

Beata Osiewalska

Katedra Statystyki

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Department of Statistics

Cracow University of Economics

beata.osiewalska@uek.krakow.pl

WYKSZTAŁCENIE PAR A (BEZ)DZIETNOŚĆ W POLSCE

CEL I ZAKRES BADAŃ

Poziom wykształcenia jest jedną z najważniejszych determinant zachowań prokreacyjnych. Jest również jedną z najczęściej wykorzystywanych miar statusu społeczno-ekonomicznego jednostki. Osoby posiadające wykształcenie wyższe mają zazwyczaj bardziej stabilną sytuację zawodową oraz osiągają wyższe zarobki niż osoby o niższym wykształceniu, posiadają zatem lepsze warunki do zakładania i rozwoju rodziny (poprzez działanie efektu dochodowego, zob. Becker 1960). Z drugiej strony, inwestycja w pozyskanie wysokiego wykształcenia sprawia, że osoby te później decydują się na rodzicielstwo (Weeden i in. 2006, Ní Bhrolcháin i Beaujouan 2012, Berrington i in. 2015) i często ograniczają liczbę potomstwa na rzecz większych inwestycji (czasu, pieniędzy) w już posiadane dzieci (Becker i Lewis 1973). Ostatecznie, kierunek zależności pomiędzy poziomem wykształcenia a poziomem płodności w krajach rozwiniętych jest zróżnicowany. W Europie Środkowo-Wschodniej, w tym także w Polsce, obserwowany jest negatywny wpływ wysokiego wykształcenia na dzietność (Berent 1970, Kreyenfeld 2004, Koytcheva i Philipov 2008, Mureşan i Hoem 2010, Wood i in. 2014, Brzozowska 2014), zaś w Europie Zachodniej i Północnej korelacja ta jest często pozytywna (Kreyenfeld 2002, Kravdal i Rindfuss 2008, Andersson i in. 2009, Wood i in. 2014).

W dotychczasowych badaniach zachowań prokreacyjnych uwaga jest najczęściej skoncentrowana na zbiorowości kobiet. W nielicznych analizach porównawczych z uwzględnieniem płci mężczyźni i kobiety są traktowani jako dwie odrębne populacje (np. Fieder i Huber 2007, Barthold i in. 2012). Rezultaty tych badań sugerują, że zależność płodności od poziomu wykształcenia w społeczeństwach nowoczesnych

Beata Osiewalska

różni się ze względu na płeć – w populacji kobiet korelacja jest zazwyczaj ujemna (Becker 1960, Kreyenfeld 2004, Weeden i in. 2006, Barthold i in. 2012), podczas gdy wśród mężczyzn jest ona dodatnia (Kravdal i Rindfuss 2008, Jalovaara i Miettinen 2013) lub U-kształtna (Winkler-Dworak i Toulemon 2007). Przypuszcza się, że ten odmienny kierunek związany jest z subpopulacją bezdzietnych mężczyzn o niskim statusie społeczno-ekonomicznym, co przyczynia się do wzmocnienia korelacji dodatniej (Barthold i in. 2012). Z kolei wyniki otrzymane dla kobiet są niezmiennie zarówno dla całej populacji, jak i dla subpopulacji matek (Fieder i Huber 2007, Barthold i in. 2012). Rezultaty tych badań wskazują na istotność rozróżnienia w analizach płodności dwóch subpopulacji – bezdzietnych i rodziców, gdyż sposób oddziaływania wybranych determinant na zachowania prokreacyjne może różnić się pomiędzy tymi grupami.

Analiza dzietności kobiet i mężczyzn z osobna pomija kluczową cechę decyzji prokreacyjnych, mianowicie to, że są one podejmowane wspólnie przez oboje partnerów. Rozważenie dzietności par jest ujęciem szczególnym, nadal rzadko spotykanym w literaturze przedmiotu (za wyjątkiem Corijn i in. 1996, Soja 2005, Bauer i Jacob 2009, Szklarska 2017, Osiewalska 2015, 2017). Ujęcie takie jest ważne ze względu na to, że decyzje prokreacyjne nie są podejmowane wyłącznie przez mężczyznę lub wyłącznie przez kobietę, ale zazwyczaj są wynikiem wspólnych preferencji i porozumienia pomiędzy obojgiem potencjalnych rodziców z uwzględnieniem potrzeb i predyspozycji obu stron (Bauer i Kneip 2013).

Wobec zróżnicowanego wpływu poziomu wykształcenia kobiety i mężczyzny pojawia się potrzeba weryfikacji łącznego oddziaływania wykształcenia partnerów na zachowania prokreacyjne par. W tym względzie, wpływ na dzietność pary mogą mieć nie tylko indywidualne cechy obojga partnerów, ale też ich wzajemna relacja (zob. Bauer i Jacob 2009). Kluczowe staje się zatem udzielenie odpowiedzi na pytanie jak równość w poziomie wykształcenia partnerów wpływa na ich dzietność (czy pary z wykształceniem wyższym mają mniej czy więcej dzieci niż pary z wykształceniem podstawowym?) oraz czy, a jeśli tak, to jaki typ nierówności w poziomie wykształcenia partnerów sprzyja wielkości rodziny (czy pary, w których kobieta jest lepiej wykształcona od mężczyzny, mają mniej czy więcej dzieci niż pary, w których to mężczyzna jest lepiej wykształcony niż jego partnerka?). Analogiczne pytania badawcze można postawić w kontekście bezdzietności par.

Celem pracy jest zbadanie w jaki sposób kształtuje się dzietność par w Polsce w zależności od profilu edukacyjnego obojga partnerów, określonego na podstawie poziomu wykształcenia kobiety i mężczyzny w związku. Szczególna uwaga zostanie zwrócona na możliwe różnice w uwarunkowaniach tych zachowań w populacji bezdzietnych i rodziców. Analizie zostanie poddane zarówno potomstwo całkowite par, które zakończyły już reprodukcję, jak i dotychczasowa liczba dzieci par w wieku zdolności rozrodczej. Pozwoli to ująć potencjalne zmiany rozważanych zależności w czasie. W konsekwencji, możliwe stanie się udzielenie odpowiedzi na pytania o wpływ równości bądź nierówności poziomu wykształcenia partnerów

Wykształcenie par a (bez)dzietność w Polsce

na kształtowanie się bezdzietności i wielkości rodziny w Polsce w ciągu ostatnich kilku dekad.

Warunki zakładania i rozwoju rodziny w ostatnich dekadach w Polsce były zbliżone do warunków obecnych w innych postsocjalistycznych krajach Europy Środkowo-Wschodniej. W okresie socjalizmu aktywność zawodowa zarówno mężczyzn, jak i kobiet w Polsce była wysoka, a zatrudnienie bardzo stabilne (Frejka 2008). Poziom wykształcenia ludności był względnie niski i nie podlegał większym zmianom aż do upadku socjalizmu (WDI 2017). Na skutek wprowadzenia gospodarki rynkowej wzrosła konkurencyjność i niestabilność zatrudnienia, a rynek pracy stał się bardziej wymagający. Liczba osób kontynuujących naukę w szkołach wyższych w ciągu zaledwie kilku lat gwałtownie wzrosła dorównując poziomom obserwowanym w Europie Zachodniej (Stonawski 2009). Co ciekawe, liczba kobiet zdobywających wykształcenie wyższe znacznie przewyższyła liczbę wysoko wykształconych mężczyzn (van Bavel 2012). Polityka rodzinna w okresie socjalizmu polegała na dużej dostępności publicznych placówek opieki nad dziećmi, promowaniu wielodzietnego modelu rodziny poprzez przyznawanie licznych dodatkowych świadczeń i zasiłków, czy też na zapewnieniu płatnych urlopów macierzyńskich (Frejka 2008, Kotowska i in. 2008). Po upadku socjalizmu dostępność publicznej opieki została ograniczona, a udział dzieci uczęszczających do żłobków i przedszkoli był niewielki (OECD Family database 2017, Szelewa 2014, Balcerzak-Paradowska 2004). Relatywnie długie płatne urlopy macierzyńskie i rodzicielskie były przyznawane głównie kobiecie (OECD Family database 2017). Pomimo równego zaangażowania kobiet i mężczyzn w pracę zawodową, obowiązki domowe i opieka nad dziećmi w okresie socjalizmu były ściśle związane z rolą kobiety (Frejka 2008). Zmiany zachodzące po transformacji systemowej, idące w kierunku bardziej symetrycznego podziału ról były bardzo powolne i współcześnie nadal większość prac domowych i opiekuńczych wykonują kobiety (Kocot-Górecka 2015).

