

Czy wielodzietność obniża osiągnięcia szkolne?

KRZYSZTOF KONARZEWSKI

Instytut Badań Edukacyjnych*

W celu odpowiedzi na tytułowe pytanie poddano analizie dane z reprezentatywnej próbki 4451 uczniów w wieku 17–18 lat ze wszystkich typów szkół ponadgimnazjalnych w Polsce, pochodzące z krajowego badania towarzyszącego badaniu PISA 2006. Pozycję ucznia w rodzinie charakteryzowały dwie zmienne: kolejność urodzenia i liczba młodszego rodzeństwa. Postawiono cztery hipotezy: (1) osiągnięcia szkolne silniej kontroluje kolejność urodzenia niż liczba młodszego rodzeństwa, a wraz z rosnącą kolejnością urodzenia maleją (2) osiągnięcia szkolne, (3) prawdopodobieństwo wyboru szkoły niekończącej kariery oświatowej i (4) orientacja na porządek dorosłych. Hierarchiczne analizy regresji potwierdziły wszystkie hipotezy.

SŁOWA KLUCZOWE: osiągnięcia szkolne, liczba dzieci w rodzinie, kolejność urodzenia, PISA, HLM.

Wielodzietność, wysoko ceniona przez konserwatywnych pedagogów, wśród nauczycieli ma raczej złą opinię. Czy znajduje ona uzasadnienie w wynikach badań naukowych? Artykuł otwiera kilka uwag w sprawie przedmiotu tych badań oraz selektywny przegląd doniesień badawczych i wyjaśnień efektu wielodzietności. Dalsze części przedstawiają metodę i wyniki analiz danych pochodzących od uczniów polskich szkół ponadgimnazjalnych.

Trzy założenia metodologiczne

Wielodzietność definiuje się zwykle przez progową liczbę dzieci w rodzinie; np. w Polsce wielodzietną nazywa się rodzinę mającą przynajmniej troje dzieci. Tak utworzone pojęcie przydaje się w polityce społecznej, ale w badaniach oświatowych jest bezużyteczne. Przyjąwszy ilościowe kryterium

wielodzietności, badacz zaczyna traktować ją jak odrębny byt społeczny, mimo że samo kryterium jest arbitralne, a zjawiska obserwowane w rodzinach wielodzietnych zyskują znaczenie tylko w porównaniu z pozostałymi rodzinami. Następstwem tego błędu są doniesienia badawcze, z których dowiadujemy się, że np. członkowie rodzin wielodzietnych wolny czas spędzają głównie w domu (Telka, 1995) lub że 91% uczniów z rodzin wielodzietnych lubi szkołę (Forma, 2011). W niektórych doniesieniach wielodzietność występuje jako czynnik ryzyka np. zachowań asocjalnych uczniów upośledzonych umysłowo (Kucharewicz, 2000), a nawet dysfunkcyjności rodziny (Jodłowska, 1999). Oczywiście bezpodstawność tych podejrzeń nasuwa wniosek, że przedmiotem badań oświatowych nie może być wielodzietność, lecz jedynie liczba dzieci w rodzinie (*sibship size*).

* Instytut Badań Edukacyjnych

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

Związek między liczbą dzieci a osiągnięciami szkolnymi nie jest bezpośredni. Pośredniczy w nim pojęcie utrudnienia¹. Utrudnienia mogą być zewnętrzne lub wewnętrzne. Pierwsze to wszelkie ograniczenia sposobności do nauki – przede wszystkim mniejsza dostępność rodziców, a także mniej książek pod ręką, rzadsze wizyty w teatrze, brak podróży edukacyjnych itp. Drugie, które mogą być konsekwencją pierwszych, to ograniczenie predyspozycji do uczenia się (np. inteligencji) lub preferencje, które nie sprzyjają zdobywaniu wiedzy (np. dziecko może cenić taki wariant kariery życiowej, w którym rola edukacji jest zredukowana).

W badaniu związków między liczbą dzieci w rodzinie a osiągnięciami trzeba odróżniać efekty rzeczywiste od pozornych. Efekt jest pozorny, gdy jego przyczyną nie jest liczba dzieci, lecz współwystępujące z nią okoliczności. Rodziny wielodzietne częściej spotyka się na wsi niż w mieście, a skoro tak, to obniżone osiągnięcia szkolne dzieci z tych rodzin mogą być w istocie skutkiem ubogiego w bodźce rozwojowe środowiska lokalnego. Pozorny może też być związek między wielodzietnością a brakiem pomocy w nauce ze strony ojca, ponieważ liczne potomstwo częściej mają mężczyźni z niskim wykształceniem (Olneck i Wolfe, 1980). Niektórzy badacze (np. Guo i Van Wey, 1999) posuwają się do twierdzenia, że wszystkie związki między wielodzietnością a rozwojem umysłowym dzieci są pozorne. Wydaje się ono zbyt radykalne. Przywołując na pomoc kanon zmian towarzyszących Johna S. Milla, można uznać, że związek jest rzeczywisty, jeśli wzrost liczby rodzeństwa pociąga za sobą wzrost utrudnienia – np.

ciasnoty w domu rodzinnym. To jednak nie wystarczy – trzeba też odróżniać efekty swoiste od nieswoistych (akcydentalnych).

Efekt jest nieswoisty, gdy może występować niezależnie od liczby dzieci. Ciasnotę, będącą następstwem powiększania się rodziny, obserwujemy także w rodzinach z małą liczbą dzieci. Jeśli obniżenie osiągnięć szkolnych jest spowodowane złymi warunkami mieszkaniowymi, nie ma powodu przypisywać go wielodzietności. To samo można powiedzieć o ubóstwie.

Klasyczne wyjaśnienie nieswoistego efektu liczby dzieci pochodzi od Gary'ego Beckera (1960). Jego zdaniem każda rodzina stara się maksymalizować użyteczność swoich zasobów, czyli funkcję $U = f(N, Q, Z)$, gdzie N to liczba dzieci, Q – „jakość” dzieci, Z – inwestycje w inne dobra. W cywilizacji wzrastających płac realnych i otwartego rynku pracy zaostrza się rozbieżność między N i Q . Im więcej rodzina może zarobić, tym droższy staje się czas, który należałoby poświęcić dzieciom. Racjonalne rozwiązanie polega na tym, by mieć mniej dzieci, ale o wyższej jakości. To tłumaczy obserwowany od lat powojennych spadek liczby dzieci w rodzinie. Nowsze badania potwierdzają model „ilości–jakości”. Na przykład nagły wzrost liczby dzieci w wyniku przyjęcia na świat bliźniąt zmniejsza prawdopodobieństwo, że starsze rodzeństwo pójdzie do szkoły prywatnej, ogranicza udział matki na rynku pracy i zwiększa prawdopodobieństwo rozwoju (Caceres-Delpiano, 2006).

Koncepcję Beckera rozwinęła w model rozproszenia zasobów rodzinnych Judith Blake (1981). Im więcej jest dzieci w rodzinie, tym mniej zasobów materialnych, kulturalnych (np. książek, komputerów), emocjonalnych (troski i interakcji) oraz społecznych (zaangażowania w sprawy dzieci) przypada na każde z nich, a to w konsekwencji obniża ich jakość – m.in. wykształcenie. Model znajduje potwierdzenie w większości badań przeprowadzonych w Stanach Zjednoczonych

¹ Rzadziej – ułatwienia, choć nie należy ich z góry wykluczać. Stwierdzono np., że w okresie przedszkolnym dzieci, które mają przynajmniej jednego brata lub siostrę w wieku 1–12 lat, dysponują bardziej rozwiniętą „teorią umysłu” (lepiej zdają sobie sprawę z różnicy między rzeczywistością a obrazem tej rzeczywistości w ludzkim umyśle) niż jedynacy (McAlister i Peterson, 2006).

