

Wiek startu szkolnego a osiągnięcia w nauce w okresie wczesnoszkolnym

KRZYSZTOF KONARZEWSKI

Instytut Badań Edukacyjnych^{*}

W celu oszacowania związku między osiągnięciami szkolnymi a względnym i bezwzględnym wiekiem uczniów poddano analizie dane 101 519 średnio dziesięcioletnich uczniów z 5585 oddziałów 25 krajów Europy biorących udział w międzynarodowym pomiarze osiągnięć szkolnych IEA TIMSS 2011. W hierarchicznej analizie regresji zmienną zależną były osiągnięcia w matematyce i przyrodznawstwie, a zmiennymi niezależnymi – względny wiek ucznia w oddziale klasowym i średni wiek oddziału. Efekt względnego wieku okazał się silniejszy niż w badaniach ignorujących podział uczniów na oddziały, mimo że najstarsi i najmłodszy w oddziale urodzili się w różnych porach roku. Efekt względnego wieku zależał od średniej wieku w oddziale: w oddziałach najmłodszych był najsilniejszy, a w najstarszych – nieodróżnialny od zera. Średnia osiągnięć (zwłaszcza w przyrodznawstwie) była wyższa w oddziałach starszych niż w młodszych.

SŁOWA KLUCZOWE: pedagogika, efekt względnego wieku, osiągnięcia szkolne, TIMSS.

W jakim wieku dzieci powinny rozpocząć naukę w szkole? – to jedno z pytań najczęściej stawianych badaczom oświaty. U jego podłoża leży przekonanie, że istnieje taki wiek startu szkolnego, który maksymalizuje prawdopodobieństwo sukcesu edukacyjnego wszystkich lub większości dzieci, i że nauka powinna go określić. Niestety, to niemożliwe.

Po pierwsze, wiek startu szkolnego wpływa na wykształcenie w interakcji z systemem kształcenia: programem, organizacją nauczania, kwalifikacjami i postawami zawodowymi nauczycieli itp. Jest całkiem możliwe, że wiek optymalny w jednym systemie okazałby się nieoptymalny w innym. Po drugie, nawet przy ustalonym systemie kształcenia nie udało by się określić optimum wieku, ponieważ wymagałoby to wieloletniego eksperymentu,

w którym szkołę rozpoczynałyby duże i losowo dobrane próbki dzieci, powiedzmy pięcio-, sześć-, siedmio- i ośmioletnich. Taki eksperyment jest niewykonalny, ponieważ trudno sobie wyobrazić zgodę rodziców na przyspieszenie lub opóźnienie startu szkolnego ich dzieci w stosunku do tradycji panującej w całym kraju. Zrujnowałaby go zresztą świadomość dzieci, rodziców i nauczycieli, że uczestniczą w eksperymencie, oraz interakcje zmiennej niezależnej z zewnętrznymi zdarzeniami, np. poniżającym traktowaniem uczniów „opóźnionych” przez krewnych i sąsiadów.

Badaczom pozostaje jedynie porównywanie osiągnięć szkolnych¹ w krajach różniących się wiekiem obowiązkowego szkolnego. Niestety,

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

¹ Osiągnięcia szkolne (*educational achievement*) to ogół poznawczych, afektywnych lub psychomotorycznych zmian w umyśle ucznia, zgodnych z jawnym lub ukrytym celem kształcenia i zachodzących w następstwie przebywania w szkole.

takie badania nie prowadzą do wiążących rozstrzygnięć, ponieważ porównywane kraje różnią się od siebie nie tylko wiekiem startu szkolnego, ale także kulturą, złożonością, organizacją szkolnictwa itp., słowem – czynnikami, które niezależnie od wieku mogą wpływać na osiągnięcia. Jaskrawym przykładem niekonkluzywności porównań jest przedsięwzięcie Warwicka Elleya (1992, cyt. za Sharp, 2002), który zestawiał wyniki pomiaru rozumienia pisanego tekstu z wiekiem startu szkolnego w 32 krajach i stwierdził, że w 10 krajach mających najwyższe wyniki wiek startu szkolnego był nieco wyższy (6,3 roku) niż w 10 krajach o najniższych wynikach (5,9 roku). Różnica ta odwróciła się jednak, gdy badacz poddał statystycznej kontroli zmienną rozwoju kraju. Kontrolowanie innych zmiennych najprawdopodobniej zmieniłoby i ten wynik.

Więcej światła mogą rzucić porównania osiągnięć grup wiekowych wewnątrz klasy lub oddziały klasowego² – grupy te bowiem kształcą się w podobnych warunkach. W większości współczesnych systemów edukacyjnych dzieci spełniające określone w prawie oświatowym kryterium wiekowe zaczynają naukę tego samego dnia, np. w Polsce pierwszego (roboczego) dnia września. Kryterium to określa graniczny wiek obowiązku szkolnego³. Obowiązkowi podlega każde dziecko, którego wiek w urzędowym dniu rozpoczynania nauki jest nie niższy niż określony w kryterium.

² Klasą (*grade*) nazywamy wyodrębniony programowo okres kształcenia najczęściej, choć nie zawsze, obejmujący jeden rok nauki. Oddział klasowy (*classroom*), w Polsce mylnie nazywany klasą, to grupa uczniów będących najczęściej, choć nie zawsze, w jednej klasie i zachowująca stały skład na lekcjach większości przedmiotów.

³ W Stanach Zjednoczonych kryterium obowiązku zastąpiono kryterium uprawnienia. Dziecko spełniające je ma prawo pójść do szkoły, ale o tym, czy pójdzie, decydują rodzice. Zatrzymywanie uprawnionych dzieci w przedszkolu na dodatkowy rok nazwano wkładaniem czerwonej koszulki (*academic redshirting*), nawiązując do noszonej przez pauzujących graczy w zespołach sportowych (Graue i DiPerna, 2000).

Na przykład w Polsce, zgodnie ze znowelizowaną w 2008 r. ustawą o systemie oświaty, dziecko idzie do szkoły 1 września tego roku, w którym obchodzi szóste urodziny nie później niż 31 grudnia, w Czechach i na Słowacji – nie później niż 31 sierpnia, na Węgrzech – nie później niż 31 maja. W każdym wypadku rozpiętość wieku dzieci w 1 klasie wynosi przynajmniej 1 rok. Jeśli wykryje się różnice w osiągnięciach szkolnych lub miarach zdrowia psychicznego między młodszymi i starszymi uczniami w klasie, pojawia się pokusa, by przypisać je wiekowi. W literaturze przedmiotu nazywa się je efektami daty urodzenia (*birthdate effect*).