HIPOTEZY BADAWCZE

W efekcie rozważań na temat wpływu takiego samego poziomu wykształcenia partnerów na dzietność pary sformułowano następujące hipotezy badawcze. Po pierwsze:

(H1) *Wpływ poziomu wykształcenia pary na zachowania reprodukcyjne par jest negatywny.*

Oznacza to w szczególności, że pary o wysokim poziomie wykształcenia odraczają rodzicielstwo i posiadają mniejszą liczbę dzieci niż pary o średnim poziomie wykształcenia, zaś partnerzy o podstawowym wykształceniu wcześniej zostają rodzicami i posiadają liczniejsze potomstwo. Przypuszczenie to wynika między

Beata Osiewalska

innymi z konkurencyjności karier edukacyjnej i rodzinnej (zob. Kravdal 1994, Wood i in. 2014, Rybińska 2016), co powoduje, że pary dążące do osiągnięcia wysokiego poziomu wykształcenia odraczają rodzicielstwo (Weeden i in. 2006, Ní Bhrolcháin i Beaujouan 2012, Berrington i in. 2015, Bobrowicz 2016, Mynarska i Brzozowska 2016). W konsekwencji czas pozostały na rozwój rodziny może okazać się za krótki na osiągnięcie zamierzonej liczby dzieci (Ní Bhrolcháin i Beaujouan 2012), w szczególności w świetle wzrastających trudności w realizacji planów rodzicielskich wraz z wiekiem (Tymicki 2016). Ponadto, partnerzy o wysokim poziomie wykształcenia, pomimo większych zasobów ekonomicznych, doświadczają wysokich kosztów alternatywnych posiadania potomstwa (koszty utraconych możliwości), co może prowadzić do ograniczenia ich dzietności (zgodnie z efektem substytucyjnym, zob. Becker 1960, 1991, van Bavel i Kok 2010). Koszty te są szczególnie istotne w przypadku niedopasowania systemu publicznej opieki nad dziećmi do potrzeb rodzin oraz przy nierównym podziale obowiązków domowych pomiędzy kobiety i mężczyznę w związku (McDonald 2000, 2006, Kocot-Górecka 2015). Wreszcie, osoby o wysokim poziomie wykształcenia przywiązują również większą wagę do „jakości” dziecka (edukacja, zdrowie), co prowadzi do większych inwestycji w już posiadane dzieci kosztem ograniczenia ich liczby (Becker 1960, Becker i Lewis 1973).

Po drugie:

(H2a) *Zarówno podstawowy, jak i wysoki poziom wykształcenia obojga partnerów zwiększa prawdopodobieństwo bezdzietności.*

Niski poziom wykształcenia często związany jest z niewielkimi zasobami, które mogą stać się ograniczeniem, szczególnie w przypadku ewentualnych problemów z poczęciem dziecka (Baudin i in. 2014). Z kolei wykształcenie wyższe zwiększa możliwość wyboru innego, konkurencyjnego względem rodzicielstwa stylu życia (Lesthaeghe i van de Kaa 1986). W konsekwencji, znaczenie i rola rodziny może ulec osłabieniu, powodując zmniejszenie intencji prokreacyjnych i samej płodności. Ponadto sformułowano następującą hipotezę:

(H2b) *Wpływ poziomu wykształcenia partnerów na tempo przejścia ze stanu bezdzietności do rodzicielstwa jest negatywny.*

Wynika to bezpośrednio z konkurencyjności kariery edukacyjnej i rodzinnej, skutkującej opóźnieniem rodzicielstwa przynajmniej do czasu zakończenia kształcenia (Berrington i in. 2015, Mynarska i Brzozowska 2016).

Różny poziom wykształcenia partnerów może odmiennie wpływać na zachowania prokreacyjne pary, tzn. ich liczba dzieci może zależeć od tego, które z partnerów, kobieta czy mężczyzna, jest lepiej wykształcone. W tym względzie postawiono następującą hipotezę badawczą.

Wykształcenie par a (bez)dzietność w Polsce

(H3) *Pośród par, które już zostały rodzicami hipogamia edukacyjna (kobieta jest lepiej wykształcona od mężczyzny) jest związana z odrzucaniem kolejnych urodzeń i niższą dzietnością niż w przypadku par hipergamicznych (mężczyzna jest lepiej wykształcony niż kobieta).*

Koszty alternatywne posiadania dzieci, w przypadku niesymetrycznego podziału obowiązków domowych i opiekuńczych dotyczą w szczególności kobiety (Becker 1991). Jeżeli dodatkowo kobieta jest odpowiedzialna za zapewnienie znacznej części środków materialnych (co często ma miejsce, gdy jest ona lepiej wykształcona niż jej partner), ryzyko ich utracenia, nawet tymczasowego, może zniechęcić parę do powiększenia rodziny (Goldscheider 2000, Bauer i Jacob 2009). Z kolei w parach hipergamicznych koszty alternatywne posiadania dziecka, ze względu na niższy status społeczno-ekonomiczny kobiety, są niewielkie, co zachęca do posiadania większej liczby potomstwa. Wyższej dzietności par hipergamicznych może sprzyjać także racjonalny podział obowiązków i specjalizacja partnerów (zob. Becker 1991) zgodna w tym przypadku z występującym w Polsce tradycyjnym postrzeganiem ról płci, tzn. lepiej wykształcony mężczyzna jest odpowiedzialny przede wszystkim za zapewnienie środków materialnych, natomiast słabiej wykształcona kobieta za dbałość o dom i dzieci.

Ponadto sformułowano następującą hipotezę:

(H4a) *Pary hipogamiczne później decydują się na pierwsze dziecko niż pary hipergamiczne.*

Skoro koszty alternatywne posiadania potomstwa dotyczą przede wszystkim kobiet, to dłuższe zaangażowanie w zdobywanie wykształcenia będzie skłaniać do opóźniania decyzji o rodzicielstwie w szczególności te pary, w których to kobieta jest lepiej wykształcona od mężczyzny (zob. Bauer i Jacob 2009, Osiewalska 2017). Wreszcie, ze względu na możliwość występowania trudności w realizacji odroczonej planów prokreacyjnych postawiono hipotezę:

(H4b) *Pary hipergamiczne cechują się niższym prawdopodobieństwem bezdzietności niż pary hipogamiczne.*

DANE, METODA BADAWCZA ORAZ ZMIENNE WYBRANE DO ANALIZY**DANE**

Do osiągnięcia celu pracy i weryfikacji hipotez badawczych wykorzystane zostały dane pochodzące z pierwszej i drugiej rundy badania Generations and Gender Survey (GGG-PL), przeprowadzonego w Polsce w roku 2010/11 i 2014/15 (zob. Kotowska i Łątkowski 2016).