(Blake, 1981), a także w innych krajach, np. w Tajlandii (Knodel i Wongsith, 1991) i na Madagaskarze (Razafindratsima, 2000, za: Adli, Louichi i Tamouh, 2010). W Kenii jednak nie zaobserwowano związku (Buchmann, 2000), a w innym badaniu (Gomes, 1984) wykryto dodatni związek między liczbą dzieci a liczbą lat kształcenia. W Polsce Jolanta Makarewicz (1996) stwierdziła, że wyobraźnia przestrzenna uczniów w wieku wczesnoszkolnym zależy od liczby dzieci w rodzinie – gorsze wyniki w teście osiągnęli uczniowie z rodzin wielodzietnych (z czworgiem i większą liczbą dzieci) oraz jedynacy.

W wielu badaniach bezpośrednio sprawdzano model rozproszenia zasobów rodzinnych. Douglas Downey (1995) na podstawie danych prawie 25 tys. amerykańskich ósmoklasistów wykazał, że negatywny związek między liczbą dzieci a osiągnięciami szkolnymi niemal w całości odtwarzają zmienne zasobów rodzinnych. Mads Jæger (2008), chcąc się upewnić, czy omawiany związek nie jest pozorny, włączył do analizy pomysłową zmienną instrumentalną (zdolność rozrodczą rodziców) i ostatecznie uznał go za przyczynowy. Widać jednak, że ten związek jest nieswoisty: mógłby zniknąć, gdyby wielodzietna rodzina otrzymała dodatkowe wsparcie, np. ze strony państwa. Jun Xu (2008) wykazał, że negatywny związek liczby dzieci z osiągnięciami szkolnymi jest najsłabszy w krajach o ustroju socjaldemokratycznym. Warto dodać, że na drugim biegunie, wbrew hipotezie autora, nie znalazły się bynajmniej kraje o ustroju liberalnym, lecz kraje śródziemnomorskie.

Po czym poznać swoiste efekty liczby dzieci w rodzinie? U ich podłoża muszą leżeć nieusuwalne utrudnienia kumulujące się wraz z przychodzeniem na świat kolejnych potomków. Każdy przyrost utrudnienia może się rozkładać na całe rodzeństwo równomiernie lub nierównomiernie. Wydaje się, że nierównomiernie rozkładają się przede

wszystkim utrudnienia w postaci ograniczonych kompetencji i niefunkcjonalnych preferencji dzieci: bardziej dotyczą one młodsze niż starsze rodzeństwo. Jest tak dlatego, że osiągnięcia rozwojowe są względnie nieodwracalne. Stopniowe pogarszanie się rodzinnego środowiska rozwojowego odbija się na przyszłych osiągnięciach dzieci młodszych, ale nie odbierze starszym tego, co już opanowały. Płynie stąd drugi wniosek: jeśli liczba dzieci w rodzinie w ogóle wywołuje efekty swoiste, to powinny się one ujawniać jako efekty kolejności urodzenia (*birth order*).

Kolejność urodzenia to jedno z gorących zagadnień spopularyzowanych w psychologii przez psychoanalizę (Adler, 1946) i obrosłych ogromną literaturą. Niniejszy artykuł nie nawiązuje do tej tradycji. Efekty kolejności są tu traktowane jako świadectwo swoistych efektów wielodzietności. Zmienna kolejności ma oczywiście wspólną wariancję ze zmienną liczby dzieci, ponieważ tylko w licznych rodzinach można być trzecim, czwartym i dalszym dzieckiem. Dlatego – i to jest trzeci wniosek – w każdej analizie kolejności urodzenia niezbędna jest kontrola liczby dzieci w rodzinie.

Zbierzmy wyniki powyższej analizy. Przedmiotem badań oświatowych jest nie tyle wielodzietność, ile liczba dzieci w rodzinie. W badaniach nie należy przeciwstawiać rodzin wielodzietnych pozostałym, lecz poszukiwać uogólnień o charakterze korelacyjnym, odróżniając przy tym związki nieswoiste od swoistych. Te drugie wyrażają się w postaci efektów kolejności urodzenia. Badanie tych efektów wymaga kontrolowania liczby dzieci w rodzinie.

Na marginesie warto dodać, że strukturę rodzeństwa opisuje się też za pomocą innych zmiennych. Jedną z nich jest okres między kolejnymi porodami. Krótki, 1–2-letni, wydaje się niekorzystny dla dziecka, zwłaszcza starszego. Dzieci, które zyskały brata lub siostrę w ciągu dwóch lat od swoich narodzin, są nadreprezentowane wśród adolescentów,

u których rozpoznano schizofrenię lub psychozę ze spektrum schizofrenii (Stenudd, Hakko, Räsänen i Riala, 2014; por. też Schubert, Wagner i Schubert, 1983). Obecność rodzeństwa starszego lub młodszego od osoby badanej o dwa lata lub mniej obniża jej osiągnięcia w szkole średniej znacznie silniej niż obecność rodzeństwa starszego lub młodszego o więcej niż dwa lata (Powell i Steelman, 1990). Każdy rok wydłużający odstęp poprawia wyniki w czytaniu starszego dziecka w porównywanej parze o 0,17 odchylenia standardowego (Buckles i Munnich, 2012).

Edukacyjne efekty kolejności urodzenia

Energiczna krytyka realności efektu kolejności urodzenia zapoczątkowana w latach 80. XX w. (Ernst i Angst, 1983; Steelman, 1985) nie stłumiła bynajmniej badań, a ich wyniki doprowadziły Lałę Steelman i współpracowników (2002, s. 256) do niechętej rewizji wcześniejszych poglądów:

[...] ciężar dowodów skłonił większość uczonych do odrzucenia uniwersalistycznych tez o wpływie kolejności urodzenia zwłaszcza na rozwój umysłowy. [...] Nie przeczy to jednak istnieniu efektów kolejności urodzenia w innych krajach lub na pewnych obszarach Stanów Zjednoczonych, uwidaczniających się najwyraźniej w alokacji zasobów rodzinnych, które miałyby wpływać na osiągnięcia szkolne.

W pionierskim: pierwszym i wzorowym badaniu Huntera Brelanda (1974) wykorzystano wielkie próbki amerykańskich uczniów i standaryzowane testy osiągnięć. Analiza z dwiema zmiennymi niezależnymi: kolejnością urodzenia i liczbą dzieci w rodzinie oraz współzmiennymi: wiekiem matki, wykształceniem matki i ojca i dochodem rodziny ujawniła dwa istotne efekty w testach werbalnych (ale nie w teście z matematyki): im dalsza kolejność urodzenia i im więcej dzieci w rodzinie, tym niższe osiągnięcia. Ujawnił się też efekt odstępu czasowego między dziećmi w rodzinach z dwojgiem

i trojgiem dzieci: większy odstęp osłabiał efekt kolejności.