Badania efektów daty urodzenia

Pierwsze doniesienie na ten temat pochodzi z lat 30. XX w. (Bigelow, 1934). Potwierdziły je następne. Inez King (1955) zmierzyła osiągnięcia szkolne 104 uczniów kończących klasę 6, z których jedni rozpoczęli naukę przed, inni zaś po skończeniu 6. roku życia. Osiągnięcia starszych uczniów okazały się istotnie wyższe niż młodszych. Autorka wyjaśnia to większą zdolnością starszych do radzenia sobie z ograniczeniami i napięciami, które szkoła z konieczności narzuca dzieciom. Podobny wynik uzyskali inni badacze (Allen i Barnsley, 1993; Bedard i Dhuey, 2006; Davis, Trimble i Vincent, 1980; Martin, Foels, Clanton i Moon, 2004; Thompson, 1971). Stwierdzono też, że starsze dzieci częściej były kierowane do programów kształcenia dla uczniów uzdolnionych (Maddux, Stacy i Scott, 1981) i umieszczane w bardziej zaawansowanych ścieżkach kształcenia (Freyman, 1965; Sutton, 1967).

Z wielu badań wynika, że dzieci względnie młodsze doświadczają więcej przeszkód w uczeniu się i przystosowaniu do życia w szkole, np. częściej powtarzają klasę (Dobkin i Ferreira, 2009; Langer,

Kalk i Searls, 1984; Verachtert, De Fraine, Onghena i Ghesquière, 2010). Glenn DiPasquale i współpracownicy (1980) ustalili daty urodzenia 552 uczniów ze wszystkich klas w pewnym okręgu szkolnym w Stanach Zjednoczonych, którzy otrzymali od swoich nauczycieli skierowania na konsultacje psychologiczne z powodu trudności w uczeniu się lub problemów z zachowaniem (71% stanowili chłopcy). Badacze stwierdzili, że odsetki skierowanych różnicował liniowo wiek, w którym były dzieci, gdy rozpoczynały naukę w klasie przedszkolnej. Z dzieci urodzonych w styczniu i lutym skierowania otrzymało 13%, a z urodzonych w listopadzie i grudniu – 26%. Efekt okazał się istotny tylko w odniesieniu do chłopców z pierwszych trzech klas i tylko w odniesieniu do skierowań z powodu trudności w uczeniu się, ale w innym badaniu (Weinstein, 1969) wykryto go także w sferze zaburzeń emocjonalnych. Wykazano też (Diamond, 1983; Maddux, 1980), że dzieci względnie młodsze częściej są umieszczane w klasach terapeutycznych lub kierowane na zajęcia wyrównawcze, a także są mniej lubiane przez innych uczniów w oddziale klasowym (Miller i Norris, 1967).

Ten nurt badań szybko spotkał się z krytyką, zwłaszcza że „maturacjoniści”, czyli psychologowie i pedagodzy przywiązani do pojęcia dojrzałości szkolnej, wykorzystywali je do uzasadnienia praktyki przetrzymywania względnie młodszych dzieci przez dodatkowy rok w przedszkolu (Uphoff i Gilmore, 1986). Gilbert Gredler (1980), praktykujący psycholog szkolny, zauważył, że niektórzy nauczyciele hołdują stereotypowemu przekonaniu, że najmłodsze uczniowie w oddziale, zwłaszcza chłopcy, będą im sprawiać kłopot, toteż kierują ich do psychologa z powodów, które zignorowałyby u starszych, zwłaszcza dziewczynek. Zdaje się, że miał rację, bo późniejsze badania wykazały, że dzieci względnie najmłodsze częściej bywają błędnie diagnozowane

jako uczniowie mający trudności w uczeniu się (Gledhill, Ford i Goodman, 2002). Miał też rację, twierdząc, że dzieci niedojrzałe do szkoły potrzebują nie tyle czasu, ile aktywnej pomocy ze strony systemu oświaty. W polemicznym zapale Gredler (1980) wysunął sugestię, że efekt daty urodzenia jest artefaktem, ale jego argumenty trudno uznać za przekonujące.

Nowsze badania, prowadzone także w Zjednoczonym Królestwie, Norwegii i Kanadzie (Reijneveld i in., 2006), poszerzyły zakres zmiennych zależnych o miary zdrowia psychicznego. W jednym z nich, przeprowadzonym w kanadyjskiej Albercie (Thompson, Barnsley i Dyck, 1999), wykryto wyższy odsetek samobójstw wśród młodzieży w młodszej niż w starszej połowie rocznika szkolnego. Sam brak dojrzałości szkolnej nie mógłby wyjaśnić tego efektu. Przyczyną bardziej prawdopodobną wydaje się połączenie niedojrzałości z mechanizmem społecznego porównywania się. Na to przypuszczenie naprowadził zespół Angusa Thompsona (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) najmłodszy 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.

Powyższe rozumowanie składa się z wielu przesłanek, z których każda wymagałaby sprawdzenia, mimo to autorzy przenoszą je na szkołę, wysuwając hipotezę, że obniżona w okresie wczesnoszkolnym

samoocena może pośredniczyć między wiekiem rozpoczynania nauki a skłonnościami samobójczymi. Na poparcie tej hipotezy przedstawiają wyniki badania samooceny u 1129 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) inwentarza samooceny Jamesa Battle (Culture Free Self-Esteem Inventory, por. Brooke, 1995), 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^4 , znacznie silniejszy efekt struktury rodziny (młodzież z rozbitych rodzin miała niższą samoocenę niż z pełnych). Interakcji obu zmiennych nie było.

Badaniu można postawić wiele zarzutów. Najważniejszy to niezgodne z teorią Thompsona i współpracowników (2004) wyniki skrajnych grup wiekowych: młodszych o kwartał niż najmłodszy w „urzędowym” wieku i starszych o kwartał niż najstarsi. Te 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 sukcesem 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 umyślowo ustępowały młodszymi – dlaczego zatem ich samoocena jest najwyższa? W świetle tych wątpliwości, a także świadectw empirycznych (Konarzewski, 2013) wypada uznać próbę wykazania związku między wiekiem rozpoczynania nauki a skłonnościami samobójczymi za chybioną.

W wielu badaniach stwierdzono, że efekt daty urodzenia w sferze osiągnięć szkolnych słabnie wraz z wiekiem uczniów (Dolata i Pokropek, 2012; DiPasquale i in., 1980; Jones i Mandeville, 1990). Philip Langer i współpracownicy (Langer, Kalk i Searls, 1984) poddali analizie dane z krajowej próbki National Assessment of Educational Progress obejmujące pomiary osiągnięć w klasach 4 (dziewięciolatki), 8 (trzynastolatki) i 11 (siedemnastolatki). Pod uwagę wzięli zarówno względny wiek ucznia w klasie, jak i średni wiek oddziały klasowego, rozróżniając oddziały starsze (w stanach, które ustaliły graniczny wiek startu szkolnego na wrzesień) i młodsze (w stanach, w których przypadał on w grudniu). Krokowa analiza regresji z kontrolą schematu próbkowania i przy kontroli płci oraz statusu socjoekonomicznego rodziny i otoczenia szkoły wykazała, że:

- w kohorcie dziewięciolatek istotnie wyższe osiągnięcia mieli zarówno uczniowie względnie starsi ($R^2 = 0,2$)⁵, jak i uczniowie w starszych oddziałach (0,3), niezależnie od koloru skóry;
- w kohorcie trzynastolatek zmniejszyła się przewaga względnie starszych u osób białych (0,1), ale utrzymała się u czarnoskórych (0,3); przewaga starszych oddziałów zanikła u białych, ale utrzymała się u czarnoskórych;

⁴ W tekście (s. 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.