Beata Osiewalska

W związku z przedmiotem i zakresem niniejszej pracy spośród wszystkich respondentów, którzy brali udział w pierwszej i/lub drugiej rundzie badania¹ wybrano tych przebywających w momencie badania w związku oraz będących w wieku co najmniej 25 lat. Kryterium wieku pozwala na analizę par, które w większości zakończyły już karierę edukacyjną (por. Rybińska 2016). Następnie z wyodrębnionego zbioru danych wykluczono te pary, o których zebrane informacje były niekompletne. Ostatecznie do analizy wyodrębniono zbiorowość 10416 par. Należy zauważyć, że zbiorowość ta składa się z osób w wieku od 25 do 93 lat, nie jest zatem jednorodna ze względu na zdolności reprodukcyjne. Podczas, gdy najmłodszy respondenci dopiero wchodzi w wiek o największym natężeniu płodności, najstarsi dawno już przekroczyli okres zdolności rozrodczej. W związku z tym, do dalszej analizy wybrana populacja par zostanie podzielona na dwie grupy. Do pierwszej z nich należeć będą te pary, w których kobieta jest w wieku od **25 do 39 lat**, czyli w takim wieku, w którym natężenie płodności jest największe. Tym samym kobiety mogą jeszcze wydać na świat potomstwo, zatem liczba dzieci posiadanych przez respondentów nie powinna być traktowana jako potomstwo całkowite. W konsekwencji, na obserwowaną w tej grupie płodność mogą nakładać się dwa efekty: efekt tempa, związany z czasem urodzeń, i efekt quantum, dotyczący finalnej, ukończonej płodności. W związku z tym, fakt posiadania przez wybraną parę mniejszej liczby dzieci niż inne osoby w danych wieku może być z jednej strony związany z odraczaniem urodzeń, z drugiej zaś ze skłonnością do posiadania (finalnie) mniejszej rodziny. Ze względu na to, że w analizowanej grupie potomstwo całkowite jest jeszcze nieznanne, obserwowane rezultaty będą utożsamiane z efektem tempa, jednak należy mieć świadomość, że efekty te mogą mieć w przyszłości wpływ także na potomstwo całkowite. W grupie tej znalazło się łącznie 2884 par.

W drugiej grupie znajdują się z kolei te pary, w których kobieta jest w wieku **40 lat i więcej**, zatem z dużym prawdopodobieństwem można przyjąć, że zakończyła już swoją karierę reprodukcyjną. Współczynniki płodności w grupie kobiet w wieku 40–49 lat w Polsce są na tyle niskie, że założenie to wydaje się być uzasadnione (zob. np. Holzer-Żelazewska i Tymicki 2009). W tej grupie liczba dzieci może być zatem traktowana jako potomstwo całkowite, a uzyskane wyniki będą odnosić się wyłącznie do efektu quantum, związanego z posiadaną (ostatecznie) liczbą dzieci. Do grupy pierwszej należy 7532 par.

Podejście do analizy zachowań reprodukcyjnych z perspektywy pary wiąże się z możliwością wystąpienia błędu selekcji próby. Brak zadowalających informacji o poprzednich partnerach respondenta wymusił wybór do analizy tylko tych respondentów, którzy w momencie badania pozostawali w związku. Tym samym wykluczone zostały nie tylko osoby, które nigdy nie przebywały w związku i dlatego nie są przedmiotem zainteresowania w niniejszej analizie, ale również takie, które były w związkach, ale w momencie badania nie posiadały partnera. Osoby, które ponow-

¹ Dane o respondentach, którzy wzięli udział tylko w pierwszej rundzie badania pochodzą z lat 2010/11. Dane o tych, którzy uczestniczyli zarówno w pierwszej, jak i w drugiej rundzie badania pochodzą z lat 2014/15.

 Wykształcenie par a (bez)dzietność w Polsce

nie weszły w związki zostały uwzględnione, przy czym rozróżniona została liczba dzieci z poprzednich związków oraz tych posiadanych z obecnym partnerem. Rozważany błąd selekcji może mieć szczególne znaczenie w starszych grupach wieku, w których zwiększa się ryzyko owdowienia lub zmiany partnera.

MODEL

W analizie zastosowany zostanie model regresji Poissona w specyfikacji płotkowej (ang. *hurdle Poisson*, HP, zob. Mullahy 1986) wraz z podejściem bayesowskim (zob. Zellner 1971, Osiewalski 2001). Model „płotkowy” rozróżnia dwa odmienne stany zmiennej licznikowej zależne od dwóch różnych procesów. Pierwszy z nich, tzw. stan zerowy (ang. *zero state*), podlega procesowi binarnemu, który generuje 0 z prawdopodobieństwem p oraz 1 z prawdopodobieństwem $(1-p)$. Drugi, tzw. stan licznikowy (ang. *count state*), przyjmuje dodatnie wartości całkowite i generowany jest ze standardowego rozkładu Poissona o średniej λ uciętego w zerze. W analizie płodności stan zerowy odzwierciedla bezdzietność, a odpowiadające mu prawdopodobieństwo p jest prawdopodobieństwem bezdzietności. Z kolei stan licznikowy odpowiada rodzicielstwu, zaś λ nawiązuje do średniej liczby dzieci w subpopulacji rodziców. Dla nieujemnej zmiennej licznikowej Y model można zatem przedstawić następująco:

$$P(Y = y) = \begin{cases} p, & y = 0 \\ \frac{(1-p) e^{-\lambda} \lambda^y}{(1-e^{-\lambda}) y!}, & y = 1, 2, \dots \end{cases} \quad (1)$$

zakładając przy tym, że $p \in [0, 1]$. Funkcje regresji są włączone do modelu w następującej postaci:

$$p_i = \frac{e^{x_i \gamma}}{1 + e^{x_i \gamma}}, \quad \lambda_i = e^{w_i \delta}, \quad (2)$$

gdzie x_i oraz w_i są wektorami zmiennych objaśniających dla obserwacji $i = 1, 2, \dots, n$, zaś γ i δ są parametrami funkcji regresji.

Połączenie dwóch rozkładów statystycznych – dwumianowego i Poissona, w jeden model „płotkowy” może być interpretowane jako dwuetapowy proces podejmowania decyzji (zob. Osiewalska 2017). W pierwszej kolejności decyzja polega na wyborze jednego z dwóch wariantów: „nie posiadaniem dzieci w ogóle” a „posiadaniem przynajmniej jednego dziecka”. Jeżeli na tym etapie zapadnie decyzja o pozostaniu rodzicem, wówczas kolejnym krokiem jest wybór liczby potomstwa. Co więcej, model „płotkowy” wykorzystywany do analizy płodności dostarcza również interesującej interpretacji prawdopodobieństwa bezdzietności. Prawdopodobieństwa to jest wyrazem pewnej „bariery”, którą należy pokonać zanim możliwe

Beata Osiewalska

będzie przejście do stanu drugiego. Wskazuje to na występowanie swoistych ograniczeń w procesie przejścia ze stanu bezdzietności do stanu rodzicielstwa, których doświadczają potencjalni rodzice i które są specyficzne wyłącznie dla tego etapu decyzyjnego (moment wejścia w rolę rodzica). Tylko jeżeli ograniczenia te zostaną pokonane, „bariera” oddzielająca oba stany zostanie przekroczona i możliwe będzie poddanie się mechanizmom rządzącym stanem licznikowym (Long i Freese 2006).

Modele typu Poissona z nadwyżką zer w swojej strukturze opierają się na nieliniowych funkcjach parametrów, w tym m.in. prawdopodobieństwo bezdzietności jest wyrażone poprzez specyfikację nieliniową. Precyzyjne wnioskowanie o nieliniowych funkcjach parametrów modelu umożliwia podejście bayesowskie (zob. Zellner 1971, Osiewalski 2001). W niniejszej pracy przyjęto rozkłady *a priori* parametrów funkcji regresji, będące wielowymiarowymi rozkładami normalnymi o zerowej średniej i ustalonej diagonalnej macierzy kowariancji. Dobrane w ten sposób rozkłady zakładają zatem *a priori* brak wpływu poszczególnych zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą (wartość oczekiwana parametrów funkcji regresji jest równa zero) oraz niezależność poszczególnych parametrów modelu (por. Marzec i Osiewalski 2012).