Badanie Mary A. Silles (2010) wyróżnia się schematem podłużnym (trzy pomiary w wieku 7, 11 i 16 lat) oraz użyciem, oprócz miary osiągnięć poznawczych (testu z matematyki), wskaźnika agresywnego i niezdiscyplinowanego zachowania się w szkole, zbudowanego na podstawie opinii nauczycieli. Analiza z dwiema zmiennymi instrumentalnymi (liczbą rodzeństwa matki i okresem od zawarcia małżeństwa do pierwszego dziecka) wykazała silny efekt liczby dzieci zarówno w osiągnięciach w matematyce, jak i zachowaniu, przy czym problemy z zachowaniem narastały wraz z wiekiem dziecka. Efekt kolejności urodzenia w zakresie osiągnięć zależał od wieku dziecka w chwili pomiaru. W wieku 7 lat najlepiej wypadły w teście dzieci ostatnie w kolejności, ale trend odwracał się wieku ok. 11 lat i w wieku 16 lat pierworodni wyraźnie górowali nad dziećmi urodzonymi w dalszej kolejności. W zachowaniu wykryto istotny nieliniowy efekt kolejności: najgorzej zachowywały się w szkole dzieci ze środka szeregu.

Anemie Desoete (2008) zbadała testem matematycznym 1152 belgijskich dzieci w okresie wczesnoszkolnym z rodzin mających od 1 do 12 dzieci i wykryła (kontrolując wielkość i status społeczno-ekonomiczny rodziny oraz płeć i wiek dziecka) typowy efekt kolejności w rodzinach z dwojgiem, czworgiem (tu tylko u córek) i większą liczbą dzieci. W rodzinach z trojgiem dzieci drugie dziecko wyprzedziło pierwsze i trzecie.

Istotny efekt kolejności urodzenia przy kontroli liczby dzieci i innych zmiennych rodzinnych wykrywano w wielu innych badaniach: międzynarodowych, opartych na danych PISA 2000 (Xu, 2008), i krajowych: w Norwegii (Bonesrønning i Massih, 2011) i na Tajwanie (Cheng i in., 2013). W tym ostatnim ujawniła się interesująca interakcja: związek między kolejnością urodzenia a osiągnięciami szkolnymi był silniejszy

wśród dzieci wyżej wykształconych rodziców. Wykazano też, że dzieci urodzone w dalszej kolejności osiągają niższe wykształcenie, w mniejszym stopniu korzystają z inwestycji rodziców w ich rozwój i w niektórych wypadkach mają niższe wyniki na rynku pracy (Black, Devereux i Salvanes, 2005; Price, 2008).

W kilku dobrze kontrolowanych badaniach efekt kolejności nie pojawił się. Steelman i Powell (1985) stwierdzili, że kolejność urodzenia nie jest skorelowana z osiągnięciami szkolnymi, ale jest – z otwartością, utrzymywaniem dobrych stosunków z innymi, popularnością i łatwością zjednywania sobie ludzi, a także z cechami przywódczymi (tylko u chłopców). Rhonya Adli i inni (2010) poddali analizie dane 5266 francuskich gospodarstw domowych mających przynajmniej jedno dziecko pobierające naukę i wykryli odwrotny efekt kolejności urodzenia: dzieci najmłodsze w rodzinie osiągały wyższy poziom wykształcenia niż starsze. Badacze stwierdzili też, że im większa liczba dzieci w rodzinie, tym większe prawdopodobieństwo wyboru szkoły zawodowej (zasadniczej i średniej) i tym mniejsze – studiowania w szkole wyższej. Ponieważ kontrolowano wiele zmiennych kontekstowych (m.in. wykształcenie członków rodziny, status zawodowy rodziców i wydatki ponoszone na dziecko), opisanego wyniku nie można skwitować komunałem: rodzin wielodzietnych nie stać na posyłanie dzieci na studia. Autorzy komentują wynik w sposób godny zapamiętania: „Intuicyjna interpretacja pozwala przypuszczać, że dzieci pochodzące z rodzin wielodzietnych preferują formy kształcenia trwające krócej i dające większą pewność skutecznego wejścia na rynek pracy” (s. 337).

Wiele badań, w których pojawił się efekt kolejności urodzenia, zasługuje na mniejszą uwagę z powodu usterek metodologicznych. Na przykład w badaniu dorosłych Kalifornijczyków (Travis i Kohli, 1995) ujawniono efekt

kolejności w liczbie lat spędzonych w szkole (wyraźniejszy w grupie respondentów, którzy wychowywali się w dobrych warunkach materialnych), ale zabrakło kontroli liczby dzieci, a w równaniu regresji użyto zmiennej nominalnej, jakby była przedziałowa. Średnia wyników egzaminacyjnych pierworodnych w niższej szkole średniej w Lagos (Nigeria) okazała się wyższa niż uczniów urodzonych w dalszej kolejności, ale nie kontrolowano żadnych zmiennych ubocznych (Onabarniro, Ositoye i Adeyemi, 2010). W Stanach Zjednoczonych wykryto istotny efekt kolejności urodzenia (sprowadzonej do kontrastu: jedynacy i pierworodni vs pozostali) w standaryzowanych testach osiągnięć (z wyjątkiem matematyki) oraz we wskaźniku motywacji rozumianej jako spójność i wytrwałość pracy na lekcjach w okresie wczesnoszkolnym. Co ciekawe, włączenie do analizy motywacji jako współzmiennej zniósło wszystkie efekty kolejności w zakresie osiągnięć. Niestety, nie kontrolowano żadnych zmiennych rodzinnych (Adams i Phillips, 1972).

*

Z licznych wyjaśnień efektu kolejności urodzenia w edukacji zostaną przedstawione dwa najbardziej ogólne. Pierwsze głosi, że za niższe osiągnięcia szkolne dzieci urodzonych w dalszej kolejności odpowiada obniżanie się wraz z liczbą starszego rodzeństwa predyspozycji poznawczych. Zwolennicy wyjaśnień biologicznych odwołują się do postępującej degradacji środowiska wewnątrzmacicznego. Każda kolejna ciąża prowadzi do kumulacji przeciwciał w krwi matki, które mogą przenikać przez łożysko i atakować mózg płodu (Foster i Archer, 1979). To wyjaśnienie wydaje się jednak mało prawdopodobne w świetle wyników badania Pettera Kristensena i Tora Bjerkedala (2007). Autorzy, wykorzystując bazę danych norweskich poborowych urodzonych w latach 1967–1976,

utworzyli dwa podzbiory badanych mężczyzn. W pierwszym znalazły się osoby urodzone i wychowujące się jako pierwsze, drugie i trzecie w rodzinie. W drugim – osoby urodzone jako drugie, ale zajmujące w rodzinie pierwsze miejsce wskutek śmierci starszego brata lub siostry, i urodzone jako trzecie, ale zajmujące pierwsze lub drugie miejsce z tego samego powodu. Wskaźnik inteligencji badanych (przy kontroli wykształcenia rodziców, wieku matki przy porodzie, liczby rodzeństwa, wagi urodzeniowej i roku poboru) zależał zarówno od biologicznej, jak i społecznej pozycji w rodzinie, ale kontrola pozycji społecznej całkowicie zniosła efekt pozycji biologicznej.

