

Krzysztof Konarzewski
Wszechnica Świętokrzyska
konarzewski@neostrada.pl

Osiągnięcia szkolne czwartoklasistów w oddziałach o różnym składzie wiekowym

Summary

Academic achievement of fourth-graders in classes of different age composition

Are hopes pinned on mixed-age grouping in preschool and elementary school substantiated by scientific data? The answer was looked for in TIMSS 2015 research in Poland. It was carried on in the middle of the reform of school entry age which lowered it from seven to six year of life. In the country representative sample of fourth-graders 17.8 percent of pupils entered school at the age of six. In 254 classrooms the dispersion of age varied from 0.20 to 0.65 years and was greater than in TIMSS 2011 (0.15–0.40). The analysis of achievement in mathematics and science was performed by means of hierarchical linear models with the control of pupils' gender, age, initial skills, and SES, as well as school's location and class size. The achievement in mathematics was correlated significantly negative with the dispersion of age in the class. The younger pupils scored the highest in mathematics and science in classes with moderate dispersion. The results do not support a belief that mixed-age grouping is beneficial to academic achievement.

Słowa kluczowe: szkoła podstawowa, osiągnięcia szkolne, skład wiekowy oddziału, TIMSS, HLM

Keywords: primary education, academic achievement, classroom age composition, TIMSS, HLM

Stulecia doświadczeń oświatowych doprowadziły do klasowego systemu kształcenia (*graded school*). Dzieli on oczekiwane osiągnięcia uczniów na następujące po sobie klasy i przyporządkowuje im mierzone w latach czas nauki¹. W 1959 r. J. Goodlad i R. Anderson ogłosili, że system klasowy jest dla uczniów łożem Prokrusta, i w imię „ciągłego postępu jednostki” (Goodlad, Anderson 1987: 49) zażądali szkoły bezklasowej. Inni krytycy szkoły, wzmocnieni tą ideologią, doszli do wniosku, że równie szkodliwe jest nauczanie w oddziałach jednorocznikowych (*single-age grouping*, OJ), i zaproponowali system oddziałów wielorocznikowych (*multi-age grouping*, OW), w którym ponadto nie grupuje się uczniów według zdolności lub dotychczasowych osiągnięć oraz nie dzieli programu kształcenia na klasy.

¹ W Europie jest znany co najmniej od 1537 r., w którym Johannes Sturm założył dziesięcioklasowe gimnazjum w Strasburgu.

Zwolennicy tego rozwiązania (np. Katz, Evangelou, Hartman 1990) zachwalają dydaktyczne i wychowawcze korzyści płynące z interakcji uczniowskich. W OW szybszy ma być rozwój umysłowy młodszych dzieci, dzięki temu że nabywają od starszych wiadomości i umiejętności oraz włączają się w działalność starszych, której same nie byłyby zdolne zainicjować. Starsze, pomagając młodszemu, uczą się cierpliwości i wyrozumiałości, a napominając ich, same lepiej regulują swoje zachowanie. Autorki przyznają, że w OW młodsze dzieci mogą się czuć przytłoczone przez starsze, bardziej kompetentne, starsze mogą traktować młodsze jak zbędny ciężar, a nauczyciele mogą poświęcać mniej uwagi starszym niż młodszemu, ale zapewniają, że zalety OW przeważają nad wadami.

Teorie i hipotezy

Pytanie brzmi: Czy osiągnięcia szkolne dzieci kształconych w OW różnią się od osiągnięć w OJ? Źródłem hipotetycznych odpowiedzi są dwie mikroteorie. Jedna dotyczy interakcji w grupie uczniowskiej, druga – procesu nauczania.

Efekt towarzystwa (*peer effect*)²

Ta mikroteoria, nie przecząc, że dzieci w szkole uczą się od nauczyciela, głosi, że uczą się także od siebie; dokładniej – że indywidualny przyrost dyspozycji Y w oddziale j i w okresie k jest zależny przyczynowo od średniej Y w oddziale j na początku okresu k lub przed nim. Literatura, którą obrośla ta teoria (starszą referują Wilkinson i in. 2000), prowadzi do wniosku, że efekt towarzystwa jest rzeczywisty, ale oszacowania jego wielkości są niepewne. A. Pokropek (2013) ujawnił jedną z przyczyn niepewności – stosowanie błędnych metod analizy statystycznej. E. Hanushek i in. (2003) zmierzili się z trudnością oddzielenia wpływu uczniów od wpływu szkoły. Autorzy poddali skrupulatnej kontroli zmienne uboczne i wytrącili efekty stałe zarówno z przyrostów osiągnięć uczniów, jak i ze średnich dla szkół i klas wewnątrz szkoły, co pozwoliło im stwierdzić, że w szkole podstawowej średnia oddziałowa osiągnięć matematycznych sprzed dwóch lat istotnie różnicuje indywidualne reszty przyrostów osiągnięć: o 0,15 odchylenia standardowego w całej próbie, o 0,14 w odniesieniu do uczniów, którzy zmieniali szkołę między klasami 5 i 6, i o 0,24 w odniesieniu do uczniów, którzy nie zmieniali szkoły. Analizy Pokropka (2013) przeprowadzone na wynikach ogólnopolskich egzaminów zewnętrznych z lat 2010 i 2007 wykazały, że w gimnazjum efekt towarzystwa wynosi 0,04 niezależnie od dziedziny nauczania. Jest to wartość statystycznie istotna, ale bez praktycznego znaczenia. Efekt jest nieco większy u uczniów przeciętnych niż u uczniów o niskich i wysokich osiągnięciach początkowych.

² W tekście o oddziałach wielorocznikowych nazwa „efekt rówieśników”, która utarła się w Polsce, wywołuje zgrzyt logiczny.