W analizie liczebności potomstwa można rozważać różne modele zmiennych licznikowych. Potencjalnie właściwe wydają się być zarówno alternatywne specyfikacje modeli Poissona z nadwyżką zer (zob. Winkelmann 2008), jak i inne modele zmodyfikowane w zerze (w tym np. model ujemny dwumianowy z nadwyżką zer, zob. Cameron i Trivedi 1998). W przypadku, w którym liczba zer nie jest większa niż przewidują standardowe modele zmiennych licznikowych można stosować także ich podstawowe formy. Dodatkowo, postać modelu można dostosowywać do konkretnego problemu badawczego poprzez odpowiednie modyfikacje. Tak powstały np. modele zmodyfikowane w zerze, jedynie i/lub dwojce, czy modele ucięte z prawej strony (Santos Silva i Covas 2000, Melkersson i Rooth 2000, Miranda 2010). W niniejszej pracy zdecydowano się na „płatkową” specyfikację modelu typu Poissona głównie ze względu na adekwatność stanów modelu do analizowanego zagadnienia (bezdzietność i rodzicielstwo jako dwa jakościowo odmienne stany) oraz przejrzystą interpretację prawdopodobieństwa zera (prawdopodobieństwo bezdzietności jako bariera wejścia w stan rodzicielstwa).

ZMIENNE

Zmienną objaśnianą w modelu zachowań reprodukcyjnych jest (dotychczasowa) liczba dzieci partnerów. Liczba ta uwzględnia dzieci z poprzednich związków, a fakt ich posiadania będzie uwzględniony w modelu jako zmienna kontrolna.

Kluczową zmienną objaśniającą jest *profil edukacyjny* pary. W świetle stale zwiększającej się nadwyżki kobiet wysoko wykształconych nad mężczyznami (van Bavel 2012) oraz wynikającej z tego wzmożonej liczebności par hipogamicznych i mniejszej liczby par hipergamicznych (Esteve i in. 2012), weryfikacja zachowań

Wykształcenie par a (bez)dzietność w Polsce

prokreacyjnych różnych typów par ze względu na ich profil edukacyjny wydaje się być szczególnie uzasadniona. Zmienna ta powstała jako kombinacja indywidualnych poziomów wykształcenia kobiety i mężczyzny w związku. Na podstawie międzynarodowej klasyfikacji poziomów wykształcenia ISCED-97 indywidualny poziom wykształcenia zgrupowany został w trzy kategorie: wykształcenie podstawowe (poziomy 0–2 w klasyfikacji ISCED-97: wykształcenie podstawowe lub niższe, wykształcenie gimnazjalne); wykształcenie średnie (poziomy 3–4: liceum ogólnokształcące i profilowane, technikum, zasadnicze szkoły zawodowe, szkoły policealne); oraz wykształcenie wyższe (poziomy 5–6: studia licencjackie, magisterskie, podyplomowe, doktoranckie). Następnie zestawiono indywidualne poziomy wykształcenia kobiety i mężczyzny w parze. W konsekwencji wyróżniono dziewięć poziomów zmiennej (przedstawionych w układzie wykształcenia kobiety-mężczyzny): trzy profile homogamiczne (takie samo wykształcenie obojga partnerów), trzy profile hipergamiczne (mężczyzna lepiej wykształcony od kobiety) oraz trzy profile hipogamiczne (mężczyzna słabiej wykształcony od kobiety). Są to:

- Homogamia edukacyjna: *podstawowe-podstawowe* (P-P) – partnerzy ukończyli co najwyżej wykształcenie podstawowe; *średnie-średnie* (Ś-Ś) – partnerzy ukończyli co najwyżej wykształcenie średnie (poziom odniesienia); *wyższe-wyższe* (W-W) – partnerzy ukończyli wykształcenie wyższe
- Hipergamia edukacyjna: *podstawowe-średnie* (P-Ś) – kobieta posiada wykształcenie podstawowe, mężczyzna średnie; *podstawowe-wyższe* (P-W) – kobieta posiada wykształcenie podstawowe, mężczyzna wyższe; *średnie-wyższe* (Ś-W) – kobieta posiada wykształcenie średnie, mężczyzna wyższe
- Hipogamia edukacyjna: *średnie-podstawowe* (Ś-P) – kobieta posiada wykształcenie średnie, mężczyzna podstawowe; *wyższe-podstawowe* (W-P) – kobieta posiada wykształcenie wyższe, mężczyzna podstawowe; *wyższe-średnie* (W-Ś) – kobieta posiada wykształcenie wyższe, mężczyzna średnie.

Dodatkowo do modelu włączono następujące zmienne kontrolne: *kobieta pracuje w sektorze publicznym* (0 – nie; 1 – tak), *mężczyzna pracuje w sektorze publicznym* (0 – nie; 1 – tak); *wiek kobiety* – trzy grupy wieku w każdej grupie par (grupa I: poniżej 30 lat – poziom odniesienia, 30–34 oraz 35–39; grupa II: 40–54 lata – poziom odniesienia, 55–69 i 70 lat i więcej), *wiek mężczyzny* (mężczyzna 3 lub więcej lat starszy od kobiety, mężczyzna co najmniej rok młodszy od kobiety, mężczyzna w tym samym wieku co kobieta lub co najwyżej 2 lata starszy – poziom odniesienia), *miejsce zamieszkania* (0 – miasto, 1 – wieś), *status związku* (0 – małżeństwo; 1 – kohabitacja), *poprzednio żonaty/zamężna* (0 – respondent **nie** przebywał w związku małżeńskim z żadnym z poprzednich partnerów; 1 – respondent był w związku małżeńskim z przynajmniej jednym z poprzednich partnerów), *długość związku* (0 – związek trwa dłużej niż 5 lat w młodszej grupie par lub 10 lat w starszej grupie par; 1 – związek trwa 5/10 lat lub krócej). Ponadto, w stanie licznikowym modelu, reprezentującym rodzicielstwo, uwzględniono zmienną kontrolną opisującą fakt posiadania dzieci z poprzednich związków, tj. *partnerzy posiadają*

Beata Osiewalska

dzieci z poprzednich związków (0 – nie; 1 – tak). Zmiennej tej nie uwzględniono w stanie zerowym modelu, ze względu na to, że za pary bezdzietne uznano takie, które nie posiadają dzieci zarówno wspólnych, jak i z poprzednich związków.

W tabeli 1 przedstawiono strukturę rozważanych populacji ze względu na wybrane zmienne. Warto zauważyć, że w obu analizowanych grupach par najczęściej występującym modelem rodziny jest ten z dwojgiem dzieci. W starszej grupie respondentów udział rodzin wielodzietnych (troje lub więcej dzieci) jest prawie dwa razy większy niż rodzin z jednym dzieckiem. Odwrotnie jest w grupie par, w których partnerki są w wieku 25–39 lat, pośród których ponad dwukrotnie częściej występują rodziny mniej liczne. Odsetek par bezdzietnych w starszej grupie respondentów jest niski (poniżej 4%), podczas gdy w grupie młodszej co ósma para nie posiada (jeszcze) potomstwa.