Bardziej obiecujący jest model współodziaływania (*confluence*) Roberta Zajonca i Grega Markusa (1975; zob. też Zajonc i Bargh, 1980). Model ten wyjaśnia swoisty efekt wielodzietności w odniesieniu do inteligencji potomstwa. Zgodnie z nim rozwój umysłowy dziecka zależy od intelektualnego zasobu rodziny (nieważonej średniej inteligencji). W miarę jak rodzina się powiększa, średnia maleje; dlatego inteligencja dzieci z rodzin wielodzietnych jest niższa (dokładniej: nieco niższa, ponieważ model odtwarza najwyżej 5% wariancji wyników testowania). Dynamika średniej zależy od tempa urodzeń, czyli od różnic wieku kolejnych dzieci. Przewidywania modelu w sprawie kolejności urodzenia nie są jednak jasne. Przyjście na świat nowego dziecka obniża inteligencję rodziny, na czym cierpi rozwój starszych dzieci. Z czasem jednak do gry wchodzi nowe wyzwanie rozwojowe: nauczanie młodszych przez starsze rodzeństwo, nękanie pytaniami o znaczenia słów, reguły gier, rozwiązania zagadek itp. To nauczanie ma bardziej służyć rozwojowi „nauczycieli” niż „uczniów”. W rezultacie między 11. a 13. rokiem życia efekt kolejności odwraca się: odtąd urodzeni wcześniej zaczynają górować inteligencją nad urodzonymi później. Podobnie wyjaśnia się niższość inteligencji jedynaków: ujawnia się

ona dopiero w wieku 13 lat wskutek nieobecności młodszego rodzeństwa, które można by uczyć (Zajonc, 1983).

Drugie wyjaśnienie, niekonkurujące z poprzednim, głosi, że za niższe osiągnięcia szkolne dzieci urodzonych w dalszej kolejności odpowiada zmniejszanie się wraz z liczbą starszego rodzeństwa zainteresowania edukacją. Jeśli źródłem zainteresowania jest osobowość, a osobowość kształtuje się w rodzinie, to docieramy do teorii przedstawionej w głośnym fresku biosocjopsychologicznym Franka Sullowaya (1996). W największym skrócie mówi ona, że w rodzinie toczy się „walka klas” o względy rodziców i prawo do rozmnażania się. Wygrywają ją najczęściej pierworodni, a przegrywają dzieci urodzone w ostatniej kolejności. Wygrywający rozwijają w sobie osobowość konwencjonalną – są bardziej odpowiedzialni, ambitni i zorganizowani. Przegrywający uciekają się do ustępstw lub buntu, który prowadzi do „osobowości rewolucyjnej”: są niekonwencjonalni, zuchwali, buntowniczy. W tym duchu Sulloway (1996, s. 68 i nast.) wydedukował hipotezy dla wszystkich wymiarów Wielkiej Piątki i potwierdził je wynikami metaanalizy doniesień badawczych.

Cel i hipotezy badania

Celem badania jest dostarczenie uzasadnienia dla tezy, zgodnie z którą wielodzietność ma, oprócz efektów nieswoistych, efekty swoiste. Efekt nieswoisty polega na tym, że każde nowe dziecko jest źródłem utrudnień, które rozkładają się równomiernie na całą rodzinę i mogłyby się pojawić także z innych powodów i z innych powodów ustąpić. Na przykład po przyjściu na świat nowego braciszka rodzeństwo przerywa prywatną naukę języków obcych. Tak samo byłoby i bez braciszka, gdyby ojciec stracił pracę. Byłoby inaczej i z braciszkiem, gdyby ojciec dostał podwyżkę. Efekt swoisty polega na tym, że każde nowe dziecko wnosi utrudnienia nieusuwalne

i rozkładające się nierównomiernie. Rozkład utrudnień bywa różny – np. jedna rodzina ograniczy wydatki na najstarsze dziecko (bo już rozumie, że to konieczne), inna – na środkowe (bo najstarsze kończy kosztowną szkołę), jeszcze inna – na najmłodsze (bo może korzystać z rzeczy, z których starsi wyrosli). Takie różnice znoszą się w agregacji danych. Te, które się nie znoszą, muszą mieć charakter systematyczny i wynikać ze zderzenia dynamiki rozwoju osobniczego z dynamiką powiększającej się rodziny.

Typowy, co nie znaczy: powszechny bieg zdarzeń można opisać następująco. Każde nowe dziecko w rodzinie jest w większym lub mniejszym stopniu intruzem. Jego narodziny zwiększają utrudnienia dla pozostałych dzieci w stopniu malejącym wraz z ich wiekiem. Nowe dziecko wzrasta w warunkach mniej sprzyjających edukacji niż warunki, w których wzrastały starsze. Może to wywoływać efekt kolejności urodzenia w zakresie predyspozycji do nauki szkolnej.

W rodzinnej socjalizacji młodszych dzieci w mniejszym stopniu uczestniczą dorośli ze swoimi wartościami niż młodzież. Porządek dorosłych jest zbudowany na autorytecie, słowie i zaufaniu; młodzież znajduje w nim miejsce w instytucjach wieloletniej socjalizacji wtórnej. Porządek młodzieży opiera się na wzajemnym uznaniu, bezpośrednim doświadczeniu i dążeniu do uczestnictwa w prawdziwym życiu. W tym porządku, mniejszościowym w naszej kulturze, wyżej ceni się samorealizację w realnym świecie tworzonym przez jego uczestników dla siebie samych niż w sztucznym, stworzonym przez dorosłych świecie edukacji. Orientacja na porządek młodzieży może tworzyć efekt kolejności urodzenia w zakresie motywacji do kształcenia się: pochłanianie książkowej wiedzy i przedłużone moratorium edukacyjne może być mniej interesujące dla dzieci urodzonych w dalszej kolejności.

Sprawdzeniu zostaną poddane cztery hipotezy:

1. Osiągnięcia szkolne silniej kontroluje kolejność urodzenia niż liczba młodszego rodzeństwa. Jest jasne, że obie zmienne są skorelowane z liczbą dzieci w rodzinie. Jeśli kluczową zmienną jest liczba dzieci, to wkład obu zmiennych w wyjaśnienie osiągnięć powinien być podobny. Hipoteza mówi, że tak nie będzie.
2. Osiągnięcia szkolne maleją wraz z kolejnością urodzenia, niezależnie od liczby młodszego rodzeństwa.
3. Prawdopodobieństwo wyboru szkoły kończącej karierę oświatową rośnie wraz z kolejnością urodzenia. Hipoteza nawiązuje do twierdzenia, że dzieci urodzone w dalszej kolejności silniej preferują formy edukacji prowadzące wprost do samodzielnego życia. Ten warunek najlepiej spełnia zasadnicza szkoła zawodowa – jej absolwent może natychmiast wejść w świat dorosłych. Na drugim biegunie leży liceum ogólnokształcące – szkoła przygotowująca do następnej szkoły.
4. Różnica między orientacją na porządek dorosłych i porządek młodzieży maleje wraz z kolejnością urodzenia. Ta hipoteza nawiązuje do twierdzenia, że w socjalizacji młodzieży urodzonej w dalszej kolejności młodzież odgrywa większą rolę niż dorośli.