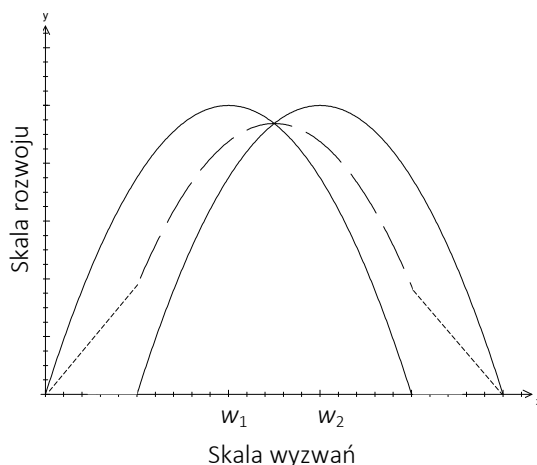
Czy efekt towarzystwa zachodzi w okresie przedszkolnym i wczesnoszkolnym? Odpowiedź jest twierdząca. A. Mashburn i in. (2009) zbadali losową próbkę 1812 czterolatków w 453 oddziałach przedszkolnych i stwierdzili (kontrolując ich poziom komunikowania się na początku roku szkolnego oraz różne zmienne uboczne), że poziom komunikowania się pod koniec roku szkolnego był słabo, ale istotnie związany z początkową średnią umiejętności komunikowania się ich rówieśników w oddziale, przy czym – ku zaskoczeniu badaczy – związek okazał się silniejszy u dzieci, które lepiej wypadły w pierwszym pomiarze³. W innym badaniu (Justice i in. 2011) dwukrotnie zmierzono umiejętności językowe 338 dzieci w 49 oddziałach przedszkolnych, ale wykryto jedynie interakcję, i to odwrotną do poprzedniej: efekt towarzystwa zachodził tylko wśród dzieci, które w pierwszym pomiarze osiągnęły wyniki poniżej średniej swojego oddziału. G. Henry i D. Rickman (2007) wylosowali ze 119 losowo dobranych oddziałów przedszkolnych po 5–6 czteroletnich dzieci (razem 630) i zmierzili ich poziom rozwoju na początku edukacji i po roku (na początku klasy przygotowawczej). Analizę przeprowadzili za pomocą zwykłej analizy regresji z poprawką na zagnieżdżenie danych i przy kontroli zmiennych domowych i przedszkolnych, a zmienną niezależną zdefiniowali jako średnią oddziałową średnich standaryzowanych pomiarów wylosowanych dzieci. Efekt towarzystwa ujawnił się w czterech miarach rozwoju: rozwiązywaniu problemów ($d = 0,36$), słowniku (0,28), rozumieniu opowiadania (0,33) i komunikowaniu się (0,02), ale nie w rozpoznawaniu liter i słów. Wykryto też efekt towarzystwa w zakresie agresji rówieśniczej (Thomas, Berman i Powers 2011): średnia oddziałowa nauczycielskich oszacowań zachowań agresywnych poszczególnych uczniów na początku klasy 1 oraz oszacowanie obserwowanego klimatu społecznego oddziału w klasie 1 pozwoliły przewidzieć indywidualne przyrosty agresji w klasie 2. Standaryzowane współczynniki regresji, choć istotne, były jednak małe (0,08 i 0,09, odpowiednio).

Dla problemu rozważanego w tym artykule ważniejsze byłoby porównanie efektu towarzystwa w OJ i OW. Niestety nie udało się znaleźć żadnego doniesienia na ten temat, więc musimy poprzestać na rozumowaniu. Kluczowym pojęciem efektu towarzystwa jest początkowa średnia jakiejś miary rozwoju. W OW leży ona między średnimi dla młodszego i starszego rocznika, co znaczy, że przeciętne dziecko młodsze znajduje się poniżej, a przeciętne dziecko starsze – powyżej tej średniej. O tym, jak różnica między poziomem rozwoju dziecka a średnią w jego oddziale wpływa na postępy dziecka, teoria milczy, a empiria – jak widzieliśmy – aprobejuje wszystkie odpowiedzi: że towarzystwo oddziałuje najsilniej przy małej różnicy (Mashburn i in. 2009), dużej (Justice i in. 2011) i średniej (Pokropek 2013). Wydaje się jednak, że gdy różnica jest ujemna, pozytywnego wpływu towarzystwa spodziewać się nie można. Z mikroteorii towarzystwa wynika więc, że starsze dzieci będą robić większe postępy w oddziale OJ niż OW, natomiast młodsze – w oddziale OW niż OJ.

³ Trzeba dodać, że „średnia oddziałowa” była inna dla każdego dziecka w oddziale, ponieważ obliczono ją dla trójga dzieci, które wraz tym dzieckiem reprezentowały oddział. Konsekwencją tej decyzji było zaliczenie średniej do zmiennych pierwszego poziomu w HLM. Tym sposobem sztucznie powiększono liczbę stopni swobody i ułatwiono odrzucenie hipotezy zerowej.

Efekt modalnego poziomu wymagań

Ta mikroteoria, nie przecząc, że dzieci w szkole uczą się od swoich koleżanek i kolegów z oddziału, głosi, że uczą się też od nauczyciela realizującego program kształcenia. Teoria zakłada (Konarzewski 2013), że rozwój kompetencji dziecka jest krzywoliniową (np. kwadratową) funkcją wyzwań środowiskowych i że można wyznaczyć na skali wyzwań wartość w optymalną dla jego rozwoju. Wartość ta jest jednocześnie miarą aktualnego poziomu jego kompetencji.



Rysunek 1. Dwuosobowy oddział klasowy

Oddział klasowy można przedstawić jako rodzinę indywidualnych krzywych rozwojowych umieszczonych na wspólnej skali wyzwań. Rysunek 1 przedstawia taki oddział złożony z dwóch uczniów. Różnica między indywidualnymi punktami w_1 i w_2 określa oddziałowe zróżnicowanie kompetencji. Nauczyciel, nie mogąc w tym samym czasie dostosować wymagań do obu uczniów, idzie na kompromis, wybierając modalny poziom wymagań (MPW). Jest to agregat złożony z wymagań programowych, metod udostępniania treści, tempa nauczania i stylu oceniania. Z wysokim MPW mamy do czynienia, gdy nauczyciel pracuje według rozszerzonego programu kształcenia, nie rozwodzi się nad oczywistościami, naucza w szybkim tempie oraz często i obiektywnie ocenia postępy uczniów. Każdemu MPW można przyporządkować wskaźnik efektywności dydaktycznej w postaci średniej wartości rozwojowej wyzwań generowanych przez ten MPW. Funkcja efektywności (na Rysunku 1 przedstawiona linią przerywaną) prognozuje średnią uczniowskich postępów w nauce. Łatwo zauważyć, że funkcja osiąga maksimum w punkcie przecięcia indywidualnych krzywych, a zatem jej maksimum maleje, w miarę jak rośnie odległość między w_1 i w_2 . Ponieważ w OW jest ona większa niż w OJ, to z mikroteorii modalnego poziomu wymagań wynika, że średnie osiągnięć dzieci w OW będą mniejsze niż w OJ.