Tabela 1. Struktura analizowanych par według zmiennych wybranych do badania

Table 1. Structure of analysed couples by variables selected for the study

	Struktura (%) Grupa I Partnerka w wieku 25–39 lat <i>Structure (%)</i> <i>Group I</i> <i>Female partners aged</i> <i>25–39</i>	Struktura (%) Grupa II Partnerka w wieku 40+ lat <i>Structure (%)</i> <i>Group II</i> <i>Female partners aged</i> <i>40+</i>
<i>Zmienna objaśniana / Response variable</i>		
Liczba dzieci		
0	12,5	3,8
1	33,1	17,5
2	40,3	45,9
3	10,5	20,4
4+	3,6	12,4
<i>Kluczowa zmienna objaśniająca / Key explanatory variable</i>		
Profil edukacyjny partnerów (wykształcenie kobiety–mężczyzny)		
podstawowe–podstawowe	1,2	10,1
średnie–średnie (ref.)	44,6	51,9
wyższe–wyższe	24,4	9,1
podstawowe–średnie	3,3	8,9
podstawowe–wyższe	0,03	0,1
średnie–wyższe	4,0	5,8
średnie–podstawowe	3,3	6,1
wyższe–podstawowe	0,4	0,2
wyższe–średnie	18,8	7,8

Wykształcenie par a (bez)dzietność w Polsce

Tabela 1. ciąg dalszy

Table 1. continued

	Struktura (%) Grupa I Partnerka w wieku 25–39 lat <i>Structure (%) Group I Female partners aged 25–39</i>	Struktura (%) Grupa II Partnerka w wieku 40+ lat <i>Structure (%) Group II Female partners aged 40+</i>
<i>Zmienne kontrolne / Control variables</i>		
Sektor pracy kobiety 0 – inny (ref.) 1 – publiczny	73,3 26,7	61,1 38,9
Sektor pracy mężczyzny 0 – inny (ref.) 1 – publiczny	78,6 21,4	69,5 30,5
Wiek kobiety 25–29 / 40–54 (ref.) 30–34 / 55–69 35–39 / 70 i więcej	22,4 36,9 40,7	40,7 45,8 13,5
Wiek mężczyzny mężczyzna młodszy od kobiety mężczyzna 0–2 lata starszy od kobiety (ref.) mężczyzna 3+ lat starszy od kobiety	14,7 41,9 43,4	16,9 36,0 47,1
Miejsce zamieszkania 0 – miasto (ref.) 1 – wieś	66,4 33,6	62,1 37,9
Status związku 0 – małżeństwo (ref.) 1 – kohabitacja	84,8 15,2	96,9 3,1
Poprzednio żonaty/zamężna 0 – nie (ref.) 1 – tak	91,5 8,5	93,1 6,9
Długość związku 0 – dłuższy niż 5/10 lat (ref.) 1 – trwający 5/10 lat lub mniej	75,8 24,2	96,5 3,5
Dzieci z poprzednich związków (uwzględniona tylko pośród rodziców) 0 – nie (ref.) 1 – tak	93,6 6,4	94,1 5,9
Wielkość próby / <i>Sample size</i>	2884	7532

Źródło: Dane GGS-PL.

Source: GGS-PL data.

Beata Osiewalska

W rezultacie analizy struktury par ze względu na profil edukacyjny wskazano, że w Polsce najczęściej występuje homogamia w wykształceniu średnim – w obu rozważanych grupach udział takich związków stanowi około połowę ogółu par (tabela 1). W młodszej grupie respondentów odsetek par o wykształceniu wyższym wyraźnie zwiększył się w porównaniu do grupy starszej, zmniejszył się natomiast udział partnerów z wykształceniem podstawowym. Wskazuje to na wzrost poziomu wykształcenia ludności. Pośród par, w których kobieta jest w wieku co najmniej 40 lat, frakcje par hipogamicznych i hipergamicznych są podobne (ok. 15–16%). Z kolei pośród młodszych respondentów odsetek par hipogamicznych jest już wyraźnie większy niż pośród starszych generacji (ok. 23%) i ponad trzykrotnie przewyższa udział par hipergamicznych (ok. 7%). Takie wyniki obrazują zmianę wzorca zawierania związków wywołaną znaczną przewagą wysoko wykształconych kobiet nad mężczyznami, w której tradycyjna hipergamia edukacyjna coraz częściej zostaje zastąpiona hipogamią (por. Esteve i in. 2012). Warto także zaznaczyć, że w podejściu bayesowskim mała liczebność par, w których kobieta ma wykształcenie podstawowe, a mężczyzna wyższe lub na odwrót nie stanowi ograniczenia w procesie estymacji parametrów modelu.

WYNIKI

ANALIZA OPISOWA DZIETNOŚCI WEDŁUG PROFILU EDUKACYJNEGO PAR

W analizowanej próbie respondentów średnia liczba dzieci pary wyraźnie różni się ze względu na poziom wykształcenia partnerów (rysunek 1). W obu analizowanych grupach wieku najwyższa dzietność obserwowana jest pośród par, w których przynajmniej jedno z partnerów posiada wykształcenie podstawowe (typy P-P, \acute{S} -P i P- \acute{S} ²). W grupie par, w których kobieta jest w wieku 25–39 lat średnia liczba dzieci pośród tych profili przekracza 2 dzieci, z kolei w starszej grupie respondentów potomstwo całkowite par o rozważanych profilach wynosi ponad 2,5 dziecka. Najniższa dzietność jest natomiast charakterystyczna dla partnerów, z których przynajmniej jedno zdobyło wyższy poziom wykształcenia (\acute{S} -W, W- \acute{S} i W-W). Posiadają oni poniżej 1,5 dziecka w młodszej grupie par oraz ok. 1,9 dziecka w grupie starszej. Tym samym w obu rozważanych grupach wieku wśród par homogamicznych im wyższy poziom wykształcenia partnerów tym mniejsza liczba dzieci. Z kolei pośród par heterogamicznych sprzyjające wyższej dzietności wydają się być związki hipergamiczne, w których mężczyzna jest lepiej wykształcony niż kobieta, a nie na odwrót (P- \acute{S} w porównaniu do \acute{S} -P oraz \acute{S} -W w porównaniu do W- \acute{S}). Tendencja ta jest szczególnie widoczna pośród młodszych respondentów. Nie mniej jednak w obu grupach wieku różnice pomiędzy dzietnością par hipo- i hipergamicznych są mniejsze niż różnice wynikające z poziomu wykształcenia partnerów. Dla przy-

² Profile edukacyjne typu P-W i W-P nie zostały uwzględnione na rysunkach 1–2 ze względu na niskie liczebności par o takich profilach w próbie.

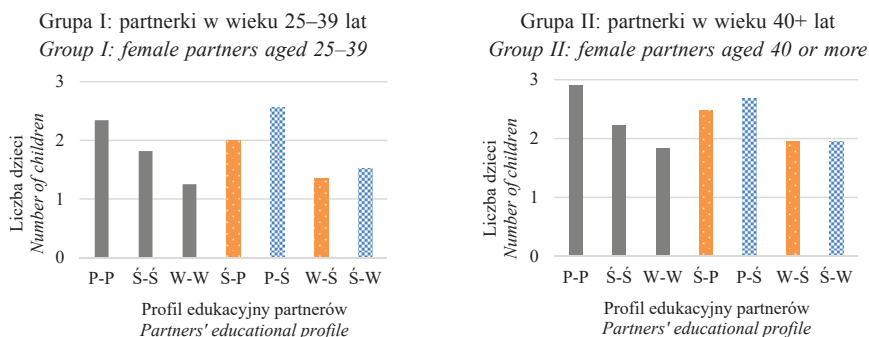
Wykształcenie par a (bez)dzietność w Polsce

kładu, w starszej grupie par w przypadku hipogamii i hipergamii analogicznego typu (np. Ś-P i P-Ś) różnice w średniej liczbie dzieci nie przekraczają wartości 0,25, podczas gdy różnice pomiędzy różnymi poziomami hipo- lub hipergamii (np. Ś-P i W-Ś) wynoszą już co najmniej 0,5 dziecka.