⁵ Ta wartość R^2 i wszystkie poniżej są mnożone przez 100, by oznaczały procent odtworzonej wariancji zmiennej zależnej.

▪ w kohorcie siedemnastolatków zanikły oba efekty, zarówno u białych, jak i czarnych. Stwierdzono też, że młodsi uczniowie z kohorty dziewięcio- i trzynastolatków względnie częściej niż starsi powtarzali klasę, przy czym w kohorcie białych dziewięciolatków – młodsi chłopcy istotnie częściej niż młodsze dziewczynki. „Skuteczna adaptacja ucznia do środowiska szkolnego i powtarzanie klasy to dwa możliwe powody spadku znaczenia względnego wieku” – konkludują autorzy (Langer, Kalk i Searls, 1984, s. 73). Rozróżnienie wieku ucznia i wieku oddziału okazało się mało płodne: nie stwierdzono, by interakcja obu tych zmiennych kontrolowała którąkolwiek zmienną zależną. Trzeba jednak zauważyć, że interakcję badano najprostszą metodą: za pomocą iloczynu obu zmiennych niezależnych. Ta metoda ignoruje różnice lokalnych (oddziałowych) rozkładów osiągnięć, które mogą maskować interakcję.

Większość badaczy efektu daty urodzenia wykorzystywała poprzeczny (*cross-sectional*) schemat badania, ale nie zabrakło też badań podłużnych. W Polsce przeprowadzili je Roman Dolata i Artur Pokropek (2012) na danych Centralnej Komisji Egzaminacyjnej. Autorzy wzięli pod uwagę trzy kohorty wiekowe uczniów urodzonych w latach 1994–1996 i mieszczących się w przedziale wieku właściwego dla swojej klasy. Analiza regresji osiągnięć uczniów w dwóch punktach czasowych: pod koniec szkoły podstawowej i gimnazjalnej na ich wiek wykazała istotny, ale słaby efekt daty urodzenia dla sprawdzianu (w trzech kohortach R^2 wahał się od 0,29 do 0,38) i jeszcze słabszy dla egzaminu gimnazjalnego, szczególnie jego części matematyczno-przyrodniczej (0,03–0,07) – nieźle potwierdzając wyniki zespołu Langer (1984). W pewnym badaniu brytyjskim (Hutchison i Sharp, 1999, cyt. za Sharp, 2002), przeprowadzonym w takim samym schemacie jak u Dolaty i Pokropka (2012), mierzono umiejętność rozumienia

pisane go tekstu. Uczniowie względnie starsi uzyskali wyższe wyniki niż młodsi, ale różnica zmniejszała się wraz z latami nauki od 0,47 u sześciolatków do 0,25 u dwunastolatków (w jednostkach d Cohena).

Na odrębną uwagę zasługuje praca badaczy z Katolickiego Uniwersytetu w Leuven (Verachtert i in., 2010), oparta na danych z masowego badania podłużnego osiągnięć matematycznych 3990 uczniów ze 122 flandryjskich szkół (do ostatniego pomiaru dotrwało tylko 3156 dzieci ze 120 szkół). Po pierwsze, osiągnięcia zmierzono trzykrotnie: na początku klasy 1, pod koniec klasy 1 i pod koniec klasy 2 testami zrównanymi wertykalnie, co pozwoliło skwantyfikować postępy dziecka w matematyce za pomocą wielopoziomowego modelowania krzywych wzrostu. Po drugie, wzięto pod uwagę – co w omawianej tradycji badawczej zdarza się rzadko – system kształcenia, choć ograniczony do jednego tylko elementu: indywidualizacji. Opisano ją za pomocą dwóch wskaźników: względnego czasu nauczania „frontalnego”, czyli zaadresowanego do całego oddziału, i częstości nauczania zaadresowanego do dzieci o najniższych i najwyższych osiągnięciach w oddziale. Oba wskaźniki oparto na ankiecie nauczyciela – źródle niezbyt wiarygodnym. Wyniki badania można streścić w kilku punktach.

▪ Na początku klasy 1 dzieci z właściwego przedziału wiekowego urodzone w pierwszym kwartale (najstarsze) uzyskały w teście matematycznym istotnie wyższe wyniki niż dzieci urodzone w czwartym kwartale (najmłodsze) ($d = 0,43$), ale wśród dzieci spoza właściwego przedziału („opóźnionych”) było odwrotnie: młodsze górowały nad starszymi. Ten odwrotny efekt autorzy tłumaczą odmiennymi przyczynami odroczenia obowiązku szkolnego: u młodszych częściej miałyby to być przemijająca niedojrzałość, u starszych – trwały brak zdolności.

- Odsetki dzieci z właściwego przedziału wiekowego, które nie dostały promocji do klasy 2, rosły od 6,4 w grupie urodzonych w pierwszym kwartale do 20,0 w ostatnim.
- W porównaniu z dziećmi z pierwszego kwartału, dzieci z drugiego półrocza rozwijały się szybciej, wskutek czego początkowa luka w osiągnięciach zmniejszyła się o połowę⁶. Ten efekt dotyczył także dzieci opóźnionych (w przeszłości powtarzających klasę przedszkolną).
- Wskaźnik nauczania „frontalnego” różnicował tempo postępów dzieci istotnie, ale tak słabo ($d = 0,02$), że autorzy słusznie napisali: „Możliwe, że zapewnienie dzieciom urodzonym jesienią odpowiedniego poziomu nauczania nie jest dobrym sposobem przezwyciężenia edukacyjnego efektu pory roku urodzenia” (Verachtert i in., 2010, s. 303).

Interesującą komplikację efektu daty urodzenia przyniosły badania ekonomistów. Joshua Angrist i Alan Krueger (1991) wykazali, że szkołę średnią kończy mniejszy odsetek uczniów najstarszych (urodzonych w pierwszym kwartale) niż najmłodszych (z czwartego kwartału poprzedniego roku). Carlos Dobkin i Fernando Ferreira (2009), poddawszy analizie dane osób w wieku powyżej 30 lat ze spisu powszechnego w Kalifornii i Teksasie, stwierdzili, jak wielu badaczy przed nimi, że urodzonym tuż przed progowym dniem uprawnienia szkolnego (czyli względnie najmłodszym) częściej zdarzało się powtarzać klasę niż urodzonym przynajmniej 180 dni przed tym dniem (różnica wyniosła 20 punktów procentowych). Potwierdzili też wynik Angrista i Kruegera (1991): szkołę średnią ukończyło nieco więcej osób względnie najmłodszych (różnica wyniosła 1 punkt

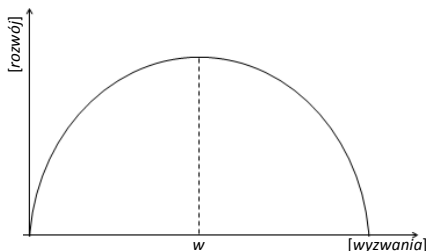
procentowy). Najmłodszym zatem nieco gorzej wiedzie się w szkole, ale nieco częściej zdobywają oni wykształcenie średnie. Najważniejsze, przynajmniej z punktu widzenia ekonomii, okazało się to, że względny wiek rozpoczęcia nauki nie miał żadnego wpływu na zatrudnienie, wynagrodzenie, posiadanie własnego domu, stan cywilny, dochód rodziny itp. w okresie dorosłości. Wynik ten odnosi się do wszystkich kategorii płci, wieku i pochodzenia etnicznego.