Dychotomiczna zmienna OJ–OW jest nieprecyzyjna. Jeśli wszystkie dzieci są w wieku właściwym dla swojej klasy, oddział jest bez wątplenia jednoroznikowy, ale co zrobić, gdy w oddziale znajdzie się jedno dziecko młodsze lub starsze? Od ilu takich uczniów zaczyna się dwurocznikowość? Problem rozwiązuje zmienna dyspersji wieku, czyli rozproszenia wieku uczniów w oddziale wokół średniej wieku w tym oddziale. W oddziałach OJ dyspersja przyjmuje małe wartości, a w oddziałach OW – duże. Dzięki tej zmiennej z wyżej naszkicowanych mikroteorii można wyprowadzić dwie sprawdzalne hipotezy.

H1: W oddziałach klasowych średnie osiągnięć uczniów są ujemnie skorelowane z dyspersją wieku.

H2: W oddziałach klasowych średnie osiągnięć uczniów młodszych są skorelowane dodatnio, a średnie osiągnięć starszych – ujemnie z dyspersją wieku.

Pierwsza wynika z efektu modalnego poziomu wymagań, druga – z efektu towarzysstwa. Weryfikację hipotez zaczniemy od przeglądu badań nad postęпами w uczeniu się w zależności od składu wiekowego oddziału.

Skład wiekowy oddziału a postępy w uczeniu się

Na wstępie należy zauważyć, że OW są inną formą organizacji kształcenia niż oddziały wieloklasowe, zwane u nas klasami łączonymi, które powstają w wielu krajach z pobudek ekonomicznych, np. w Polsce prowadzi je ok. 23% (Pęczkowski 2010), a we Francji – 37% szkół podstawowych (Leuven, Rønning 2012). W oddziałach obu typów uczniowie obcuja z dużo starszymi lub młodszymi od siebie, ale w oddziałach wieloklasowych uczniowie są podzieleni na grupy realizujące różne programy kształcenia, natomiast w OW wszyscy uczą się tego samego. W obliczu tej różnicy trudno się zgodzić z opinią że „w większości krajów uprzemysłowionych (...) to rozróżnienie ma małe znaczenie praktyczne” (Leuven i Rønning 2012: 4) i beztrudno przenosić wyniki badania jednego typu oddziałów na drugi.

Dobry przykład dał S. Veenman (1995), prowadząc odrębne metaanalizy efektywności oddziałów obu typów. Na 38 doniesień z lat 1938–1992 porównujących oddziały wielo- i jednoklasowe w 26 stwierdzono brak istotnych różnic w osiągnięciach poznawczych, w czterech – różnice na korzyść oddziałów wieloklasowych, a w ośmiu – na korzyść jednoklasowych. Ogólnie Veenman stwierdził, że oddziały wieloklasowe były równie efektywne dydaktycznie ($d = 0,01$) i wychowawczo (0,10) jak oddziały jednoklasowe.

W nowszych doniesieniach widać podobne rozbieżności. Osiągnięcia 9-letnich uczniów w Irlandii są podobne w oddziałach obu typów, ale dziewczynki uczące się razem z wyższą klasą mają niższe osiągnięcia poznawcze, a także niższe wskaźniki zachowania i samooceny niż w oddziałach jednoklasowych (Quail i Smyth 2014). Drugo- i trzecioklasiści w Kalifornii uczą się gorzej (Sims 2008), a gimnazjaliści w Norwegii (Leuven i Rønning 2012) – lepiej w oddziałach wieloklasowych niż jednoklasowych. W tym ostatnim doniesieniu wykazano też, że ogólny efekt o sile 0,09 odchylenia standardowego był wypadkową zysku z uczenia się razem z wyższą klasą i straty – z uczenia się z niższą. Au-

torzy wyrażają nadzieję, że to odkrycie może wyjaśnić rozbieżności w wynikach badań, ale to płonna nadzieja, bo jak widzieliśmy, w Irlandii dziewczynki uczące się z wyższą klasą tracą, a nie zyskują.

Metaanaliza 11 doniesień z lat 1964–1981 poświęconych OW (Veenman, 1995) wykazała, że były one równie efektywne dydaktycznie jak OJ ($d = -0,03$) i odrobine przewyższały OJ pod względem samooceny uczniów, motywacji, przystosowania i postawy wobec szkoły (0,15). Obala to H1, ale niedefinitywnie, w żadnym badaniu nie stosowano bowiem losowego przydziału uczniów do OW. Ponieważ szkoły uważały OW za innowację pedagogiczną, można przypuszczać, że kierowały do nich bardziej obiecujących uczniów i lepszych nauczycieli. Jeśli tak, to brak różnicy w osiągnięciach przemawiałby przeciw efektywności dydaktycznej OW. Krytycy analiz Veenmana sugerowali, że gdyby uwzględnić stronniczość selekcji, to d wyniosłoby około $-0,10$ (Mason i Burns, 1996). Veenman (1996) nie mógł jej uwzględnić, ale nieco rozszerzył swoją analizę i doszedł do $d = -0,08$, wartości niższej niż poprzednio, ale ciągle nieodróżnialnej od zera.

W XXI w. zainteresowanie badaczy szkolnymi OW przygasło, ale przedszkolnymi ożyło. A. Moller i współpracownicy (2008) przeprowadzili metodologicznie zaawansowane badanie z udziałem 806 średnio 4-letnich dzieci wylosowanych z 70 oddziałów przedszkolnych. Metodą regresji hierarchicznej prognozowano wyniki drugiego z dwóch pomiarów rozwoju poznawczego, społecznego i motorycznego dziecka. Pomiarzy przeprowadzili przeszkoleni nauczyciele za pomocą skal szacunkowych jesienią i wiosną tego samego roku szkolnego. Zmienną niezależną była dyspersja wieku dzieci w oddziale (od 0,10 do 0,70 roku), a współzmiennymi – wyniki pierwszego pomiaru, płeć i wiek dziecka, wykształcenie jego matki oraz jakość środowiska przedszkolnego. Przyrost we wszystkich trzech aspektach rozwoju okazał się ujemnie skorelowany z dyspersją wieku w oddziale, co potwierdza H1. W odrębnej analizie badacze wykryli ujemną interakcję efektu umiejętności początkowych (czyli wpływu łącznego wyniku pierwszego pomiaru na wyniki drugiego) i dyspersji tych umiejętności. Ta interakcja znaczy, że w oddziałach heterogenicznych prognostyczność pierwszego pomiaru jest mniejsza niż w oddziałach homogenicznych, a układ średnich warunkowych (Moller i in. 2008: 748) sugeruje, że prognostyczność spada za sprawą gorszych, niż można by oczekiwać, wyników dzieci o wysokich umiejętnościach początkowych w oddziałach heterogenicznych. Dyspersja umiejętności nie jest jednak tym samym co dyspersja wieku, dlatego nie można uznać tej interakcji za potwierdzenie drugiej części H2.