Odsetek par bezdzietnych różni się pomiędzy analizowanymi grupami (rysunek 2). W pierwszej grupie par, w których kobiety są w wieku 25–39 lat największy

Rysunek 1. Średnia liczba dzieci według profilu edukacyjnego partnerów

Figure 1. Mean number of children by partners' educational profile



Uwaga: Jednolitym kolorem szarym oznaczono profile homogamiczne, kolorem niebieskim z wzorem szachownicy profile hipergamiczne, a kolorem pomarańczowym w kropki profile hipogamiczne.

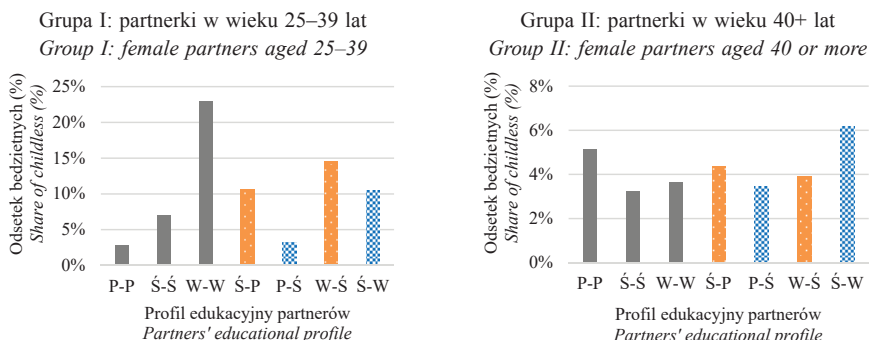
Note: Homogamy is marked in grey, hypergamy in checkered blue, and hypogamy in dotted orange.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GGS-PL.

Source: Own calculations based on the GGS-PL sample.

Rysunek 2. Odsetek par bezdzietnych (%) według profilu edukacyjnego partnerów

Figure 2. Share of childless couples by partners' educational profile



Uwaga: Jednolitym kolorem szarym oznaczono profile homogamiczne, kolorem niebieskim z wzorem szachownicy profile hipergamiczne, a kolorem pomarańczowym w kropki profile hipogamiczne,

Note: Homogamy is marked in grey, hypergamy in checkered blue, and hypogamy in dotted orange,

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GGS-PL.

Source: Own calculations based on the GGS-PL sample.

Beata Osiewalska

udział par bezdzietnych występuje pośród par o wysokim poziomie wykształcenia obojga partnerów (typ W-W) i prawie co czwarta para o tym profilu nie posiada (jeszcze) potomstwa. Najniższy odsetek bezdzietnych występuje z kolei pośród par, w których oboje partnerów lub tylko kobieta posiada wykształcenie podstawowe (typy P-P i P-Ś, ok. 3%). W grupie respondentów, którzy zakończyli już reprodukcję największy udział par bezdzietnych, przekraczający 5% ogółu par, występuje pośród partnerów o najniższym poziomie wykształcenia (P-P) oraz pośród par hipergamicznych, w których kobieta ukończyła wykształcenie średnie, a mężczyzna wyższe (Ś-W). Najniższy odsetek bezdzietności występuje natomiast pośród par homogamicznych o średnim poziomie wykształcenia (Ś-Ś).

PROFIL EDUKACYJNY PARY JAKO DETERMINANTA DZIETNOŚCI

Wpływ poszczególnych charakterystyk pary na jej zachowania reprodukcyjne odzwierciedlony jest poprzez brzegowe rozkłady *a posteriori* hiperparametrów modelu. W dalszej części pracy zaprezentowane i omówione zostaną wartości oczekiwane tych rozkładów wraz z miarami istotności parametru (*MI*). Miara istotności wyraża prawdopodobieństwo *a posteriori*, że dany parametr przyjmie wartość zero lub będzie mieć znak przeciwny do swojej wartości oczekiwanej. Dla parametru θ_i można to zapisać jako $P(\theta_i < 0 | Y)$, gdy $E(\theta_i | Y) \geq 0$ lub $P(\theta_i > 0 | Y)$ w przeciwnym przypadku. Jest to zatem miara prawdopodobieństwa, odpowiednio, ujemnego bądź dodatniego przedziału wartości parametru z zerem włącznie. W niniejszej analizie zakłada się, że jeżeli miara istotności parametru jest mniejsza od 0,1, to zmienna odpowiadająca temu parametrowi ma istotny wpływ na zmienną objaśnianą.

Interpretacja wartości oczekiwanych *a posteriori* parametrów modelu jest następująca: W stanie zerowym, podobnie jak w modelu regresji logistycznej, wraz ze wzrostem danej zmiennej o jedną jednostkę szansa bezdzietności zmienia się tylokrotnie, ile wynosi eksponens danego parametru (iloraz szans). Z kolei w stanie licznikowym, wartości oczekiwane *a posteriori* parametrów interpretowane są tak, jak w standardowym modelu Poissona – wzrost zmiennej objaśniającej o jedną jednostkę wywołuje zmianę średniej oczekiwanej liczby dzieci w subpopulacji rodziców (odzwierciedlonej przez λ) o czynnik równy eksponensowi danego parametru (ryzyko względne).

Wartości oczekiwane brzegowych rozkładów *a posteriori* parametrów modelu wraz z miarami istotności dla obu analizowanych grup respondentów przedstawiono w tabeli 2. Wielkości prezentowane dla zmiennych nieistotnych statystycznie (dla których miara istotności jest wyższa od 0,1) oznaczono kolorem szarym. Ponadto, w tabeli 3 zaprezentowano średnie prawdopodobieństwo bezdzietności i liczbę dzieci w obu grupach par, obliczone na podstawie oszacowanego modelu. Warto przypomnieć, że w grupie par, w których kobiety są w wieku co najmniej 40 lat, analizie podlegać będzie płodność ukończona a otrzymane wyniki dotyczyć będą efektu quantum (liczba potomstwa całkowitego). Z kolei pośród tych związ-

Wykształcenie par a (bez)dzietność w Polsce

ków, w których kobieta jest w wieku 25–39 lat, analiza dotyczyć będzie liczby posiadanych dotychczas dzieci, a wyniki interpretowane będą w kontekście efektu tempa. Należy jednak mieć na uwadze, że również w przypadku tej grupy otrzymane wyniki mogą mieć w przyszłości odzwierciedlenie w poziomie płodności ukończonej.

Zaczynając od analizy determinant **bezdzietności**, należy zaznaczyć, że profil edukacyjny istotnie wpływa na prawdopodobieństwo bezdzietności, zarówno pośród par, które zakończyły karierę reprodukcyjną (partnerki w wieku 40 lat lub więcej), jak i pośród tych, które są w wieku rozrodczym (partnerki w wieku 25–39 lat). Na podstawie analizy młodszej grupy respondentów, okazało się, że na tempo przejścia do stanu rodzicielstwa istotny wpływ ma poziom wykształcenia partnerów – pary homogamiczne o podstawowym poziomie wykształcenia (P-P) najszybciej decydują się na rodzicielstwo spośród wszystkich analizowanych par (tabela 2). Natomiast pary o wysokim poziomie wykształcenia (W-W) odraczają decyzję o urodzeniu pierwszego dziecka i zostają rodzicami najpóźniej (lub najrzadziej) spośród wszystkich analizowanych par – posiadają tym samym najwyższe prawdopodobieństwo odraczania rodzicielstwa równe 0,27 (zob. tabela 3). W konsekwencji, wpływ poziomu wykształcenia na tempo przejścia ze stanu bezdzietności do rodzicielstwa jest negatywny (zgodnie z hipotezą H2b). Co ciekawe, o ile młode pary o podstawowym poziomie wykształcenia szybciej decydują się na pierwsze dziecko, o tyle w starszej grupie par podstawowe wykształcenie obojga partnerów zwiększa prawdopodobieństwo bezdzietności (zgodnie z hipotezą H2a). Wyższe wykształcenie obojga partnerów nie ma istotnego wpływu na bezdzietność par (tabela 2), zatem prawdopodobieństwo bezdzietności jest porównywalne do tego występującego pośród partnerów o średnim poziomie wykształcenia (sprzecznie z hipotezą H2a, zob. tabela 3). Wynik ten sugeruje występowanie równie silnej potrzeby pozostania rodzicem lub równie silnej presji społecznej na posiadanie dzieci zarówno pośród par o najwyższym jak i o średnim poziomie wykształcenia, pomimo że ci pierwsi ze względu na wyższe wykształcenie mają też więcej możliwości wyboru konkurencyjnych z rodzicielstwem stylów życia (Lesthaeghe i van de Kaa 1986). Jest to zgodne z dotychczasowymi badaniami, które zwracają uwagę na to, że w krajach Europy Środkowo-Wschodniej, w tym w Polsce, poziom bezdzietności „z wyboru” jest jednym z najniższych w Europie (Mynarska 2013, Miettinen i Szalma 2014, Miettinen i in. 2015, Beaujouan i in. 2016).