Metoda

W analizie wykorzystano dane zastane z tzw. opcji krajowej badania PISA 2006. Badanie przeprowadzono na próbie losowej 4451 uczniów w wieku 17–18 lat ze wszystkich szkół ponadgimnazjalnych (Tabela 1). Próbkę wyłoniono w losowaniu dwustopniowym: pobrano 150 szkół (w schemacie warstwowym), a z każdej średnio 30 uczniów (w schemacie indywidualnym). W większości analiz występują dwie zmienne zależne: osiągnięcia szkolne i względna orientacji na porządek dorosłych. Pomiar osiągnięć w przyrodzawstwie, matematyce i czytaniu

Tabela 1
Struktura próbki

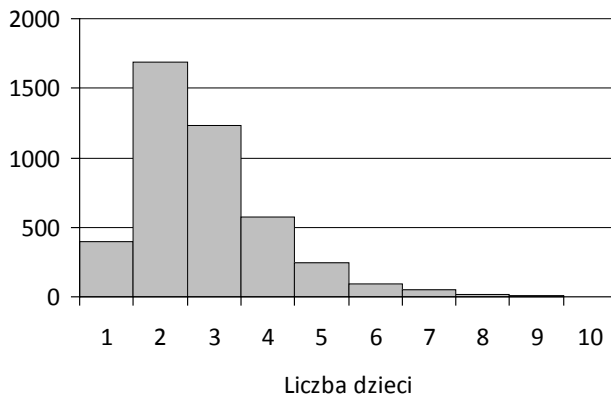
Typ szkoły	Liczba szkół	Liczba uczniów	Odsetek kobiet
Liceum ogólnokształcące	60	1 817	59,3
Technikum	42	1 293	46,5
Liceum profilowane	18	537	56,4
Zasadnicza szkoła zawodowa	30	804	31,5
Razem	150	4 451	50,2

przeprowadzono za pomocą takich samych narzędzi i procedur jak w międzynarodowym badaniu PISA 2006 (*Program...*, 2007; zob. też Federowicz, 2007). Każdą dziedzinę osiągnięć reprezentowało pięć zmiennych prawdopodobnych (*plausible values*). W analizowanej próbce średnia i odchylenie standardowe osiągnięć wyniosły w przyrodoznawstwie: 512 i 65, w matematyce: 510 i 62, w czytaniu: 515 i 69.

Orientację na porządek dorosłych określono na podstawie odpowiedzi na trzy pytania ankiety. Respondent miał wskazać osobę, u której szukałby pomocy w razie kłopotów szkolnych i w trudnych chwilach, i na uznaniu której mu zależy. Orientacja na dorosłych to średnia liczba wskazań rodziców, dziadków lub nauczycieli. Orientacja na młodzież to średnia liczba

wskazań rodzeństwa lub przyjaciół. W celu sprawdzenia trafności różnicowej obu zmiennych skorelowano je ze wskaźnikiem zaufania do innych, złożonego z odpowiedzi na cztery pytania (np. „Czy większości ludzi można ufać, czy też ostrożności nigdy nie za wiele?”). Orientacja na dorosłych odzwierciedla 6% wariacji zaufania ($p < 0,001$), natomiast orientacja na młodzież nie różnicuje tej zmiennej. Najwyraźniej zaufanie jest kategorią ze świata dorosłych. Względna orientacja na porządek dorosłych to różnica między standaryzowanymi wartościami orientacji na dorosłych i orientacji na młodzież. Ma w przybliżeniu rozkład normalny.

Główne zmienne niezależne to liczba dzieci w rodzinie i kolejność urodzenia. Określono je na podstawie odpowiedzi uczniów na trzy pytania ankiety: o liczbę starszego



Rysunek 1. Histogram liczby dzieci w rodzinie.

rodzeństwa (*a*), młodszego rodzeństwa (*b*) i rodzeństwa w tym samym wieku (*c*). Liczba dzieci w rodzinie to $a + b + c + 1$. Kolejność urodzenia wyraża się rangą: $a + (c + 2)/2$. Liczba młodszego rodzeństwa to różnica między pierwszą a drugą wartością. Liczba dzieci wahała się od 1 do 10 wokół średniej 2,81 z odchyleniem standardowym 1,19 (Rysunek 1). Ranga wieku wahała się od 1 do 7 wokół średniej 1,94 z odchyleniem standardowym 0,98. Liczba młodszego rodzeństwa wahała się od 0 do 6 wokół średniej 0,85 z odchyleniem standardowym 1,03.

W większości analiz kontrolowano szereg dodatkowych zmiennych, w szczególności status zawodowy rodziców (hISEI), zamożność oraz finansowe i niefinansowe nakłady na edukację badanego dziecka. ISEI (*International Socio-Economic Index*) to wskaźnik obliczony dla 271 zawodów w sposób maksymalizujący rolę zawodu jako zmiennej pośredniczącej między wykształceniem a dochodem (Ganzeboom i in., 1992). W badaniu ustalano wartość wskaźnika na podstawie opisu czynności zawodowych matki i ojca respondenta. hISEI to wyższa z tych dwóch wartości. W badanej próbie hISEI ma rozkład istotnie skośny w prawo.

Zamożność rodziny określono za pomocą zmiennych biedy i zasobów domowych. Biedę szacowało sześć pytań ankiety przeznaczonej dla rodziców typu: „Czy w ciągu 12 ostatnich miesięcy nie starczało na...” (np. pokrycie świadczeń mieszkaniowych) z 4-punktową skalą odpowiedzi. Odpowiedzi okazały się wysoce zgodne ($\alpha = 0,90$). Utworzono z nich wskaźnik czynnikowy, silnie skośny w prawo. Zasoby domowe sondowały 24 pytania ankiety; 16 dotyczyło zasobów materialnych, np. liczby łazienek, 8 – niematerialnych, np. dzieł sztuki. Oba zbiory odpowiedzi poddano analizie głównych składowych i dla każdego utworzono wskaźnik czynnikowy. Wskaźnik zasobów materialnych zawiera 24% wspólnej wariancji i ma rozkład normalny, wskaźnik zasobów

niematerialnych zawiera 35% wariancji i jest skośny w lewo.

Określeniu inwestycji rodzinnych w edukację badanego dziecka służyły dwa zbiory pytań. Roczne wydatki na edukację w rozbiu na 6 tytułów (np. stancja, podręczniki szkolne, internet, nauka języków obcych) określali rodzice ucznia, niestety w sposób daleki od wzorowego. Po redukcji absurdalnie wysokich kwot powstała sumaryczna zmienna o średniej 1200 zł i odchyleniu standardowym 800 zł o rozkładzie leptokurtycznym, skośnym w prawo. Można uznać, że rodzice generalnie przeszacowali swoje wydatki, ponieważ średnia z danych o podobnych wydatkach (ale na dzieci w szerszym przedziale wiekowym: 6–19 lat), które zebrał Główny Urząd Statystyczny 3–4 lata później, wyniosła tylko 800 zł (Rokicka i Sztanderska, 2013).

Miarą inwestycji niematerialnych był czas poświęcony przez rodziców na interakcje z badanym dzieckiem. Dzieci odpowiadały na pięć pytań typu: „Jak często Twoi rodzice...” (np. rozmawiają z tobą o książkach, filmach) z 4-punktową skalą odpowiedzi od „nigdy lub prawie nigdy” do „raz lub kilka razy w tygodniu”. Zgodność odpowiedzi była umiarkowana ($\alpha = 0,71$). Utworzono z nich wynik czynnikowy, silnie skośny w lewo. Podobnie potraktowano odpowiedzi rodziców na osiem pytań typu: „Jak często rozmawiają Państwo...” (np. o kolegach, koleżankach córki/syna). Miały one podobną zgodność ($\alpha = 0,73$), a wynik czynnikowy utworzył rozkład normalny. Obie zmienne są jednak dość nisko skorelowane ze sobą ($r = 0,39$).