Podobne badanie (Ansari, Purtell i Gershoff 2015) potwierdza drugą część H2. Z losowej próbki 486 oddziałów Head Start wylosowano po 10 dzieci w wieku trzech ($n = 1644$) i czterech lat (1185) i dwukrotnie (jesienią i wiosną) zmierzono ich umiejętności językowe i matematyczne, a także zebrano nauczycielskie oceny ich umiejętności społecznych i problemów z zachowaniem. Przeprowadzono dwie analizy regresji dla 3- i 4-latków. W obu zmienną niezależną była proporcja trzylatków w oddziale. Stwierdzono, że niezależnie od różnych cech dzieci, ich rodzin, nauczycieli i oddziałów postępy

trzylatków nie zależały od składu oddziału, ale postępy czterolatków były tym mniejsze, im większy był udział trzylatków w oddziale. Największe, 4–5-miesięczne spowolnienie rozwoju umiejętności początkowych zaobserwowano w oddziałach z 45-procentowym i większym udziałem trzylatków. W zakresie zmiennych społecznych i behawioralnych różnic nie stwierdzono.

Pierwszą część H2 potwierdza inne badanie (Guo i in. 2014). Dwukrotny pomiar słownictwa 130 dzieci z 16 oddziałów przedszkolnych ujawnił dwie interakcje. Pierwsza polegała na tym, że w ciągu roku słownictwo młodszych dzieci powiększyło się bardziej w oddziałach o większej niż o mniejszej dyspersji wieku, ale rozwój słownictwa starszych nie zależał od dyspersji. Druga polegała na tym, że korzystny efekt dyspersji zachodził głównie w oddziałach, w których nauczyciele sprawniej kierowali zachowaniem dzieci.

M. Kallery i in. (2016) stwierdzili, że wyniki uczenia się przyrody przez badanie (*inquiry-based*) osiągnane przez młodsze dzieci pracujące w małych wielorocznikowych grupach złożonych z 4–6-latków w przedszkolu i 6–8-latków w szkole zależały liniowo od liczby starszych dzieci w grupie. Tego wyniku nie można przenieść na OW, ale pośrednio popiera on pierwszą część H2.

Potwierdzenia obu części H2 dostarcza eksperyment naturalny przeprowadzony przez A. Winslera i in. (2002). Przez 18 miesięcy obserwowali oni 47 3- i 4-letnich dzieci, które przeniesiono z dwóch OJ do dwóch OW. W OW różnice typowe dla 3- i 4-latków zmniejszyły się, np. trzylatki poprawiły, a czterolatki pogorszyły swoją koncentrację na zadaniu. Ponadto w OW zauważono u wszystkich dzieci mniej przejawów pozytywnych emocji (śmiechu i uśmiechania się).

Podobnie można interpretować wyniki badania K. Urberg i M. Kaplan (1986). Obserwowały one aktywność dzieci w oddziałach przedszkolnych o dużych (2,5–2,9 roku) i małych (1,2–1,5 roku) różnicach wieku. Młodsze dzieci w OW były bardziej aktywne ruchowo, częściej współpracowały ze sobą i odgrywały role w zabawie, a także doświadczały więcej życzliwości, ale z drugiej strony mniej rozmawiały i przejawiały więcej agresji niż w OJ. Starsze dzieci w OW były bardziej aktywne ruchowo, prowadziły mniej rozmów i częściej zajmowały pozycję obserwatora, co świadczy o obniżeniu złożoności ich zabawy. I młodsze, i starsze wykonywały więcej czynności samoobsługowych (np. myły ręce) w OW niż w OJ – być może po to, by zaradzić nudzie lub obniżyć poziom stresu. Podobne wyniki raportowano wcześniej (Langlois i in. 1978; Lougee, Grueneich i Hartup 1977) i później (Bailey, Burchinal i McWilliam 1993). Urberg i Kaplan (1986) zauważyły, że nauczycielki w OW koncentrują się głównie na bezpieczeństwie dzieci i nie zawsze starczą im sił, by zaproponować wszystkim, a zwłaszcza starszym, interesujące formy aktywności.

W kilku badaniach hipoteza H1 nie zyskała potwierdzenia. W badaniu z udziałem 4417 dzieci z 207 oddziałów w 50 ośrodkach Head Start (Bell, Greenfield i Bulotsky-Shearer 2013) dyspersja wieku nie prognozowała indywidualnych przyrostów umiejętności składających się na gotowość szkolną. Ujawniono jedynie interakcję, słabą i ograniczoną do zmiennej „podejście do uczenia się” (łącznie oceny inicjatywy, ciekawości, uwagi

i wytrwałości): w oddziałach o dużym zróżnicowaniu wieku postęp starszych dzieci był mniejszy niż młodszych, co potwierdza drugą część H2.

Na szczególną uwagę zasługuje badanie D. Bailey'a i in. (1993). W ciągu 3,5 roku mierzyli oni pięć aspektów rozwoju 59 dzieci losowo przydzielonych do sześciuosobowych oddziałów przedszkolnych: czterech OW i czterech OJ. Analiza indywidualnych krzywych rozwojowych za pomocą HLM wykazała, że w okresie od 1,75 do 5,6 roku życia rozwój motoryki, komunikacji i poznania u dzieci z OW był funkcją kwadratową wieku, a z OJ – funkcją liniową. Poziom rozwoju dwulatków z OW i OJ był taki sam, dzieci wieku od 2 do 4 lat – wyższy w OW, a dzieci starszych – wyższy w OJ. W łącznej mierze rozwoju młodsze dzieci z OW przewyższały swoich rówieśników z OJ, ale ta różnica malała z czasem i w wieku 5 lat całkiem zniknęła. W tym kontekście warto przypomnieć jeden z wyników metaanalizy Veenmana (1996): osiągnięcia uczniów w oddziałach wieloklasowych były – w porównaniu z oddziałami jednoklasowymi – istotnie wyższe w klasach 1–3 ($d = 0,06$), takie same w klasach 4–5 (0,01) i nieistotnie niższe w klasach 6–7 ($-0,08$). Powtarzalność tego wzorca sugeruje, że u jego podłoża leży powszechny proces mikrosocjalny.

