 odchylenia standardowego wyższa niż uczniów we właściwym wieku). Usunąłem jeden oddział, który wskutek braków danych stał się za mały. Ostatecznie do analizy weszło 4 932 uczniów z 256 oddziałów.

Wyniki

Rysunek 2 przedstawia warunkowe średnie ważone samooceny w całej próbie trzecioklasistów podzielonej na sześć grup wiekowych. Lewa skrajna grupa to uczniowie „przyspieszeni”, prawa to „opóźnieni” w stosunku do normatywnego wieku. Związek wieku z samooceną jest słaby, ale istotny ($\eta^2[\%] = 2,0$). Płeć nie różnicuje samooceny ani sama, ani w interakcji z wiekiem. Związek wydaje się liniowy jedynie w przedziale wieku właściwego dla klasy. Dzieci „przyspieszone” mają wyższą samoocenę, a dzieci „opóźnione” – wyraźnie niższą.

Przejdźmy do efektów w oddziałach klasowych. Analizę regresji przeprowadziłem dwukrotnie – najpierw przy kontroli płci i SES, a następnie przy kontroli płci, SES i osiągnięć w matematyce i przyrodoznawstwie. Wyniki analizy przedstawiają tabele 2 i 3.

Tabela 2. Estymacja efektów stałych ze stabilnymi błędami standardowymi (w nawiasach)

Efekt	Bez kontroli osiągnięć			Z kontrolą osiągnięć		
	Współczynnik	t $df \approx 255$	p	Współczynnik	t $df \approx 255$	p
Samoocena, średnia globalna γ_{00}	3,292 (0,011)		<0,001	3,304 (0,010)		<0,001
Wiek względny, nachylenie γ_{10}	0,114 (0,027)	4,17	<0,001	0,014 (0,025)	0,55	0,583
SES, nachylenie γ_{20}	0,125 (0,010)	13,17	<0,001	0,025 (0,008)	3,08	0,002
Płeć, nachylenie γ_{30}	-0,056 (0,014)	3,87	<0,001	-0,083 (0,013)	6,38	<0,001
Matematyka, nachylenie, γ_{40}				0,002 (0,000)	8,67	<0,001
Przyroda, nachylenie γ_{50}				0,002 (0,000)	7,65	<0,001

Widać, że płeć i SES istotnie różnicują samoocenę – SES dodatnio, płeć ujemnie (samoocena dziewczynek jest wyższa niż chłopców). Współczynnik regresji samooceny na względny wiek przy kontroli SES i płci ucznia jest dodatni i istotny (0,114) – samoocena uczniów starszych w oddziale jest wyższa niż młodszych. Efekt jest jednak słaby: względny wiek odtwarza jedynie 0,61%

wariancji zmiennej zależnej. Włączenie do równania osiągnięć w matematyce i przyrodoznawstwie spowodowało zmniejszenie współczynnika regresji do nieodróżnialnej od zera wartości 0,014. Siła efektu spadła do 0,41%.

Tabela 3. Estymacja składników wariancji

Efekt	Bez kontroli osiągnięć			Z kontrolą osiągnięć		
	Wariancja	χ^2 $df = 254$	p	Wariancja	χ^2 $df = 247$	p
Samoocena, średnia u_0	0,00086	296	0,039	0,00348	318	0,002
Wiek, nachylenie u_1	0,00258	288	0,071	0,00540	268	0,167
SES, nachylenie u_2	0,00090	299	0,027	0,00025	241	>0,500
Płeć, nachylenie u_3	0,00075	297	0,075	0,00189	300	0,012
Matematyka, nachylenie u_4				0,00000	287	0,034
Przyrodoznawstwo, nachylenie u_5				0,00000	287	0,040
Poziom 1, r	0,22857			0,17187		

Metoda pełna maksymalnej wiarygodności. Estymowany model (poziom 1): $SAMOOCENA_{ij} = \beta_{0i} + \beta_{1i} WIEK_{ij} + \beta_{2i} SES_{ij} + \beta_{3i} PŁEĆ_{ij} + \beta_{4i} MATEMATYKA_{ij} + \beta_{5i} PRZYRODOZNAWSTWO_{ij} + r_{ij}$

Dyskusja

Próba odtworzenia wyniku Thompsona i in. (2004) nie powiodła się – rysunki 1 i 2 bardzo się różnią. Dla ich teorii jest to wynik korzystny. Widoczne na rysunku 2 pozycje skrajnych grup wiekowych w klasie potwierdzają przypuszczenie, że samoocena kształtuje się w procesie społecznego porównywania się, w którym liczą się osiągnięcia szkolne, pochodzenie społeczne i płeć, a nie wiek (por. tabela 1). Wiek okazuje się mieć znaczenie, tylko gdy jest skorelowany z czynnikami indywidualnego „potencjału rywalizacyjnego”.

Ten wniosek potwierdza druga część analizy. Po wyłączeniu uczniów „opóźnionych”, względny wiek w oddziale różnicuje samoocenę, tak jak życzyliby sobie Thompson i in. (2004), ale przestaje, gdy uwzględni się w równaniu osiągnięcia szkolne. Zanik efektu łatwo wyjaśnić: samoocena jest zwykłym odbiciem osiągnięć, zapewne odniesionych do indywidualnego i rodzinnego poziomu aspiracji; sama nie wywołuje żadnych skutków. Mówiąc krótko: samoocena to epifenomen rzeczywistego potencjału rywalizacyjnego jednostki.