Na koniec trzeba wspomnieć, że w niektórych badaniach albo nie wykryto efektu daty urodzenia (Black, Devereux i Salvanes, 2008; Dietz i Wilson, 1985; May i Welch, 1986), albo uznano go za praktycznie nieistotny (Shepard i Smith, 1985, cyt. za Morrison i in., 1997), zwłaszcza w porównaniu z czynnikami socjoekonomicznymi (Bickel, 1991; Jones i Mandeville, 1990) lub miarami dojrzałości szkolnej (Wood, Powell i Knight, 1984). Niektórzy badacze donosili też o odwrotnym efekcie: dzieci relatywnie młodsze lepiej wykonywały test zdolności szkolnych niż starsze (McDonald, 2001), a dzieci najstarsze w klasie wskutek odroczenia startu szkolnego przejawiały więcej zaburzeń zachowania w okresie dorastania i częściej korzystały z usług pedagogiki specjalnej (Byrd, Weitzman i Auinger, 1997). Deborah May i współpracownicy (1995) sądzą, że odroczenie startu często maskuje etykietką niedojrzałości trwale trudności w uczeniu się, wskutek czego dziecko dostaje pomoc z opóźnieniem.

Teoria efektu daty urodzenia

Zadowalające wyjaśnienie efektu daty urodzenia musi się odwoływać do interakcji kompetencji ucznia i wyzwań wbudowanych w środowisko szkolne. Bieżący poziom kompetencji ucznia najlepiej rozumieć jako najwyższe wyzwanie na skali wyzwań szkolnych, któremu uczeń jest w stanie sprostać *à vista*, bez konieczności uczenia się. Główne twierdzenie teorii głosi: rozwój, czyli trwały

⁶ W podobnym, choć ilościowo skromniejszym badaniu Frederick Morrison i inni (1997) stwierdzili jednak, że w okresie klasy 1 przyrost osiągnięć młodszych i starszych uczniów w czytaniu i matematyce był taki sam. Najwyraźniej tempo uczenia się zależy nie tyle od wieku uczniów, ile od strategii dydaktycznej nauczyciela.



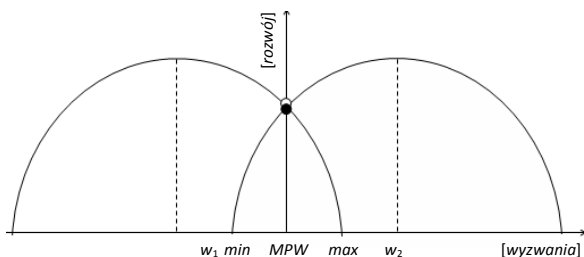
Rysunek 1. Rozwój w funkcji wyzwań.

przyrost kompetencji podmiotu, jest krzywoliniową funkcją wyzwań środowiskowych (Rysunek 1). Znaczący to, że na skali wyzwań istnieje wartość optymalna w , reprezentująca poziom, który najefektywniej pobudza rozwój określonej osoby. Punkty na lewo od w reprezentują wyzwania za małe, a punkty na prawo – za duże dla tej osoby. Niemniej nawet te suboptymalne wyzwania mają pewną, malejącą w miarę oddalania się od optimum wartość rozwojową, przy czym wartości wyzwań za dużych i za małych nie różnią się od siebie.

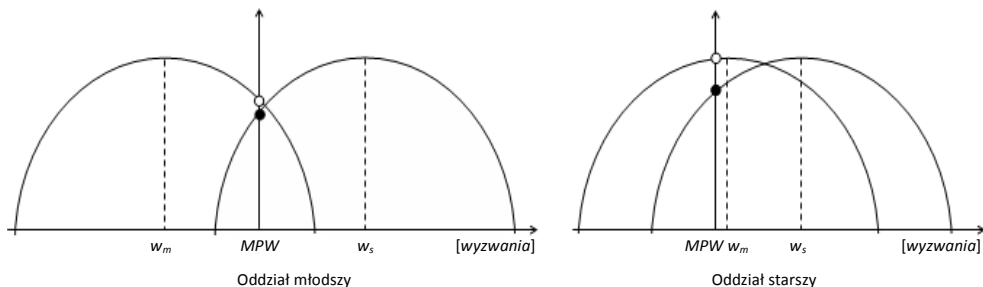
Oddział klasowy można przedstawić jako rodzinę indywidualnych krzywych rozwojowych umieszczonych na wspólnej skali wyzwań z ustalonym modalnym poziomem wyzwań (MPW). Jako agregat złożony z wymagań programowych, metod udostępniania treści kształcenia, tempa nauczania i stylu oceniania, MPW jest kontrolowany zarówno przez nauczyciela, jak i przez dominującą w kraju kulturę pedagogiczną. W krajach, w których panuje kult

dzieciństwa (najkrócej: uznanie dzieciństwa za odrębną formę człowieczeństwa, wymagającą ochrony przed światem dorosłych), MPW jest przesunięty w lewo, ku niższym poziomom wyzwań. Jest prawdopodobne, że w takich krajach istnieje też skłonność do podwyższania wieku startu szkolnego.

Rysunek 2 przedstawia oddział złożony z dwóch uczniów różniących się poziomem kompetencji. Różnica między indywidualnymi punktami w wyraża wewnątrzoddziałowe zróżnicowanie kompetencji. Na rysunku MPW jest usytuowany optymalnie: w punkcie przecięcia obu krzywych, co znaczy, że środowisko oddziału w jednakowym stopniu pobudza rozwój obu uczniów, a jednocześnie maksymalizuje średnią rozwoju w oddziale. Przesunięcie MPW w lewo tworzyłoby środowisko bardziej korzystne dla ucznia o niższych kompetencjach, a przesunięcie w prawo – dla ucznia o wyższych kompetencjach. Przedział dopuszczalnej zmienności MPW wyznaczają wartości *minimum* i *maximum*; wyjście poza



Rysunek 2. Dwuosobowy oddział klasowy.



Rysunek 3. Dwa dwuosobowe oddziały klasowe.

ten przedział oznacza, że jeden z uczniów przestaje robić jakiegokolwiek postępy.

Istotne dla życia w szkole kompetencje dzieci rozpoczynających naukę utarło się nazywać dojrzałością lub gotowością szkolną (Ilg i Ames, 1965). Poziom tych kompetencji zależy od wielu czynników. Jednym z nich jest wiek ucznia. Deborah May i Edward Welch (1986) wykazali, że wyniki popularnego testu dojrzałości (Gesell School Readiness Screening) są związane z datą urodzenia dziecka i że związek ten słabnie, w miarę jak dzieci stają się starsze⁷. Przyczyny tych efektów są przedmiotem żywej dyskusji (por. Lawlor, Clark, Ronalds i Leon; 2006, Martin i in., 2004), do której nie będziemy się tu odnosić. Najważniejsze, że różnica w początkowych kompetencjach, która każe się spodziewać niższych osiągnięć u dzieci młodszych, jest większa w oddziałach młodszych (tzn. grupujących uczniów w przeciętnie niższym wieku) niż w starszych.