Metoda

W badaniu wykorzystano polskie dane z cyklicznego badania międzynarodowego TIMSS 2015, które zmierza do określenia poziomu osiągnięć szkolnych w matematyce i przyrodoznawstwie w populacjach średnio dziesięcioletnich uczniów klasy 4 w 49 krajach (Martin i in. 2016; Mullis i in. 2016). W Polsce zbierano dane w maju 2015 r. (Konarzewski, Bulkowski 2015), w środku reformy wieku obowiązkowego szkolnego. Dzieci biorące udział w badaniu rozpoczęły naukę w klasie 1 we wrześniu 2011 r. jako siedmiolatki urodzone w 2004 r. i jako sześciolatki urodzone w 2005 r. Tych drugich jest w próbie 17,8%⁴. W czterech oddziałach klasy 4 – wszystkich w szkołach wielkomiejskich – znajdowały się jedynie dzieci, które rozpoczęły naukę w wieku sześciu lat. W 57 – jedynie te, które poszły do szkoły w wieku siedmiu lat. Uczniowie pozostałych 193 oddziałów zaczynali naukę jako sześć- lub siedmiolatki. Na starcie szkolnym proporcja sześciolatków w tych oddziałach wahała się od 0,04 (jeden sześciolatek) do 0,96 (jeden siedmiolatek).

Z analizy usunięto 106 rekordów uczniów z roczników 2002 i 2003, bo należą oni do populacji „opóźnionych”; ich obecność zwiększyłaby dyspersję wieku, a zarazem zmniejszyła średnią osiągnięć, więc działałaby na korzyść hipotezy. Usunięto też wyniki 32 uczniów z dwóch oddziałów jednej szkoły wielkomiejskiej mających skrajnie wysokie reszty regresji. Analizę przeprowadzono na danych 4 609 dzieci (w tym 2 317 dziewczyn) z 252 oddziałów klasowych w 149 szkołach podstawowych.

⁴ W populacji ówczesnych pierwszoklasistów było ich 18,5% (Główny Urząd Statystyczny, 2012).

Zmienne

Zmiennymi zależnymi były wyniki testowania osiągnięć szkolnych w matematyce i przyrodzie wyrażone przez pięć wartości prawdopodobnych dla każdego przedmiotu. Wartości prawdopodobne pozwalają uwzględnić błąd pomiaru w oszacowaniu błędu standardowego.

Zmienna niezależna to zróżnicowanie (dyspersja) wieku uczniów w oddziale wyrażona odchyleniem standardowym⁵. Odchyleniem standardowym wieku rządzą głównie rozstęp, czyli różnica między najmłodszym i najstarszym uczniem w oddziale, i kształt rozkładu: od zbliżonych do normalnego przez J -kształtne i prostokątne do U -kształtnych.

Współzmiennie to płeć i wiek ucznia, status socjoekonomiczny (SES) jego rodziny, a także wielkość miejscowości, w której znajduje się szkoła, wielkość oddziału i agregaty oddziałowe: średnie wieku, SES i umiejętności początkowych uczniów. Wskaźnik SES, podobnie jak w poprzedniej edycji TIMSS, został obliczony na podstawie 7 zmiennych należących do czterech kategorii: wykształcenia, zawodu i zatrudnienia rodziców oraz wyposażenia mieszkania. Spójność skali była zadowalająca ($\alpha = 0,79$). Zmienne poddano analizie głównych składowych z podstawianiem średnich w miejsce brakujących danych i zdefiniowano SES jako wynik czynnikowy pierwszej składowej (odtworzącej 41% wariancji).

Wskaźnik umiejętności początkowych obliczono na podstawie rodzicielskich ocen umiejętności dzieci na starcie szkolnym. Na skalę składało się ogólne pytanie: „Gdy Pani/Pana dziecko zaczynało naukę w klasie pierwszej, to jak dobrze umiało...” i 13 zakończeń, np. rozpoznawać większość liter, czytać zdania, rozpoznawać napisane liczby, dodawać małe liczby. Spójność skali była wysoka ($\alpha = 0,90$). Wskaźnik umiejętności początkowych zdefiniowano jako wynik czynnikowy pierwszej składowej (odtworzącej 46% wariancji).

Średnie oddziałowe wieku, SES i umiejętności początkowych odgrywają szczególną rolę w obronie prawomocności przeprowadzonej analizy. Wiemy, że:

- dyspersja wieku była z definicji tym większa, im więcej było dzieci z rocznika 2005 i młodszych wśród zapisanych do szkoły
- umiejętności początkowe dzieci starszych były wyższe niż młodszych
- dzieci sześciolatnie i młodsze częściej zapisywali do szkoły rodzice z wyższych warstw SES, mimo że w ich ocenie miały one istotnie niższe i silniej zróżnicowane umiejętności początkowe niż dzieci siedmioletnie. Średnia SES rodzin, które w 2011 r. posłały do szkoły sześciolatka, jest wyższa od średniej rodzin, które posłały siedmio-latka, o 0,44 odchylenia standardowego.

Wskutek powyższego z dyspersją wieku są liniowo skorelowane: średnia wieku ($-0,22$, $p < 0,001$), średnia umiejętności początkowych ($-0,13$, $p < 0,04$) i średnia SES ($-0,08$, ni.). Gdyby nie zostały włączone do równania regresji, obciążłyby oszacowania parametrów. Tabela 1 przedstawia nieważone statystyki opisowe.

⁵ Jest to pierwiastek kwadratowy średniej kwadratów odchyłeń wieku uczniów od średniej wieku w oddziale.

Tabela 1. Statystyki opisowe

Obiekty	Zmienna	Minimum	Maksimum	Średnia	Odchylenie st.
Uczniowie ($n = 4\ 609$)	Osiągnięcia matematyczne	316,19	740,98	538,85	66,19
	Osiągnięcia przyrodnicze	323,23	763,34	550,60	61,81
	Wiek w dniu testowania (w latach)	8,25	11,33	10,66	0,45
	SES	-2,79	2,01	0,01	0,99
	Umiejętności początkowe	-3,46	1,49	0,01	0,98
Oddziały ($n = 252$)	Średnia osiągnięć matematycznych	453,58	609,62	536,87	30,66
	Średnia osiągnięć przyrodniczych	460,93	618,48	549,00	28,04
	Dyspersja wieku	0,20	0,65	0,38	0,10
	Średnia wieku	9,80	11,03	10,66	0,23
	Średnia SES	-1,54	1,24	-0,05	0,57
	Średnia umiejętności początkowych	-0,74	0,68	0,01	0,30
	Liczba uczniów	5	30	18,30	5,00