Ten wniosek można by zakwestionować na gruncie faktu, że samoocena uczniów została zmierzona narzędziem stworzonym *ad hoc*. Niewiele się jednak ono różni od profesjonalnych narzędzi będących w obiegu badawczym. Jedno z nich, anonsowane jako wielowymiarowe, składa się z 11 podskal sondujących doświadczenia młodego człowieka ze szkolną matematyką (np. „Dostaję dobre stopnie z matematyki”), humanistyką („Źle wypadam

w testach, w których jest dużo do czytania”) i uczeniem się („Jestem za głupi, żeby się dostać na uniwersytet”), a także z aktywnością fizyczną, własnym wyglądem, rówieśnikami tej samej i przeciwnej płci, rodzicami, moralnością, własnymi emocjami i sobą w ogóle (np. „Mam wiele powodów, żeby być z siebie dumny”). Jego twórcy (Marsh, Parker i Barnes, 1985) z satysfakcją donoszą, że we wszystkich klasach osiągnięcia szkolne okazały się korelować jedynie ze szkolnymi podskalami samooceny, przy czym osiągnięcia humanistyczne najsilniej z samooceną kompetencji humanistycznych, a osiągnięcia matematyczne – najsilniej z samooceną kompetencji matematycznych.

Tak mierzona samoocena okazuje się czymś w rodzaju subiektywnej inwentaryzacji własnych zasobów. Jeśli nawet niska samoocena współwystępowałaby ze skłonnościami samobójczymi – co dopiero trzeba by wykazać – to najprościej byłoby to wyjaśnić rzeczywistym brakiem zasobów (trudnościami w nauce, niepowodzeniami w kontaktach z płcią przeciwną, kłótniami z rodzicami, brzydotą itp.), a nie treścią raportu z ich inwentaryzacji.

Rzecznik samooceny mógłby jej przypisać cechę bezwładności – twierdzić, że raz ukształtowana w okresie wczesnoszkolnym utrzymuje się w niezmiennym kształcie przez lata mimo zmian zasobów podmiotu. To by jednak znaczyło, że podmiot utracił kontakt z rzeczywistością. Psychopatologia zna zaburzenia, w których do tego dochodzi, ale czynić z nich normę byłoby przesadą. Wypada zakończyć wnioskiem, że teoria wiążąca względny wiek startu szkolnego ze skłonnościami samobójczymi należy do krainy koszmarów sennych. Ale rodziców może nastraszyć i napełnić żagle ideologicznych obrońców dzieciństwa.

Bibliografia

1. Battle, J. (1992), *Culture-free self-esteem inventories*. (wyd. 2). Austin TX: Pro-Ed.
2. Dolata, R. i Pokropek, A. (2012), *Czy warto urodzić się w styczniu? Wiek biologiczny a wyniki egzaminacyjne*, [w:] B. Niemierko i M.K. Szmiigel (red.), *Regionalne i lokalne diagnozy edukacyjne, Materiały XVIII Konferencji Diagnostyki Edukacyjnej* (s. 52–58). Kraków: Polskie Towarzystwo Diagnostyki Edukacyjnej.
3. Konarzewski K. (2012), *Osiągnięcia szkolne polskich trzecioklasistów w perspektywie międzynarodowej*, Warszawa: CKE.
4. Marsh, H. W., Parker J. i Barnes J. (1985), *Multidimensional adolescent self-concepts: Their relationship to age, sex, and academic measures*, *American Educational Research*, 22(3), 422–444.
5. Martin, M. O., Mullis, I. V. S., Foy, P. i Stanco G. M. (2012), *TIMSS 2011 international results in science*, Chestnut Hill: Boston College.
6. Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Foy, P. i Arora, A. (2012), *TIMSS 2011 international results in mathematics*, Chestnut Hill: Boston College.
7. Nesby-O'Dell, S., Scanlon, K. S., Cogswell, M. E., Gillespie, C., Hollis, B. W., Looker, A. C. i in. (2002), *Hypovitaminosis D prevalence and determinants among African American and White women of reproductive age: Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1989–1994*, *American Journal of Clinical Nutrition*, 76, 187–192.

8. Raudenbush, S. W. i Bryk, A. S. (2002), *Hierarchical linear models. Applications and data analysis methods* (wyd. 2), Thousand Oaks: Sage.
9. Reijneveld, S. A., Wiefferink, C. H., Brugman, E., Verhulst, F. C., Verloove-Vanhorick, S. P. i Paulussen, T. G. W. (2006), *Continuous admission to primary school and mental health problems*, BMC Public Health, 6, 145.
10. Teutsch, T. i Breznitz, Z. (1988), *The effect of school entrance age on academic achievement and socialemotional adjustment of children*, Journal of Genetic Psychology, 149(4), 471–483.
11. Thompson, A. H., Barnsley, R. H. i Battle J. (2004), *The relative age effect and the development of self-esteem*, Educational Research, 46(3), 313–320.
12. Thompson, A. H., Barnsley, R. H. i Dyck, R. J. (1999), *A new factor in youth suicide: the relative age effect*, Canadian Journal of Psychiatry, 44, 82–85.