Rysunek 3 przedstawia dwa dwuosobowe oddziały: młodszy, o niższej średniej wieku i starszy, o wyższej. W oddziale młodszym początkowa różnica między krzywymi jest większa, dopuszczalny przedział MPW – węższy, a sam MPW znajduje się w pobliżu punktu przecięcia krzywych, co znaczy, że zarówno uczeń młodszy, jak i starszy

rozwijają się – *ceteris paribus* – w podobnym tempie. W oddziale starszym różnica między uczniami jest mniejsza, dopuszczalny przedział MPW – szerszy, a MPW może faworyzować młodszego, toteż rozwija się on w wyższym tempie niż starszy, przy czym obaj razem osiągają więcej niż w oddziale młodszym.

Czego możemy się spodziewać w oddziałach młodszych i starszych po upływie kilku lat nauki, powiedzmy w klasie 4? Teoria prowadzi do trzech hipotez:

- H_1 : osiągnięcia uczniów młodszych w oddziale będą niższe niż uczniów starszych;
 - H_2 : w oddziałach młodszych różnice osiągnięć między uczniami względnie młodszymi i starszymi będą większe niż w oddziałach starszych;
 - H_3 : w oddziałach młodszych średnia osiągnięć będzie niższa niż w starszych.
- Hipotezy te zostały poddane sprawdzianowi.

Metoda

Analizę przeprowadzono na danych z międzynarodowego badania IEA TIMSS 2011 (Konarzewski, 2012a; Martin, Mullis, Foy i Stanco, 2012; Mullis, Martin, Foy, Arora, 2012). Celem badania było określenie osiągnięć szkolnych w matematyce i przyrodoznawstwie dziesięcioletnich uczniów klasy 4 z 50 krajów. Trzeba zauważyć, że nie we wszystkich krajach udało się zastosować oba warunki z międzynarodowej

⁷ Trzeba jednak zauważyć, że związki między dojrzałością na starcie szkolnym a późniejszymi osiągnięciami i przystosowaniem szkolnym czasem się ujawniały (Banerji, 1992; Graue i Shepard, 1989), a czasem nie (de Lemos i Mellor, 1994).

definicji populacji – w niektórych czwartoklasiści mieli mniej (np. we Włoszech) lub więcej (np. w Danii) niż 10 lat, w innych dziesięciolatki były w wyższej klasie (np. w Anglii). Pomiar osiągnięć przeprowadzono w maju 2011 r. W Polsce poddano mu uczniów klasy 3.

Ogromna, zawierająca informacje o ponad 600 000 uczniów baza danych została zredukowana w trzech krokach. Po pierwsze, w celu ograniczenia liczby wariantów organizacyjnych szkolnictwa odrzucono wszystkie kraje pozaeuropejskie, pozostawiając dane z 25 krajów Europy. Po drugie, z bazy danych wyłączono uczniów „opóźnionych”, czyli starszych, niż wynikałoby to z ich przynależności do klasy i urzędowego wieku rozpoczynania nauki. Uczniowie ci, jak wykazały wyżej zreferowane badania, w jakiejś części pochodzą z innej populacji niż uczniowie w wieku właściwym dla swojej klasy. Wielu uczniów opóźnionych doświadczało i zapewne nadal doświadcza szczególnych trudności w uczeniu się, które silniej niż wiek określają ich osiągnięcia, dlatego włączenie ich do analizy mogłoby zniekształcić obraz związku wieku z osiągnięciami. Z początkowej liczby 108 392 uczniów wyłączono zatem 5043 (4,7%) „opóźnionych” – najwięcej z Niemiec (12,7%) i Austrii (10,6%), najmniej z Norwegii (0,5%), Chorwacji (0,9%) i Polski (1,9%). Nie widać natomiast powodu, by wyłączyć z analizy uczniów „przyspieszonych”. Wprawdzie poszli oni do szkoły przed osiągnięciem wieku obowiązku szkolnego, ale jako w pełni gotowi do nauki – inaczej nie zostaliby przyjęci. Po trzecie, usunięto nietypowe oddziały klasowe – liczące mniej niż 5 uczniów lub więcej niż 32 uczniów. Stanowiły one 3,9% wszystkich oddziałów. Ostatecznie do analizy weszły dane 101 519 uczniów z 5585 oddziałów; średnia wielkość oddziału wyniosła 18,2 przy odchyleniu standardowym 5,6. Wiek uczniów wahał się od 6,3 do

11,6 roku wokół średniej 10,3 przy odchyleniu standardowym 0,51. W próbie znalazło się 50,3% chłopców.

Każda analiza osiągnięć szkolnych wymaga kontrolowania zmiennych ubocznych – przynajmniej płci i statusu socjoekonomicznego (SES) rodzin pochodzenia uczniów. W badaniach IEA nie tworzy się wskaźnika SES, ale zbiera dane, z których można go utworzyć. Wskaźnik zbudowano osobno dla każdego kraju (por. Konarzewski, 2012a, s. 64). Ponieważ stanowi go wynik czynnikowy (*factor score*), krajowe średnie i wariancje SES nie różnią się od siebie⁸.

Analizę przeprowadzono metodą dwupoziomowej hierarchicznej regresji liniowej (Raudenbush i Bryk, 2002). Wielką jej zaletą jest to, że pozwala oszacować interesujące zależności w miejscu, w którym one powstają. Zgodnie z zaproponowaną teorią efekt daty urodzenia powstaje w oddziale klasowym, tam więc należy określać związek osiągnięć z wiekiem uczniów – najprościej w postaci współczynnika kierunkowego oddziałowego równania regresji osiągnięć na wiek. W ścisłym sensie bada się w ten sposób już nie efekt daty urodzenia, lecz efekt względnego wieku. Uczeń ze środka rozkładu wieku w klasie może się znaleźć wśród najmłodszych lub najstarszych w oddziale. Jeśli wiek względny jest ważniejszy niż bezwzględny, efekt względnego wieku powinien być silniejszy niż efekt daty urodzenia.

Zmiennymi zależnymi było pięć możliwych wartości (*plausible values*) osiągnięć ucznia w matematyce i tyleż samo w przyrodoznawstwie. Na pierwszym poziomie

⁸ W pięciu krajach (Anglii, Belgii, Danii, Holandii i Serbii) nie przeprowadzono ankiety z rodzicami uczniów, w innych zaś wystąpiły liczne braki danych. Ogółem na 101 519 uczniów SES jest nieznaną w 18 912 (19%) przypadkach. W tych przypadkach w miejsce SES podstawiano ocenę SES wyznaczoną na podstawie wchodzącej w skład wskaźnika SES wartości zmiennej „stan posiadania”, która pochodzi z ankiety uczniowskiej.

analizy regresji usiłowano je odtworzyć za pomocą statusu rodziny ucznia, płci i wieku. Wszystkie zmienne niezależne „scentrowano”, czyli wyrażono w postaci odchylen od swoich średnich w oddziale. Dzięki temu stała oddziałowego równania regresji jest równa średniej osiągnięć w tym oddziale. Na drugim poziomie usiłowano odtworzyć oddziałowe średnie osiągnięć i „nachylenia” (*slope*), czyli współczynniki regresji osiągnięć na względny wiek w oddziałach, za pomocą średniego wieku uczniów w każdym oddziale.