Analizę danych można by przeprowadzić metodą zwykłej regresji liniowej, gdyby nie złożony schemat próbkowania, który generuje zależności między obserwacjami. Współczynniki korelacji wewnątrzklasowej w próbie są wysokie (w matematyce: 0,42, w przyrodoznawstwie: 0,55, w czytaniu: 0,39). Nie ma w tym nic dziwnego: przydział uczniów

do szkół ponadgimnazjalnych jest wysoce nielosowy. Jest jasne, że zignorowanie tak silnych zależności zdyskwalifikowałoby wyniki analiz osiągnięć. Dlatego posłużono się metodą regresji hierarchicznej HLM (Raudenbush i Bryk, 2002). Jej istotą jest obliczenie wewnątrzszkolnych współczynników regresji osiągnięć na zmienne rodzinne, a następnie uśrednienie współczynników w celu otrzymania nieobciążonego estymatora regresji w populacji. Metoda nie tylko rozwiązuje problem poprawnego oszacowania błędów standardowych, lecz także pozwala kontrolować wszystkie zmienne szkolne, takie jak wielkość, średni status społeczno-ekonomiczny rodzin uczniów i wiele innych, ponieważ wynikiem pierwotnym jest współczynnik regresji w każdej szkole z osobna.

Wyniki

W pierwszym kroku analizy ujawniono cechy odróżniające rodziny wielodzietne od rodzin z mniejszą liczbą dzieci (Tabela 2). Rodziny wielodzietne częściej spotyka się na

wsi i w małych miejscowościach niż w miastach, zwłaszcza dużych. Rodzice mają niższy status zawodowy i dysponują mniejszymi środkami: częściej nie starcza im pieniędzy na bieżące wydatki i żyją w nieco skromniej wyposażonym gospodarstwie domowym. Ciekawe, że przy porównywalnym niedostatku rodzina wielodzietna nie ustępuje rodzinie z mniejszą liczbą dzieci pod względem zasobów niematerialnych. Jak przewiduje model rozproszenia zasobów, wielodzietności towarzyszy spadek inwestycji edukacyjnych na dziecko – zarówno nakładów finansowych na kształcenie, jak i interakcji społecznych o charakterze socjalizacyjnym. W rodzinach wielodzietnych obserwuje się też niewielki nadmiar dziewczynek, najprawdopodobniej dlatego, że rodzice częściej decydują się na następne dziecko po urodzeniu się córki niż syna.

Weryfikacja dwóch pierwszych hipotez wymaga analizy regresji z dwiema zmiennymi niezależnymi: rangą wieku i liczbą młodszego rodzeństwa, która dopełnia rangę do liczby dzieci w rodzinie. Wyniki analizy poszerzonej o istotne zmienne uboczne przedstawia

Tabela 2
Charakterystyka rodzin wielodzietnych ($n = 3931$)^(a)

Efekt	Współczynnik	Błąd st. ^(b)	p
Średni logarytm liczby dzieci w rodzinie	1,11	0,01	
Miejsce zamieszkania ^(c)			
Miasto powyżej 200 tys. mieszkańców	-0,22	0,02	< 0,001
Miasto do 200 tys. mieszkańców	-0,11	0,02	< 0,001
hISEI	-0,07	0,01	< 0,001
Bieda	0,07	0,01	< 0,001
Zasoby materialne	-0,02	0,01	0,079
Zasoby niematerialne	-0,01	0,01	ni.
Wydatki edukacyjne	-0,03	0,01	< 0,001
Interakcje z dzieckiem (wg dziecka)	-0,02	0,01	0,020
Interakcje z dzieckiem (wg rodziców)	-0,02	0,01	0,007
Płeć (0 = kobieta, 1 = mężczyzna)	-0,03	0,02	0,039

^(a) Nieliniowy model HLM z rozkładem Poissona i logarytmiczną funkcją wiążącą.

^(b) W tej i następujących tabelach podano odporne (*robust*) błędy standardowe.

^(c) Kategorię odniesienia jest miejscowość do 3 tys. mieszkańców.

Tabela 3

Czynniki osiągnięć w przyrodznawstwie, matematyce i czytaniu ($n = 3931$)^(a)

Efekt	Przyrodznawstwo			Matematyka			Czytanie		
	γ	Błąd st.	p	γ	Błąd st.	p	γ	Błąd st.	p
Średnia	557,30	6,82		551,67	7,80		587,06	7,03	
Typ szkoły ^(b)									
Technikum	-71,47	8,60	< 0,001	-69,90	9,60	< 0,001	-72,40	10,43	< 0,001
Lic. profilowane	-78,77	8,64	< 0,001	-81,03	10,03	< 0,001	-83,95	10,82	< 0,001
ZSZ	-160,78	8,52	< 0,001	-160,86	9,26	< 0,001	-187,53	10,51	< 0,001
Ranga wieku	-4,30	1,36	0,002	-2,61	1,18	0,027	-3,11	1,78	0,096
Liczba młodszego rodzeństwa	0,75	1,25	ni.	1,55	1,22	ni.	0,04	1,39	ni.
Orientacja na dorosłych	-2,41	1,42	ni.	-2,32	1,12	0,039	-2,72	1,43	0,063
Ranga × Orientacja	-2,63	1,20	0,032	-1,74	1,04	0,096	-2,27	1,53	ni.
Płeć	32,99	2,47	< 0,001	38,78	2,72	< 0,001	-87,73	2,63	0,003
hISEI	4,05	1,20	< 0,001	4,34	1,38	0,004	3,00	1,70	0,094
Wydatki edukacyjne	5,36	1,14	< 0,001	3,85	1,28	0,003	4,82	1,41	< 0,001

^(a) Model: $Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} t_j + \gamma_{02} l p_j + \gamma_{03} zsz_j + \gamma_{10} Ranga + \gamma_{20} Młods_i + \gamma_{30} Orientacja + \gamma_{40} Ranga \times Orientacja + \gamma_{50} Płeć + \gamma_{60} hISEI + \gamma_{70} Wydatki + u_{0j} + r_{ij}$. Zmienne niezależne oprócz binarnych zostały wystandaryzowane.

^(b) Kategorią odniesienia jest liceum ogólnokształcące.

Tabela 3. Obie hipotezy zyskują potwierdzenie, ale tylko w dziedzinie osiągnięć przyrodniczych i matematycznych. Zależą one od rangi urodzenia (im dalsza, tym niższe) i nie zależą od liczby młodszego rodzeństwa. Osiągnięcia w czytaniu są związane z rangą ujemnie, ale nieistotnie. Warto zauważyć, jak silnie różnicuje osiągnięcia typ szkoły.

Hipotezy 3, która dotyczy prawdopodobieństwa wyboru szkoły kończącej karierę oświatową, nie można sprawdzić metodą HLM, ponieważ jednostką pierwszego poziomu jest szkoła o ustalonym typie. Zastosowano analizę regresji porządkowej z funkcją dopełniającą log-log z pakietu SPSS 20. Funkcja ta rośnie od zasadniczej szkoły zawodowej (wartość progowa = -1,74) przez technikum i liceum profilowane do liceum ogólnokształcącego. Jak widać w Tabeli 4, ranga wieku istotnie zmniejsza szansę nauki w liceum ogólnokształcącym. Ponieważ ten wynik jest niezależny od pozostałych zmiennych rodzinnych, miejsca

zamieszkania i płci, hipotezę można uznać za potwierdzoną.