Analiza

Warstwowo-grupowy schemat pobierania próbki powoduje, że dane uczniów są zagnieżdżone w oddziałach klasowych (korelacja wewnątrzklasowa wynosi 0,14 dla matematyki i 0,12 dla przyrody), dlatego analizę przeprowadzono za pomocą hierarchicznych modeli liniowych HLM (Raudenbush, Bryk 2002). Zastosowano dwupoziomowy model regresji estymowany metodą największej wiarygodności. Na pierwszym poziomie, wewnątrz oddziałów, estymowano równanie:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{Płeć}_{ij} + \beta_{2j} \text{Wiek}_{ij} + \beta_{3j} \text{SES}_{ij} + r_{ij},$$

w którym Y_{ij} oznacza zbiór pięciu wartości prawdopodobnych osiągnięć matematycznych lub przyrodniczych ucznia i z oddziału j , Płeć jest zakodowana jako 0 dla dziewczynek i 1 dla chłopców, r_{ij} to indywidualna reszta. Na drugim poziomie, międzyoddziałowym, estymowano równanie:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} d\text{Wiek}_j + \gamma_{02} m\text{Wiek}_j + \gamma_{03} m\text{SES}_j + \gamma_{04} m\text{UP}_j + \gamma_{05} \text{Wielkość oddziału}_j + \gamma_{06} \text{Małe miasto}_j + \gamma_{07} \text{Średnie miasto}_j + \gamma_{08} \text{Duże miasto}_j + u_{0j},$$

w którym $dWiek_j$ oznacza dyspersję wieku, $mWiek_j$, $mSES_j$ i mUP_j – średnie wieku, SES i umiejętności początkowych uczniów w oddziale j , *Wielkość oddziału* to liczba uczniów w oddziale j . *Małe miasto* liczy do 20 tys. mieszkańców, *Średnie miasto* – od 20 do 100 tys., *Duże miasto* – powyżej 100 tys. Zmienne *Wiek* i *SES* scentrowano wokół średnich oddziałowych, a agregaty $dWiek$, $mWiek$, $mSES$ i mUP – wokół średnich populacyjnych. Na drugim poziomie zastosowano wagi w postaci znormalizowanej sumy indywidualnych wag uczniów należących do danego oddziału. Waga informuje, ilu uczniów w populacji reprezentuje każdy oddział.

Wyniki

O prawdziwości hipotezy H1 rozstrzygają dwa parametry γ_{01} (tabela 2). Oba są ujemne. Niezależnie od płci i wieku uczniów oraz SES ich rodzin, a także niezależnie od lokalizacji szkoły, wielkości oddziału i średnich wieku, SES i umiejętności początkowych, wzrost dyspersji wieku w oddziale o jedno odchylenie standardowe (0,10) przekłada się na spadek średniej osiągnięć matematycznych o 33 punkty. Analogiczny spadek średniej osiągnięć przyrodniczych (o 22 punkty) nie osiągnął poziomu istotności statystycznej.

Warto zwrócić uwagę na dwa efekty wieku: wewnątrzoddziałowy (efekt różnicy między wiekiem ucznia a średnią wieku w jego oddziale) i międzyoddziałowy (efekt średniej wieku uczniów w oddziale). Oba są silniejsze w odniesieniu do osiągnięć przyrodniczych niż matematycznych. Wewnątrzoddziałowy efekt wieku nie wchodzi w interakcję z dyspersją wieku, tak samo jak w badaniu Moller i in. (2008).

Średnia umiejętności początkowych redukuje wariancję średnich osiągnięć matematycznych o 6,1%, a średnią osiągnięć przyrodniczych o 3,4%. Wprowadzenie jej do modelu nieco osłabiło efekt dyspersji, ale ciągle jest on istotny.

Lokalizacja szkoły nie różnicuje osiągnięć (z wyjątkiem miast średniej wielkości, w których są one nieco niższe niż na wsi). Ten wynik znaczy, że przewaga szkół miejskich, o której donoszą doroczne raporty Centralnej Komisji Egzaminacyjnej, bierze się głównie stąd, że wielkość miejscowości jest skorelowana ze średnią SES rodzin uczniów. Osiągnięć nie różnicuje też płeć uczniów i wielkość oddziału klasowego.

Tabela 2. Wyniki analizy regresji osiągnięć szkolnych na dyspersję wieku w oddziale

Efekty stałe	Matematyka			Przyroda		
	γ	Błąd st.	p	γ	Błąd st.	p
Średnia, γ_{00}	548,15	7,85		564,73	8,28	
Dyspersja wieku, γ_{01}	-33,38	14,70	0,024	-22,16	14,73	ni.
Średnia wieku, γ_{02}	7,66	6,60	ni.	19,40	6,56	0,004
Średnia SES, γ_{03}	39,41	3,65	< 0,001	38,22	3,60	< 0,001
Średnia UP, γ_{04}	20,07	5,52	< 0,001	13,32	5,80	0,023
Wielkość oddziału, γ_{05}	-0,42	0,39	ni.	-0,53	0,42	ni.

Efekty stałe	Matematyka			Przyroda		
	γ	Błąd st.	p	γ	Błąd st.	p
Lokalizacja szkoły*						
Małe miasto, γ_{05}	-4,88	4,58	ni.	-5,44	4,64	ni.
Średnie miasto, γ_{05}	-8,39	4,29	0,052	-9,39	4,32	0,031
Duże miasto, γ_{05}	-2,39	4,47	ni.	-3,68	4,67	ni.
Płeć, γ_{10}	1,37	2,64	ni.	-2,41	2,83	ni.
Wiek, γ_{20}	5,51	2,59	0,035	15,26	2,49	< 0,001
SES, γ_{30}	23,89	1,69	< 0,001	22,71	1,47	< 0,001
Efekty losowe	Odchylenie st.	df	p	Odchylenie st.	df	p
Reszty średniej, u_0	14,83	243	< 0,001	13,21	243	< 0,001
Reszty zmiennej zależnej, r	61,29			59,61		

* Kategorią odniesienia jest wieś.

Błędy standardowe odporne. Zmienna dyspersji redukuje wariancję średnich osiągnięć matematycznych o 2,3%, a przyrodniczych o 1,6%.

Weryfikację hipotezy H2 przeprowadzono za pomocą dwóch niezależnych dwupozycyjnych analiz regresji osiągnięć młodszych i starszych dzieci podzielonych według mediany wieku. Chcąc uwzględnić możliwą nieliniowość związku osiągnięć z dyspersją, podzielono ją na trzy kwantyle. Współzmiennymi były SES na pierwszym i średnie SES i UP na drugim poziomie. Wyniki przedstawia tabela 3.