Wyniki

Wyniki analizy regresji przedstawiają Tabele 1 i 2. Jak widać, SES i płeć uczniów są istotnie skorelowane z osiągnięciami; gdyby nie

zostały włączone do równania, obraz zależności byłby zniekształcony wskutek przypadkowych wahań składu oddziałów klasowych.

Wewnątrzoddziałowe współczynniki regresji osiągnięć matematycznych na względny wiek są silnie zróżnicowane (u_3), ale ich średnia jest dodatnia i istotnie większa od zera (γ_{30}). W przeciętnym oddziale różnica roku przekłada się na różnicę 5,93 punktu. Dzieliąc ją przez odchylenie standardowe zmiennej zależnej (61,12), otrzymujemy $d = 0,10$. Związek względnego wieku z osiągnięciami przyrodniczymi jest podobny: $d = 0,14$. Procentowa siła efektu obliczona przez porównanie wariancji odtworzonej przez model uwzględniający zmienną względnego wieku i nieuwzględniający jej wynosi 1,27 dla matematyki i 1,26 dla przyrodznawstwa, czyli jest

Tabela 1

Oszacowania efektów stałych ze stabilnymi błędami standardowymi

Efekty	Matematyka				Przyroda			
	Współczynnik	Błąd stand.	df	p	Współczynnik	Błąd stand.	df	p
Osiągnięcia								
Średnia [γ_{00}]	521,82	1,30	352	<0,001	530,00	1,43	35	<0,001
Średni wiek oddziału [γ_{01}]	25,68	3,01	3 085	<0,001	23,93	2,89	2 954	<0,001
Wiek								
Nachylenie [γ_{30}]	5,93	1,22	3 281	<0,001	8,16	1,37	99	<0,001
Średni wiek oddziału [γ_{31}]	-10,58	2,97	402	<0,001	-10,24	3,79	26	0,012
Nachylenie SES [γ_{12}]	15,19	0,50	304	<0,001	16,14	0,55	49	<0,001
Nachylenie płci [γ_{23}]	6,49	0,80	274	<0,001	5,84	0,90	53	<0,001

Tabela 2

Oszacowania składników wariancji

Efekty	Matematyka			Przyroda		
	Wariancja	χ^2 df \approx 5583	p	Wariancja	χ^2 df \approx 5583	p
Średnia [u_0]	1 911,10	54 157	<0,001	1 650,83	47 006	<0,001
Nachylenie wieku [u_3]	341,79	6 613	<0,001	315,14	6 590	<0,001
Poziom 1 [r]	3 735,72	–	–	3 789,03	–	–

Estymowany model: $Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{Średni_wiek}_i + \gamma_{10} \text{SES}_{ij} + \gamma_{20} \text{Płeć}_{ij} + \gamma_{30} \text{Wiek}_{ij} + \gamma_{31} \text{Średni_wiek}_i \text{Wiek}_{ij} + u_{0j} + u_{3j} \text{Wiek}_{ij} + r_{ij}$.
Dane na pierwszym poziomie zważono wagą populacyjną.

ponad 6 razy większa od siły efektu daty urodzenia wykrytego u dziewięciolatków przez zespół Langer (1984) oraz prawie 4 razy większa od tegoż efektu u dwunastolatków (Dolata i Pokropek, 2012). Hipoteza H_1 została potwierdzona.

Średni wiek uczniów w oddziale (γ_{31}) ujemnie różnicuje wewnątrzoddziałowe współczynniki regresji osiągnięć na względny wiek. Znaczy to, że im starszy jest oddział, tym mniejsza jest przewaga osiągnięć uczniów względnie starszych nad młodszymi. To potwierdza hipotezę H_2 .

Średni wiek uczniów w oddziale (γ_{01}) wiąże się dodatnio ze średnią osiągnięć w oddziałach klasowych. Osiągnięcia uczniów w oddziałach starszych są wyższe niż w młodszych, jak głosi hipoteza H_3 .

Tabela 3 przedstawia te same wyniki w bardziej intuicyjny sposób. Oddziały klasowe zostały podzielone na trzy równe podzbiory według średniej bezwzględnego wieku uczniów, mniej więcej w półrocznych odstępach. W każdym podzbiorniku określono wewnątrzoddziałowe współczynniki regresji osiągnięć na względny wiek ucznia. Widać, że różnice związane z względnym wiekiem (wyrażone współczynnikiem regresji) są największe w oddziałach najmłodszych, mniejsze w średnich i nieodróżnialne od zera w najstarszych. Po drugie, wbrew równości

współczynników regresji osiągnięć na średni wiek (γ_{01} w Tabeli 1), zmienna ta różnicuje średnie osiągnięcia matematyczne inaczej niż przyrodnicze. W przyrodznawstwie osiągnięcia są tym wyższe, im starszy jest oddział. Z matematyki dzieci z oddziałów średnich (tj. te, które zaczęły naukę w wieku 6,6 roku) umieją więcej niż dzieci z oddziałów młodszymi (które poszły do szkoły pół roku wcześniej), ale dalsze odraczenie startu szkolnego nie przynosi już korzyści: dzieci z oddziałów starszych (zaczynające naukę w wieku 7 lat) wcale nie osiągają więcej niż dzieci z oddziałów o pół roku młodszymi. Po trzecie, im starszy jest oddział, tym mniejsza jest różnica osiągnięć chłopców i dziewczynek. W oddziałach najmłodszych różnica osiągnięć w matematyce i przyrodznawstwie wynosi odpowiednio 9,6 i 7,9 punktu na korzyść chłopców, a w najstarszych istotnie mniej: 3,1 i 2,1.

Dyskusja

Potwierdzenie H_1 może się wydać błahę wobec mnóstwa badań, w których ten efekt został ujawniony. Trzeba jednak zauważyć, że zreferowane badanie ma szczególną cechę. Wiek względny w próbkę oddziałów należących do różnych systemów oświatowych w minimalnym stopniu zależy od pory

Tabela 3
Osiągnięcia szkolne przy kontroli płci i SES

Oddziały	Liczba oddziałów	Przedział średniej wieku	Średnia wieku	Matematyka		Przyrodznawstwo			
				Globalna średnia osiągnięć	Globalny współczynnik regresji osiągnięć na względny wiek		Globalna średnia osiągnięć	Globalny współczynnik regresji osiągnięć na względny wiek	
					Wartość	p		Wartość	p
Młodsze	1 857	9,36–10,06	9,83	497,9	9,99	<0,001	511,8	12,99	<0,001
Średnie	1 868	10,07–10,58	10,31	528,7	6,48	0,003	528,4	7,44	<0,001
Starsze	1 860	10,59–11,22	10,78	526,9	2,12	n.i.	540,4	4,74	n.i.

roku urodzenia. W istocie najmłodszy i najstarsi uczniowie w swoich oddziałach rodzili się we wszystkich miesiącach roku: najstarsi najczęściej w styczniu (w 31% oddziałów), a najrzadziej w kwietniu (4%), najmłodszy najczęściej w grudniu (30%), a najrzadziej w kwietniu (5%). Efekt względnego wieku ma zatem charakter swoiście szkolny i nie daje się sprowadzić wyłącznie do warunków biometeorologicznych panujących w okresie rozwoju płodowego i wczesnego niemowlęstwa.