Warto zauważyć, że liczba młodszego rodzeństwa, czyli „czysta” miara wielodzietności, nie różnicuje wyboru szkoły, ale różnicują go inne zmienne rodzinne. Wysoki status zawodowy rodziców zmniejsza, a bieda zwiększa szansę wyboru szkoły kończącej edukację. Losy edukacyjne potomstwa zależą też od rodzinnej kultury i gotowości inwestowania w jego wykształcenie. Liczy się także miejsce zamieszkania. Wieś w większym stopniu niż miasto skłania młodzież do wyboru szkoły kończącej edukację. Można przypuszczać, że odpowiada za to rynek pracy, uboższy na wsi niż w mieście, ale także brak miejskiej tradycji normatywnej uznającej autotelicność wykształcenia.

Tabela 5 przedstawia wynik analizy mającej na celu sprawdzenie hipotezy 4. Jak widać, ranga wieku jest ujemnie związana z orientacją: uczniowie urodzeni w dalszej kolejności są bardziej związani z porządkiem młodzieży.

Tabela 4
Czynniki wyboru szkoły ponadgimnazjalnej ($n = 3931$)^(a)

Efekt	Współczynnik	Błąd st.	p
Zmienna zależna: typ szkoły ^(b)			
Zasadnicza szkoła zawodowa	-1,74	0,08	
Technikum	-0,35	0,07	
Liceum profilowane	0,06	0,07	
Zmienne niezależne			
Ranga wieku	-0,06	0,02	0,004
Liczba młodszego rodzeństwa	-0,02	0,02	ni.
Płeć	0,54	0,04	< 0,001
Miejsce zamieszkania ^(c)			
Duże miasto	0,34	0,08	< 0,001
Średnie miasto	0,15	0,05	0,001
hISEI	0,36	0,03	< 0,001
Bieda	-0,09	0,02	< 0,000
Zasoby niematerialne	0,29	0,02	< 0,001
Wydatki edukacyjne	0,33	0,03	< 0,001

^(a) Dopasowanie modelu (χ^2 Pearsona): $p = 0,458$. Pseudo- R^2 Nagelkerke'a = 0,306.

^(b) Kategorią odniesienia jest liceum ogólnokształcące.

^(c) Kategorią odniesienia jest miejscowość do 3 tys. mieszkańców.

Efekt rangi jest istotny i silny – zmienna ta odtwarza 8% wariacji zmiennej zależnej. Status zawodowy rodziców i wydatki edukacyjne nie różnicują względnej orientacji, ale płeć tak: kobiety są słabiej nastawione na porządek dorosłych niż mężczyźni.

Dyskusja

Potwierdzenie hipotezy 1 wzmacnia wnioski wielu badaczy o realności efektu kolejności urodzenia. Nie ulega wątpliwości, że polityka

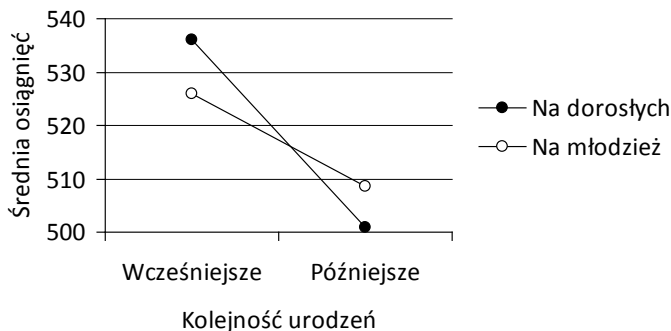
społeczna państwa powinna nieść pomoc rodzinom wielodzietnym, ale rodzenie kolejnych dzieci nie powinno się stać głównym źródłem utrzymania rodziców.

Hipoteza 2 wyraźnie potwierdziła się w odniesieniu do osiągnięć przyrodniczych i słabiej – matematycznych. Dlaczego nie potwierdziła się w czytaniu? Najprostsze wyjaśnienie odwołuje się do pojęcia wiedzy szkolnej. Przyrodznawstwo, tak jak jest nauczane w naszych szkołach, to kwintesencja takiej wiedzy: tworzy zamknięty,

Tabela 5
Czynniki względnej orientacji na porządek dorosłych ($n = 4146$)^(a)

Efekt	γ	Błąd st.	p
Średnia orientacji na porządek dorosłych	-0,09	0,02	
Ranga wieku	-0,27	0,02	< 0,001
Liczba młodszego rodzeństwa	0,03	0,02	ni.
Płeć	0,17	0,03	< 0,001
hISEI	0,01	0,02	ni.
Wydatki edukacyjne	0,02	0,02	ni.

^(a) Model bez predyktorów na poziomie 2.



Rysunek 2. Związek kolejności urodzenia i orientacji z osiągnięciami przyrodniczymi.

odizolowany od życia świat, którym rządzi szczególnie kasta dorosłych specjalistów. Z drugiej strony, czytanie, które w testach PISA w niczym nie przypomina naszych testów języka polskiego, jest w całości splecione z życiem. Matematyka leży pośrodku: ma część czysto szkolną i część życiową, związaną z operacjami finansowymi, debatami publicznymi i wszechobecną technologią informacyjną. To, że efekt kolejności urodzenia obserwuje się głównie w osiągnięciach typowo szkolnych, może stanowić dodatkowe potwierdzenie roli orientacji na porządek dorosłych.

Potwierdzenie hipotez 3 i 4 przesądza modelu przyczynowego. Ranga wieku może obniżać osiągnięcia zarówno za pośrednictwem niższej inteligencji, jak i antyedukacyjnej orientacji życiowej. Istotna interakcja rangi i orientacji w Tabeli 3 sugeruje, że model może być bardziej złożony. Jak pokazuje Rysunek 2, orientacja na młodzież bardziej sprzyja urodzonym później niż wcześniej. Nasuwa się przypuszczenie, że u osób urodzonych później może być ona formą obrony przed awersyjnym poczuciem niższości intelektualnej lub społecznej, a u osób urodzonych wcześniej – oznaką nieprzystosowania. Dalsze badania z użyciem miary inteligencji mogłyby wyjaśnić tę kwestię.

Kilka zdań warto poświęcić jednakom. Od czasów G. Stanleya Halla mają oni złą

opinię, choć Toni Falbo w wielu publikacjach przekonuje, że jest ona nieuzasadniona (np. Falbo, 2012). Badanie opisane w tym artykule przyznaje mu rację. Pierworodni wyprzedzili jednaków (przy kontroli liczby młodszego rodzeństwa, płci, hISEI i wydatków edukacyjnych rodziny) w matematyce zaledwie o 5 pkt., w przyrodoznawstwie – o 2 pkt., w czytaniu – o 1 pkt. Wszystkie te różnice są statystycznie nieistotne, co upoważnia do wniosku, że jedynacy nie różnią się od pierworodnych pod względem osiągnięć szkolnych. Co oczywiście nie znaczy, że nie różnią się pod innymi względami.

Literatura

- Adams, R. L. i Phillips, B. N. (1972). Motivational and achievement differences among children of various ordinal birth positions. *Child Development*, 43(1), 155–164.
- Adler, A. (1946). *Psychologia indywidualna w wychowaniu*. Przeł. M. Kreczowska. Kraków: Księgarnia S. Kamińskiego.
- Adli, R., Louichi, A. i Tamouh, N. (2010). The sibling size impact on the educational achievement in France. *Education Economics*, 18(3), 331–348.
- Becker, G. (1960). An economic analysis of fertility. W: Coale i in. (red.), *Demographic and economic change in developed countries*. (209–240). Princeton: Princeton University Press.
- Black, S., Devereux, P. i Salvanes, K. (2005). The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education. *Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 669–700.