Tabela 3. Wyniki analizy regresji osiągnięć młodszych i starszych dzieci na dyspersję wieku w oddziale

Dyspersja wieku	Młodszy ($n = 2\ 267$)		Starszy ($n = 2\ 342$)	
	Matematyka	Przyroda	Matematyka	Przyroda
Większa niż 0,43	532,26 (3,06)	540,07 (3,36)	531,35 (3,17)	548,80 (3,25)
Od 0,32 do 0,43	7,60 (4,29)*	8,59 (4,27)**	6,86 (4,47)	4,17 (3,96)
Mniejsza niż 0,32	6,28 (4,21)	5,73 (4,43)	9,28 (4,28)**	8,02 (4,13)*

W pierwszym wierszu podano wartości osiągnięć, a w dwóch następnych – różnice osiągnięć względem dużej dyspersji (kategorii odniesienia). W nawiasie błędy standardowe. * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$.

Interakcji wieku i dyspersji, którą zakłada hipoteza H2, nie stwierdzono. Układ średnich warunkowych sugeruje niewielką różnicę między dziećmi starszymi i młodszymi. Osiągnięcia starszych rosną liniowo wraz ze spadkiem dyspersji, natomiast osiągnięcia młodszych mają maksimum w oddziałach o średniej dyspersji.

Dyskusja

Dzieci uczące się w oddziałach najbardziej zróżnicowanych wiekowo uzyskują najniższe wyniki w obu przedmiotach nauczania, choć tylko w matematyce efekt dyspersji jest sta-

tystycznie istotny. Hipoteza H1, wyprowadzona z efektu modalnego poziomu wymagań, została potwierdzona w zakresie ograniczonym do matematyki. Hipoteza H2, wyprowadzona z efektu towarzystwa, nie znalazła potwierdzenia. Oddziały najbardziej zróżnicowane wiekowo najmniej sprzyjają osiągnięciom zarówno starszych, jak i młodszych dzieci. Fakt, że dla młodszych dzieci najbardziej korzystne okazały się oddziały o średniej dyspersji, może, ale nie musi przemawiać za hipotezą towarzystwa.

Dzieci starsze w oddziale wyprzedzają młodsze w obu testach, choć bardziej w przyrodniczym niż w matematycznym. To dobrze znany efekt względnego wieku. Jest on 3,5 razy słabszy niż w analogicznym badaniu z 2011 r. (Konarzewski 2015). Sytuację obu tych kohort charakteryzują dwie różnice o przeciwnym działaniu. Uczniowie badani w 2015 r. rozpoczęli edukację w oddziałach bardziej zróżnicowanych pod względem wieku i co za tym idzie – umiejętności początkowych niż badani w 2011 r., co powinno wywołać silniejszy efekt względnego wieku. Ale w 2015 r. badano czwartoklasistów, a w 2011 r. – trzecioklasistów, a dobrze wiadomo, że efekt wieku maleje w kolejnych latach kształcenia (np. Oshima, Domaleski 2006). Ten mechanizm najwyraźniej okazał się silniejszy.

Pozostaje rozważyć możliwe powody odmienności wyników odnoszących się do matematyki i przyrody. Jednym z nich może być to, że nauczanie matematyki jest silniej podporządkowane reżimowi lekcyjnemu niż nauczanie przyrody. Uczniowie są wprowadzani w matematykę po torach, a w przyrodę – po drogach i bezdrożach. W naszych szkołach uczeń częściej słyszy: „Dowiedźcie się, jakie zwierzęta żyją na pustyni lodowej” niż „... ile wynosi suma kątów w trójkącie”. W kształceniu przyrodniczym uczeń sam zdobywa jakąś część wiedzy, natomiast w kształceniu matematycznym głównie ćwiczy zastosowania wiedzy, którą udostępnia nauczyciel podczas lekcji. Dlatego na wyniki w matematyce silniej wpływa zmienna szkolna: dyspersja wieku, a na wyniki w przyrodzie – zmienna indywidualna: wiek, z którym są skorelowane samodzielność czy dyscyplina wewnętrzna.

Wnioski i ograniczenia

Większość metodologicznie poprawnych badań i wyniki zreferowanej analizy nie przemawiają za oddziałami wielorocznikowymi w edukacji przedszkolnej i wczesnoszkolnej. Zwolennicy OW wysuwają argument, że przedszkole i szkoła powinny być przedłużeniem „naturalnych” środowisk rozwojowych: rodziny, w której dzieci nie przychodzą na świat w miotach, i sąsiedzkich grup towarzyskich, które łączą dzieci w różnym wieku (Katz i in. 1990). Ten argument jest fałszywy: organizacjami socjalizacji wtórnej rządzą inne zasady niż socjalizacją pierwotną. Nie uznawać tych różnic to przekreślać dwa tysiąclecia rozwoju edukacji w kulturze śródziemnomorskiej.

Zwolennicy OW eksponują płynące z nich korzyści wychowawcze, zwłaszcza wzrost społecznienia dzieci. Wyniki badań są w tej sprawie niejednoznaczne: niektóre słabo potwierdzają ten optymizm (np. Veenman 1995), inne mu przeczą (np. Moller i in. 2008), jeszcze inne wykazują, że obraz nie jest czarno-biały (np. Urberg i Kaplan 1986). Zwolennicy OW przyznają, że mogą w nich zachodzić także zjawiska niepożądane, ale zapew-

nają: twórczy nauczyciel im zapobiegnie. To prawda, że gorsze wyniki w nauce dzieci w OW nie są koniecznością przyrodniczą, lecz ubocznym skutkiem praktyki edukacyjnej, którą wyjątkowy nauczyciel może zmienić. Ale system oświaty nie opiera się na wyjątkowych nauczycielach. Rozsądna polityka oświatowa pozwala wyjątkowym rozwinąć skrzydła, lecz system dostosowuje do możliwości przeciętnych.

Na zakończenie należy zauważyć, że wnioski, jakie można wyciągnąć z przedstawionych wyników, są obciążone podwójną niepewnością. Po pierwsze, przydział uczniów do oddziałów klasowych nie był losowy, dlatego jest możliwe (choć mało prawdopodobne), że zróżnicowaniu oddziałów pod względem dyspersji towarzyszyły inne różnice, np. w wyposażeniu szkoły lub zaangażowaniu nauczycieli. Po drugie, uczniowie z rocznika 2005 nie reprezentują wszystkich dzieci z tego rocznika⁶. Niereprezentatywność jest następstwem dobrowolności posyłania sześciolatków do klasy 1 we wrześniu 2011 r. W analizie kontrolowano SES i umiejętności początkowe, wiadomo więc, że nie podważają one wniosku o wpływie dyspersji wieku na osiągnięcia szkolne. Nie kontrolowano jednak innych zmiennych, które mogły przyjmować odmiennie wartości w zbiorowościach sześciolatków znajdujących się w 2011 r. w klasie 1 i w oddziałach przedszkolnych. Dlatego nie jest pewne, czy zreferowane wyniki odtworzyłyby się, gdyby w próbcie znalazła się zbiorowość sześciolatków reprezentatywna dla tej kohorty.