Pośród par heterogamicznych wpływ profilu edukacyjnego na prawdopodobieństwo bezdzietności różni się pomiędzy analizowanymi grupami. Pośród par, w których kobiety są w wieku zdolności rozrodczej (25–39 lat) hipergamia w najniższych poziomach wykształcenia (podstawowe-średnie) sprzyja wczesnemu rodzicielstwu (tabela 2). Z kolei pary hipogamiczne o wykształceniu najwyższym, w których kobieta posiada wykształcenie wyższe, a mężczyzna średnie (W-Ś), odraczają decyzję o pozostaniu rodzicami. Oba te wnioski są zgodne z postawioną wcześniej hipotezą H4a, dotyczącą pozytywnego wpływu hipergamii i negatywnego wpływu

Wykształcenie par a (bez)dzietność w Polsce

Wiek męczyzny (ref. 0–2 lata starszy od kobiety)									
3+ lat starszy od kobiety	-0,299	0,030	-0,114	0,253	0,081	0,058	0,059	0,010	
młodszy od kobiety	-0,085	0,334	0,334	0,044	-0,086	0,124	-0,062	0,030	
Miejsce zamieszkania (ref. miasto)									
wieś	-0,382	0,014	-0,402	0,009	0,236	0,000	0,210	0,000	
Status związku (ref. małżeństwo)									
kohabitacja	1,587	0,000	0,386	0,146	-0,085	0,171	-0,155	0,020	
Poprzednio żonaty/zamężna	-1,258	0,000	-0,317	0,148	0,305	0,003	0,142	0,006	
Długość związku (ref. więcej niż 5 / 10 lat)									
5 / 10 lat lub mniej	1,177	0,000	1,321	0,000	-0,512	0,000	-0,060	0,194	
Dzieci z poprzednich związków									
Liczba par / Sample size	361		284		2523		7245		

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GGS-PL.
 Source: Own computations based on the GGS-PL sample.

Beata Osiewalska

hipogamii na tempo przejścia ze stanu bezdzietności do rodzicielstwa. W starszej grupie par, w których kobiety są w wieku 40 lat lub więcej, sprzecznie w wcześniejszymi oczekiwaniami okazało się, że hipergamia partnerów o najwyższych poziomach wykształcenia (kobieta z wykształceniem średnim, mężczyzna z wyższym) istotnie zwiększa prawdopodobieństwo bezdzietności – jest ono najwyższe spośród wszystkich analizowanych par (tabela 3). Jest to zaskakujący rezultat co najmniej z dwóch powodów. Po pierwsze, pary hipergamiczne odzwierciedlają tradycyjny schemat zawierania związków, w którym mężczyzna jest lepiej wykształcony od kobiety. Można by zatem przypuszczać, że również podział ról pomiędzy partnerami będzie tradycyjny (mężczyzna ukierunkowany na zapewnienie większości środków materialnych, kobieta bardziej skoncentrowana na opiece nad domem i dziećmi, zob. Kocot-Górecka 2015). Do takiego modelu rodziny dostosowano politykę rodzinną w Polsce, co sugeruje relatywnie dobre warunki rozwoju rodziny w porównaniu do modeli hipogamicznych. Po drugie, w hipergamicznym typie związku koszty alternatywne posiadania potomstwa są niższe niż w parach hipogamicznych, głównie ze względu na możliwość specjalizacji partnerów zgodnie z panującym tradycyjnym postrzeganiem ról płci (Becker 1991). Powinno to zachęcać parę do posiadania dzieci, w szczególności w sytuacji stabilności materialnej, która często jest osiągnięta przy wysokim wykształceniu mężczyzny. Okazuje się jednak, że jest inaczej. Podejmując próbę wyjaśnienia negatywnego wpływu hipergamii w najwyższych poziomach wykształcenia na szansę rodzicielstwa warto zwrócić uwagę na to, że wynik ten otrzymano w grupie par, w których kobiety są w wieku co najmniej 40 lat. W związku z tym znaczna część tych par zakładała rodziny w okresie socjalizmu, w którym wyższe wykształcenie mężczyzny niekoniecznie wiązało się z wyższymi zarobkami (zob. Giza-Poleszczuk 2002, Domański 2004). Dysonans pomiędzy aspiracjami wysoko wykształconych mężczyzn a rzeczywistością mógł powodować brak satysfakcji z bieżącej sytuacji i stałe poszukiwanie nowych możliwości, podczas gdy rozwój rodziny schodził na dalszy plan. Ponadto, można przypuszczać, że hipergamia w najwyższych poziomach wykształcenia związana była także z wysokimi aspiracjami kobiet względem poziomu i stylu życia.

Spośród zmiennych kontrolnych, prawdopodobieństwo odrzucenia rodzicielstwa oraz prawdopodobieństwo bezdzietności jest mniejsze, gdy kobieta pracuje w sektorze publicznym, zapewniającym stabilniejsze zatrudnienie i tym samym lepsze warunki godzenia macierzyństwa z pracą. Wyniki te są zgodne z rezultatami poprzednich badań (zob. np. Andersson i Neyer 2012, Osiewalska 2015). W grupie par w wieku zdolności rozrodczej im starsza kobieta tym mniejsze prawdopodobieństwo nieposiadania dzieci. Pary, w których mężczyzna jest starszy od kobiety o co najmniej 3 lata wcześniej (lub częściej) decydują się na pozostanie rodzicami. Ponadto, prawdopodobieństwo odrzucenia rodzicielstwa jest mniejsze jeżeli respondent przebywał już w związku małżeńskim z jednym z poprzednich partnerów. Również zamieszkiwanie na wsi sprzyja wcześniejszej decyzji o pozostaniu rodzicem. Z kolei związki kohabitacyjne oraz te związki, które trwają 5 lat lub krócej

Wykształcenie par a (bez)dzietność w Polsce

sprzyjają odrzucaniu rodzicielstwa. Na bezdzietność par, które zakończyły karierę reprodukcyjną, wpływa wiek kobiety – im starsza tym większe prawdopodobieństwo bezdzietności. Jest to zgodne z U-kształtnym przebiegiem poziomu bezdzietności w czasie, w którym minimum przypada na generacje kobiet urodzonych na przełomie lat 50. i 60. XX w. (zob. Sobotka 2017). Pary, w których mężczyzna jest młodszy od kobiety posiadają większe ryzyko bezdzietności. Ponadto krótki czas trwania związku (10 lat lub mniej) zwiększa prawdopodobieństwo bezdzietności. Wreszcie partnerzy mieszkający na wsi rzadziej pozostają bezdzietni niż pary zamieszkujące w miastach.