Potwierdzenie H_2 znaczy, że istnieje interakcja – której nie udało się wykryć Langerowi i współpracownikom (1984) – między względnym i bezwzględnym wiekiem startu szkolnego. Opóźnienie startu szkolnego o rok znosi efekt względnego wieku, najprawdopodobniej dlatego, że pozwala nauczycielowi lepiej dostosować wyzwania do potrzeb młodszych uczniów.

Hipoteza H_3 została w pełni potwierdzona tylko w odniesieniu do osiągnięć w przyrodoznawstwie. Dlaczego średnia osiągnięć matematycznych w najstarszych oddziałach nie różni się od średniej oddziałów o pół roku młodszych? Oczekiwanie, że osiągnięcia wszystkich uczniów zależą od początkowej różnicy w predyspozycjach szkolnych, opiera się na założeniu stałości MPW względem punktu przecięcia funkcji wyzwań. To założenie nie musi być prawdziwe. Jeśli w systemach późnego startu szkolnego silniejszy jest kult dzieciństwa, to można się tam spodziewać przesunięcia MPW w lewo, ku niższym wyzwaniom. Wtedy dzieci względnie młodsze szybciej doganiają starsze, ale spotykają się z nimi na niższym poziomie, niż można by oczekiwać, gdyby od wszystkich więcej wymagano. Pytanie: Dlaczego to przesunięcie obserwuje się tylko na lekcjach matematyki? znajduje prostą odpowiedź: Ponieważ matematyka uchodzi za przedmiot wyjątkowo trudny. Zaobserwowana rozbieżność wyników z hipotezą H_3 sugeruje dość

oczywistą poprawkę teorii: rozpatrywanie MPW odrębnie dla różnych przedmiotów kształcenia.

Badanie przyniosło też nieoczekiwany efekt: w starszych oddziałach przewaga osiągnięć chłopców nad dziewczynkami jest mniejsza niż w młodszych. Teoria oferuje proste wyjaśnienie. Na starcie dziewczynki ustępują chłopcom pod względem liczbowych zdolności umysłowych⁹. Żeby uwzględnić tę różnicę, trzeba rozłożyć każdą funkcję na Rysunku 3 na dziewczęcą (przesuniętą nieco w lewo) i chłopięcą (przesuniętą nieco w prawo). Od razu widać, że oddziały starsze dostarczają dziewczynkom więcej stymulacji niż chłopcom, młodsze natomiast – z grubsza tyle samo.

Jakie znaczenie mają przedstawione wyniki dla polskiej dyskusji nad wiekiem startu szkolnego? Bezpośrednio rozstrzygają niewiele, uprawdopodobniają jednak przypuszczenie, że wiek wiąże się z osiągnięciami szkolnymi za pośrednictwem początkowych różnic w szkolnych predyspozycjach uczniów w oddziale klasowym i strategii dydaktycznej nauczyciela. Im wcześniej dzieci zaczynają naukę, z tym większym zróżnicowaniem w oddziale boryka się nauczyciel i tym trudniej mu dobrać poziom wyzwań maksymalizujący osiągnięcia wszystkich uczniów. Dlatego pytanie: Jak redukować te różnice? wydaje się ważniejsze niż to, w jakim wieku dzieci powinny rozpoczynać naukę.

Odpowiedź maturacjonistów, którzy wierzą, że dziecko, jak wino w butelce, dojrzewa wyłącznie wskutek upływu czasu, jest prosta: trzeba opóźnić start szkolny. Jest jednak jasne, że liczy się nie sam czas,

⁹ Nie znalazłem badania, które by to wprost potwierdziło, ale solidne badanie brytyjskie (Calvin i in. 2010) świadczy o istnieniu tej różnicy w populacji jedenasto-latków. Można przypuszczać, że u sześciolatków nie jest ona mniejsza.

lecz to, czym jest wypełniony. Jeśli dzieci miałyby spędzić dodatkowy rok w domu, to różnice w klasie 1 jeszcze by wzrosły, ponieważ domowe wyzwania rozwojowe są silnie związane ze statusem socjoekonomicznym rodziny. Kiedy dzieci mają go spędzić w „protoszkole” (w Polsce potocznie zwanej zerówką), czyli w szkole, która nie stawia jawnych wymagań, ale nieustannie dyryguje ich aktywnością i wskutek tego ogranicza ją i zniekształca, ich „protostart” odbywa się w jeszcze bardziej zróżnicowanej grupie niż sam start – co powinno wzmacniać efekt względnego wieku. Rozwiązaniem najskuteczniejszym wydaje się rok w przedszkolu, które nie naucza typowo szkolnych umiejętności, lecz dostarcza przemyślanej stymulacji rozwojowej. Taki rok można równie dobrze zaoferować pięcio-, jak i sześciolatkom.

Niezależnie od polepszenia edukacji przedszkolnej, różnice na początku klasy 1 można zredukować przez niewielką zmianę terminu obowiązku szkolnego. Szacunkowy wiek rozpoczęcia nauki w klasie 1 przez uczniów z najmłodszych oddziałów (Tabela 3) wynosi 6,2 roku, ze średnich – 6,6 roku i z najstarszych – 7,1 roku. Wartościom tym odpowiadają następujące kryteria startu szkolnego: 6 lat i 31 grudnia, 6 lat i 30 czerwca oraz 7 lat i 31 grudnia. Ostatnie z nich obowiązywało w Polsce przed zmianą ustawy, pierwsze zaś będzie obowiązywać, gdy zmiana wejdzie w życie. Rozwiązanie kompromisowe: posyłanie do szkoły dzieci, które ukończą 6 lat do 30 czerwca włącznie, mogłoby zmniejszyć efekt względnego wieku, nie naruszając istoty zmiany.

Dwa inne sposoby odnoszą się do dzielenia uczniów na oddziały klasowe i organizacji kształcenia w oddziale. Pierwszy to tworzenie odrębnych oddziałów dla dzieci młodszych i starszych. Efektywność tego sposobu wymaga sprawdzenia w eksperymentach naturalnych. Drugi to głębsza indywidualizacja kształcenia w okresie

wczesnoszkolnym, zwłaszcza według planu Joplin (Konarzewski, 2012b).