- Blake, J. (1981). Family size and the quality of children. *Demography*, 18(4), 421–442.
- Bonesrønning, H. i Massih, S. S. (2011). Birth order effects on young students' academic achievement. *Journal of Socio-Economics*, 40(6), 824–832.
- Breland, H. M. (1974). Birth order, family configuration, and verbal achievement. *Child Development*, 45, 1011–1019.
- Buchmann, C. (2000). Family structure, parental perceptions and child labor in Kenya: what factors determine who is enrolled in school? *Social Forces*, 78(4), 1349–79.
- Buckles, K. S. i Munnich, E. L. (2012). Birth spacing and sibling outcomes. *The Journal of Human Resources*, 47(3), 613–642.
- Caceres-Delpiano, J. (2006). The impacts of family size on investment in child quality. *The Journal of Human Resources*, 41(4), 738–754.
- Cheng, C.-C. J., Wang, W.-L., Sung, Y.-T., Wang, Y.-C., Su, S.-Y. i Li, C.-Y. (2013). Effect modification by parental education on the associations of birth order and gender with learning achievement in adolescents. *Child: Care, Health & Development*, 39(6), 894–902.
- Desoete, A. (2008). Do birth order, family size and gender affect arithmetic achievement in elementary school? *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 6(1), 135–156.
- Downey, D. B. (1995). When bigger is not better: family size, parental resources, and children's educational performance. *American Sociological Review*, 60(5), 746–761.
- Ernst, C. i Angst, J. (1983). *Birth order: its influence on personality*. Berlin: Springer Verlag.
- Falbo, T. (2012). Only children: an updated review. *The Journal of Individual Psychology*, 68(1), 38–49.
- Federowicz, M. (red.). (2007). *Umiejętności polskich gimnazjalistów*. Warszawa: IFiS PAN.
- Foster, J. W. i Archer, S. J. (1979). Birth order and intelligence: an immunological interpretation. *Perceptual and Motor Skills*, 48(1), 79–93.
- Forma, P. (2011). Funkcjonowanie dziecka z rodziną wielodzietną w szkole. *Pedagogika Społeczna*, 1, 83–102.
- Ganzeboom, H. B. G., De Graaf, P. M. i Treiman, D. J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, 21(1), 1–56.
- Gomes, M. (1984). Family size and educational attainment in Kenya. *Population and Development Review*, 10(4), 647–60.
- Guo, G. i Van Wey, L. K. (1999). Sibship size and intellectual development: is the relationship causal? *American Sociological Review*, 64(2), 169–187.
- Jodłowska, M. (1999). Obraz rodziny w opiniach dzieci z rodzin dysfunkcyjnych. Komunikat z badań. *Roczniki Socjologii Rodziny*, 11, 183–195.
- Kristensen, P. i Bjerkedal, T. (2007). Explaining the relation between birth order and intelligence. *Science*, 316(5832), 1717.
- Knodel, J. i Wongsith, M. (1991). Family size and children's education in Thailand: evidence from a national sample. *Demography*, 28(1), 119–131.
- Kucharewicz, J. (2000). Zachowania asocjalne uczniów upośledzonych umysłowo na terenie szkoły (doniesienia wstępne z badań i obserwacji). *Chowanna*, 14(1), 45–51.
- Makarewicz, J. (1996). Niektóre sposoby przeciwdziałania niepowodzeniom dzieci młodszych w kształceniu geometrycznym. W: E. Stucki (red.), *Problemy innowacji w kształceniu i wychowaniu* (s. 175–186). Bydgoszcz: WSP.
- McAlister, A. i Peterson, C. C. (2006). Mental playmates: siblings, executive functioning and theory of mind. *British Journal of Developmental Psychology*, 24(4), 733–751.
- Olneck, M. R. i Wolfe, B. L. (1980). Intelligence and family size: another look. *The Review of Economics and Statistics*, 62(2), 241–248.
- Onabarniro, A. A., Ositoye, A. i Adeyemi, M. (2010). Influence and relationship of birth order and secondary school students' academic achievement. *Academic Leadership. The Online Journal*, 8(4), 56–60.
- Powell, B. i Steelman, L. C. (1990). Beyond sibship size: sibling density, sex composition, and educational outcomes. *Social Forces*, 69(1), 181–206.
- Price, J. (2008). Parent-child quality time: does birth order matter? *Journal of Human Resources*, 43(1), 240–265.
- Program Międzynarodowej Oceny Umiejętności Uczniów OECD PISA. Wyniki badania 2006 w Polsce*. (2007). Warszawa: MEN.
- Raudenbush, S. W. i Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models. Applications and data analysis methods* (wyd. 2). Thousand Oaks: Sage.
- Rokicka, M. i Sztanderska, U. (2013). Cechy społeczno-ekonomiczne rodziny a ponoszenie wydatków na prywatne dobra i usługi edukacyjne. *Edukacja*, 117(1), 7–23.
- Schubert, H. J., Wagner, M. E. i Schubert, D. S. (1983). Child spacing effects: a comparison of institutional-

- ized and normal children. *Journal of Developmental and Behavioral Pediatrics*, 4(4), 262–264.
- Silles, M. A. (2010). The implications of family size and birth order for test scores and behavioral development. *Economics of Education Review*, 29, 795–803.
- Steelman, L. C. (1985). A tale of two variables: a review of the intellectual consequences of sibship size and birth order. *Review of Educational Research*, 55(3), 353–386.
- Steelman, L. C. i Powell, B. (1985). The social and academic consequences of birth order: real, artifactual, or both? *Journal of Marriage & Family*, 47(1), 117–124.
- Steelman, L. C., Powell, B., Werum, R. i Carter, S. (2002). Reconsidering the effects of sibling configuration: recent advances and challenges. *Annual Review of Sociology*, 28, 243–69.
- Stenudd, L., Hakko, H., Räsänen, P. i Riala, K. (2014). Sibling characteristics and early onset psychoses among the young adolescent patient population. *Child Psychiatry & Human Development*, 45(2), 212–219.
- Sulloway, F. J. (1996). *Born to rebel: birth order, family dynamics, and creative lies*. New York: Vintage Books.
- Telka, L. (1995). Edukacja kulturalna dzieci w rodzinach wielodzietnych. *Kieleckie Studia Pedagogiczne i Psychologiczne*, 10, 175–184.
- Travis, R. i Kohli, V. (1995). The birth order factor: ordinal position, social strata, and educational achievement. *The Journal of Social Psychology*, 135(4), 499–507.
- Xu, J. (2008). Sibship size and educational achievement: the role of welfare regimes cross-nationally. *Comparative Education Review*, 52(3), 413–436.
- Zajonc, R. (1983). Validating the confluence model. *Psychological Bulletin*, 93(3), 457–480.
- Zajonc, R. i Bargh, J. (1980). The confluence model – a mathematical model of the effect of birth order and family size on IQ scores. *Intelligence*, 4(4), 349–361.
- Zajonc, R. i Markus, G. (1975). Birth order and intellectual development. *Psychological Review*, 82(1), 74–88.