Literatura

- Ansari A., Purtell, K., Gershoff E. (2015), *Classroom age composition and the school readiness of 3- and 4-year-olds in the Head Start program*. „Psychological Science”, 27(1).
- Bailey D.B., Burchinal M.R., McWilliam R.A. (1993), *Age of peers and early childhood development*. „Child Development”, 64.
- Bell E.R., Greenfield D.B., Bulotsky-Shearer R.J. (2013), *Classroom age composition and rates of change in school readiness for children enrolled in Head Start*. „Early Childhood Research Quarterly”, 28(1).
- Główny Urząd Statystyczny (2012). *Oświata i wychowanie w roku szkolnym 2011/2012*. Warszawa, Autor.
- Goodlad J.I., Anderson R.H. (1987), *The nongraded elementary school* (wydanie poprawione). New York, Harcourt, Brace.
- Guo Y., Tompkins V., Justice L., Petscher Y. (2014), *Classroom age composition and vocabulary development among at-risk preschoolers*. „Early Education and Development”, 25(7).
- Hanushek E.A., Kain, J.F., Markman J.M., Rivkin S.G. (2003), *Does peer ability affect student achievement?* „Journal of Applied Econometrics”, 18.
- Henry G.T., Rickman D.K. (2007), *Do peers influence children's skill development in preschool?* „Economics of Education Review”, 26.

⁶ Należy podkreślić, że próbka 4747 uczniów testowanych w badaniu TIMSS 2015 dobrze reprezentuje populację czwartoklasistów w Polsce, a zastrzeżenie dotyczy jedynie podpróbki 843 uczniów z rocznika 2005, która nie reprezentuje swojej kohorty wiekowej.

- Justice L.M., Petscher Y., Schatschneider C., Mashburn, A. (2011), *Peer effects in preschool classrooms: Is children's language growth associated with their classmates' skills?* „Child Development”, 82(6).
- Kallery M., Loupidou Th. (2016), *Learning science in small multi-age groups: the role of age composition*. „International Journal of Science Education”. 38(9).
- Katz L.G., Evangelou D., Hartman, J.A. (1990), *The case for mixed-age grouping in early education*. Washington, DC, National Association for the Education of Young Children.
- Konarzewski K. (2013), *Wiek startu szkolnego a osiągnięcia w nauce w okresie wczesnoszkolnym*. „Edukacja”, 4(124).
- Konarzewski K. (2015), *Zróżnicowanie umiejętności początkowych w klasie pierwszej a efekt względnego wieku w klasie trzeciej*. „Edukacja”, 133(2).
- Konarzewski K., Bulkowski K. (red.) (2016), *TIMSS 2015. Wyniki międzynarodowego badania osiągnięć czwartoklasistów w matematyce i przyrodzie*. Warszawa, IBE.
- Langlois J.H., Gottfried N.W., Barnes B.M., Hendricks D.E. (1978), *The effect of peer age on the social behavior of preschool children*. „The Journal of Genetic Psychology”, 132.
- Leuven E., Rønning M. (2012), *Classroom grade composition and pupil achievement*. „Discussion Papers”, 722, Statistics Norway Research Department.
- Lougee M.D., Grueneich R., Hartup W.W. (1977), *Social interaction in same- and mixed-age dyads of preschool children*. „Child Development”, 48.
- Martin M.O., Mullis I.V.S., Foy P., Hooper M. (2016), *TIMSS 2015 International results in science*. Retrieved from Boston College, TIMSS & PIRLS International Study Center website: <http://timssandpirls.bc.edu/timss2015/international-results/>
- Mashburn A.J., Justice L.M., Downer J.T., Pianta R.C. (2009), *Peer effects on children's language achievement during pre-kindergarten*. „Child Development”, 80(3).
- Mason D.A., Burns R.B. (1996), *“Simply no worse and simply no better” may simply be wrong: A critique of Veeman's conclusion about multigrade classes*. „Review of Educational Research”, 66(3).
- Moller A.C., Forbes-Jones, E., Hightower A.D. (2008), *Classroom age composition and developmental change in 70 urban preschool classrooms*. „Journal of Educational Psychology”, 100(4).
- Mullis I.V.S., Martin M.O., Foy P., Hooper M. (2016), *TIMSS 2015 International results in mathematics*. Retrieved from Boston College, TIMSS & PIRLS International Student Center website: <http://timssandpirls.bc.edu/timss2015/international-results/>
- Oshima T.C., Domaleski Ch. S. (2006), *Academic performance gap between summer-birthday and fall-birthday children in grades K–8*. „Journal of Educational Research”, 99(3).
- Pokropek A. (2013), *Efekt rówieśników w nauczaniu szkolnym*. Warszawa, IBE.
- Quail A., Smyth S. (2014), *Multigrade teaching and age composition of the class: The influence on academic and social outcomes among students*. „Teaching and Teacher Education”, 43.
- Pęczkowski R. (2010), *Funkcjonowanie klas łączonych w polskim systemie edukacji*. Rzeszów, Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego.
- Raudenbush S.W., Bryk A.S. (2002), *Hierarchical linear models. Applications and data analysis methods* (wyd. 2). Thousand Oaks, Sage.
- Sims D. (2008), *A strategic response to class size reduction: Combination classes and student achievement in California*. „Journal of Policy Analysis and Management”, 27(3).
- Thomas D.E., Bierman K.L., Powers C.J. (2011), *The influence of classroom aggression and classroom climate on aggressive-disruptive behavior*. „Child Development”, 82(3).

- Urberg K.A., Kaplan M.G. (1986), *Effects of classroom age composition on the play and social behaviors of preschool children*. „Journal of Applied Developmental Psychology”, 7.
- Veenman S. (1995), *Cognitive and noncognitive effects of multigrade and multi-age classes: A best-evidence synthesis*. „Review of Educational Research”, 65(4).
- Veenman S. (1996), *Effects of multigrade and multi-age classes reconsidered*. „Review of Educational Research”, 66(3).
- Wilkinson I.A.G., Hattie J.A., Parr J.M., Townsend M.A.R. (2000), *Influence of peer effects on learning outcomes: A review of the literature*. Auckland, Auckland UniServices Ltd.
- Winsler A., Caverly S. L, Willson-Quayle A., Carlton M. P, Howell Ch., Long G.N. (2002), *The social and behavioral ecology of mixed-age and same-age preschool classrooms: A natural experiment*. „Journal of Applied Developmental Psychology”, 23(3).