Literatura

- Allen, J. i Barnsley, R. H. (1993). Streams and tiers: the interaction of ability, maturity and training in systems with age-dependent recursive selection. *Journal of Human Resources*, 28, 649–659.
- Angrist, J. D. i Krueger, A. B. (1991). Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? *Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 979–1014.
- Banerji, M. (1992). An integrated study of the predictive properties of the Gesell School Readiness Screening Test. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 10(3), 240–256.
- Bedard, K. i Dhuey, E. (2006). The persistence of early childhood maturity: international evidence of long-run age effects. *Quarterly Journal of Economics*, 121(4), 1437–1472.
- Bickel, D. D. (1991). Chronological age and entrance to first grade: effects on elementary school success. *Early Childhood Research Quarterly*, 6(2), 105–117.
- Bigelow, E. B. (1934). School progress of under-age children. *Elementary School Journal*, 25, 186–192.
- Black, S. E., Devereux, P. J. i Salvanes, K. G. (2008). Too young to leave the nest: the effects of school starting age. NBER Working Papers No. 13969.
- Brooke, S. L. (1995). Critical analysis of the culture-free self-esteem inventories. *Measurement & Evaluation in Counseling & Development*, 27(4), 248–252.
- Byrd, R. S., Weitzman, M. i Auinger, P. (1997). Increased behavior problems associated with delayed school entry and delayed school progress. *Pediatrics*, 100(4), 654–661.
- Davis, B. G., Trimble, C. S. i Vincent, D. R. (1980). Does age of entrance affect school achievement? *The Elementary School Journal*, 80, 133–143.
- Diamond, G. H. (1983). The birthdate effect? A maturational effect? *Journal of Learning Disabilities*, 16, 161–164.
- Dietz, C. i Wilson, B. J. (1985). Beginning school age and academic achievement. *Psychology in the Schools* 22(1), 93–94.
- DiPasquale, G. W., Moule, A. D. i Flewelling, R. W. (1980). The birthdate effect. *Journal of Learning Disabilities*, 13, 4–8.
- Dobkin C. i Ferreira F. (2009). Do school entry laws affect educational attainment and labor market outcomes? NBER Working Paper No. 14945.

- Dolata, R. i Pokropek, A. (2012). Czy warto urodzić się w styczniu? Wiek biologiczny a wyniki egzaminacyjne. W: B. Niemięcki i M. K. Szmigiel (red.), *Regionalne i lokalne diagnozy edukacyjne. Materiały XVIII Konferencji Diagnostyki Edukacyjnej* (s. 52–58). Kraków: Polskie Towarzystwo Diagnostyki Edukacyjnej.
- Freyman, R. (1965). Further evidence on the effect of date of birth on subsequent school performance. *Educational Research*, 8, 58–64.
- Gledhill, J., Ford, T. i Goodman, R. (2002). Does season of birth matter? The relationship between age within the school year (season of birth) and educational difficulties among a representative general population sample of children and adolescents (aged 5–15) in Great Britain. *Research in Education*, 68, 41–47.
- Graue, M. E. i DiPerna, J. (2000). Redshirting and early retention: who gets the 'gift of time' and what are its outcomes? *American Educational Research Journal*, 37, 509–534.
- Graue, M. E. i Shepard, L. A. (1989). Predictive validity of the Gesell School Readiness Tests. *Early Childhood Research Quarterly*, 4(3), 303–315.
- Gredler G. R. (1980). The birthdate effect: fact or artifact? *Journal of Learning Disabilities*, 13(5), 9–12.
- Ilg, F. L. i Ames, L. B. (1965). *School readiness*. New York: Harper & Row.
- 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, 56–62.
- King, I. B. (1955). Effect of age of entrance into Grade I upon achievement in elementary school. *The Elementary School Journal*, 55, 331–336.
- Konarzewski, K. (2012a). *Osiągnięcia szkolne polskich trzecioklasistów w perspektywie międzynarodowej*. Warszawa: Centralna Komisja Egzaminacyjna.
- Konarzewski, K. (2012b). *Perspektywy indywidualizacji kształcenia. Raport o stanie badań*. Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
- Konarzewski, K. (2013). *Względny wiek uczniów w oddziale a ich samoocena*. Referat przedstawiony na XIX Krajowej Konferencji Diagnostyki Edukacyjnej w Gnieźnie.
- Lawlor, D. A., Clark, H., Ronalds, G. i Leon, D. A. (2006). Season of birth and childhood intelligence: findings from the Aberdeen Children of the 1950s cohort study. *British Journal of Educational Psychology*, 76, 481–499.
- 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.
- Lemos, M. M. de i Mellor, E. J. (1994). A longitudinal study of developmental maturity, school entry age, and school progress. *Australian Research in Early Childhood Education*, 1, 42–50.
- Maddux, C. D. (1980). First-Grade entry age in a sample of children labeled Learning Disabled. *Learning Disability Quarterly*, 3(2), 79–83.
- Maddux, C. D., Stacy, D. i Scott, M. (1981). School entry age in a group of gifted children. *Gifted Children Quarterly*, 15, 180–184.
- Martin, R. P., Foels, P., Clanton, G. i Moon, K. (2004). Season of birth is related to child retention rates, achievement, and rate of diagnosis of specific LD. *Journal of Learning Disabilities*, 37, 307–317.
- Martin, M. O., Mullis, I. V. S., Foy, P. i Stanco G. M. (2012). *TIMSS 2011 international results in science*. Chestnut Hill: Boston College.
- May, D. C., Kundert, D. K. i Brent, D. (1995). Does delayed school entry reduce later grade retentions and use of special education services? *Remedial and Special Education*, 16(5), 288–294.
- May, D. C. i Welch, E. (1986). Screening for school readiness – the influence of birthdate and sex. *Psychology in the Schools*, 23(1), 100–105.
- McDonald, G. (2001). Comparing school systems to explain enduring birth date effects. *Compare*, 31, 381–391.
- Miller, W. i Norris, R. C. (1967). Entrance age and school success. *Journal of School Psychology*, 6, 47–60.
- Morrison, F. J., Griffith, E. M. i Alberts, D. M. (1997). Nature-nurture in the classroom: entrance age, school readiness, and learning in children. *Developmental Psychology*, 33(2), 254–262.
- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Foy, P. i Arora, A. (2012). *TIMSS 2011 international results in mathematics*. Chestnut Hill: Boston College.
- Raudenbush, S. W. i Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models. Applications and data analysis methods* (wyd. 2). Thousand Oaks: Sage.
- 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. doi:10.1186/1471-2458-6-145.
- Sharp, C. (2002). School starting age: European policy and recent research. Paper presented at the

- LGA Seminar 'When Should Our Children Start School?', London.
- Sutton, P. (1967). Correlation between streaming and season of birth in secondary schools. *British Journal of Educational Psychology*, 37, 300–304.
- Thompson, D. (1971). Season of birth and success in the secondary school. *Educational Research*, 14, 56–60.
- 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.
- 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.
- Uphoff, J. i Gilmore, J. (1986). The birthdate effect and college athletic participation: some comparisons. *Journal of Sport Behaviour*, 15, 227–238.
- Verachtert P., Fraine De 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.
- Weinstein, L. (1969). School entrance age and adjustment. *Journal of School Psychology*, 7, 20–28.
- Wood Ch., Powell, S. i Knight, R. (1984). Predicting school readiness: the validity of developmental age. *Journal of Learning Disabilities*, 17(1), 8–11.