Przechodząc do analizy **dzietności** par, które już zostały rodzicami, należy ponownie zauważyć, że obserwowane prawidłowości różnią się pomiędzy dwiema grupami par. Pośród tych, którzy są w wieku zdolności rozrodczej (kobiety w wieku 25–39 lat) zarówno partnerzy o wysokim poziomie wykształcenia (typ W-W), jak i pary hipogamiczne, w których kobieta jest wysoko wykształcona, a mężczyzna ukończył wykształcenie średnie (typ W-Ś), odraczają kolejne urodzenia lub preferują mniejsze rodziny niż pozostałe pary (zgodnie z hipotezą H1 i H3, zob. tabela 2). Tym samym średnia liczba dzieci pośród takich par jest najniższa i nie przekracza wartości 1,2 (tabela 3). Z kolei hipergamia partnerów o niskich poziomach wykształcenia (kobieta podstawowe, mężczyzna średnie) sprzyja większej liczbie (dotychczas posiadanych) dzieci (zgodnie z hipotezą H3). W starszej grupie par, które zakończyły już karierę reprodukcyjną, widoczny jest wyraźny negatywny wpływ wykształcenia partnerów na ich dzietność (zgodnie z H1). Pary o najwyższych poziomach wykształcenia, niezależnie od typu związku (homogamia, hipogamia, hipergamia) zakładają najmniej liczne rodziny (poniżej dwojga dzieci, zob. tabela 3), podczas gdy pary o najniższych poziomach wykształcenia mają najwięcej potomstwa (średnio powyżej 2,5 dziecka, tabela 3). Okazuje się zatem, że różny poziom wykształcenia partnerów – to, czy kobieta czy mężczyzna, ma wyższy poziom wykształcenia – jest mniej istotny dla liczby dzieci posiadanych przez parę. Kluczowe znaczenie ma poziom wykształcenia partnerów. Niewielkie różnice w dzietności par, w szczególności pośród niższych poziomów wykształcenia, są widoczne pomiędzy profilami hipo- i hipergamicznymi (przy czym większe rodziny, zgodnie z hipotezą H3, zdają się zakładać ci drudzy).

W grupie zmiennych kontrolnych pozytywny wpływ na dzietność par w wieku zdolności rozrodczej ma wiek kobiety – im starsza tym większa liczba posiadanych dzieci. W obu grupach par jeśli mężczyzna jest starszy od partnerki, liczebność rodziny jest większa. W starszych generacjach posiadanie młodszego partnera ogranicza liczbę potomstwa. Następnie, partnerzy mieszkający na wsi oraz ci, którzy posiadają dzieci z poprzednich związków lub zawierali już związki małżeńskie z poprzednimi partnerami, mają większą średnią liczbę dzieci i liczniejsze potomstwo całkowite niż pozostałe pary. Z kolei negatywnie na wielkość rodziny wpływa kohabitacja (statystycznie istotnie tylko w grupie starszej) oraz krótki czas trwania związku (istotnie tylko w grupie młodszej).

Tabela 3. Wartości oczekiwane rozkładów *a posteriori* prawdopodobieństwa bezdzietności oraz średniej liczby dzieci według profilu edukacyjnego par
 Table 3. *Posterior mean probability of childlessness and expected number of children by couples' educational profile*

Profil edukacyjny (wykształcenie kobiety–mężczyzny) <i>Educational profile (female–male educational level)</i>	Średnie prawdopodobieństwo odraczenia rodzicielstwa / średnie prawdopodobieństwo bezdzietności <i>Mean probability of postponing parenthood / mean probability of childlessness</i>		Średnia liczba dzieci / średnie potomstwo całkowite <i>Mean number of children</i>	
	Partnerki w wieku 25–39 lat <i>Female partners aged 25–39</i>	Partnerki w wieku 40+ lat <i>Female partners aged 40+</i>	Partnerki w wieku 25–39 lat <i>Female partners aged 25–39</i>	Partnerki w wieku 40+ lat <i>Female partners aged 40+</i>
podstawowe–podstawowe <i>low–low</i>	0,051	0,042	1,58	2,55
średnie–średnie <i>medium–medium</i>	0,121	0,028	1,38	2,09
wyższe–wyższe <i>high–high</i>	0,266	0,031	1,07	1,85
średnie–podstawowe <i>medium–low</i>	0,146	0,038	1,39	2,24
podstawowe–średnie <i>low–medium</i>	0,053	0,030	1,75	2,39
wyższe–średnie <i>high–medium</i>	0,157	0,033	1,19	1,88
średnie–wyższe <i>medium–high</i>	0,109	0,049	1,34	1,93
wyższe–podstawowe <i>high–low</i>	0,284	0,030	1,09	2,26
podstawowe–wyższe <i>low–high</i>	0,208	0,034	1,26	1,94

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GGS-PL.
 Source: *Own computations based on the GGS-PL sample.*

PODSUMOWANIE

Reasumując wyniki badań opisanych w niniejszej pracy, należy stwierdzić, że potwierdzona została zależność między zachowaniami prokreacyjnymi par w Polsce a ich profilem edukacyjnym, tj. poziomem wykształcenia obojga partnerów oraz tym, które z nich, kobieta czy mężczyzna, ma wyższy poziom wykształcenia. Rozważone zostały dwie grupy par. Pierwsza z nich to pary, które z dużym prawdopodobieństwem mogą jeszcze wydać na świat potomstwo (kobiety są w wieku 25–39 lat), drugą stanowią te związki, które na ogół zakończyły już karierę reprodukcyjną (partnerki w wieku 40 lat lub więcej). W obu grupach rozważono wpływ profilu edukacyjnego pary na prawdopodobieństwo bezdzietności (w młodszej grupie traktowanego jako prawdopodobieństwo odrzucania rodzicielstwa) oraz średniej liczby dzieci.

W kontekście odrzucania rodzicielstwa i bezdzietności par sformułowano następujące wnioski. Analiza par, które zakończyły już reprodukcję pozwoliła stwierdzić, że prawdopodobieństwo bezdzietności jest relatywnie wysokie pośród par, w których oboje partnerów posiada wykształcenie podstawowe. Taki wynik może wskazywać na finansowe bariery rodzicielstwa, zarówno bezpośrednie (brak środków na utrzymanie potomstwa), jak i pośrednie, związane z brakiem środków na wykrycie i leczenie niepłodności, ubogą dietą czy koniecznością wykonywania ciężkiej pracy fizycznej. Co ciekawe, wysokie prawdopodobieństwo bezdzietności występuje także pośród par hipergamicznych, w których mężczyzna posiada wykształcenie wyższe, a kobieta średnie. Wynik ten jest zaskakujący i nie znalazł potwierdzenia w młodszej grupie par. Sugeruje to występowanie swoistych ograniczeń rozwoju rodziny pośród partnerów hipergamicznych o wysokich poziomach wykształcenia, których wiek zdolności reprodukcyjnej przypadł na okres socjalizmu. W młodszej grupie par zgodnie z oczekiwaniami okazało się, że poziom wykształcenia partnerów wywiera negatywny wpływ na tempo przejścia ze stanu bezdzietności do stanu rodzicielstwa. Oznacza to, że partnerzy z wykształceniem wyższym istotnie odraczają rodzicielstwo (lub częściej pozostaną bezdzietni) w porównaniu do par o niższych poziomach wykształcenia. Ponadto wskazano, że hipergamia edukacyjna mężczyzny z wykształceniem średnim i kobiety z wykształceniem podstawowym sprzyja wcześniejszej decyzji o posiadaniu pierwszego dziecka. Co więcej, hipogamia edukacyjna mężczyzny z wykształceniem średnim i kobiety z wykształceniem wyższym skłania pary do opóźniania decyzji o urodzeniu pierwszego dziecka. Wskazuje to na korzystniejsze warunki przejścia ze stanu bezdzietności do rodzicielstwa występujące pośród par hipergamicznych, czyli takich, w których to mężczyzna jest lepiej wykształcony od kobiety, a nie na odwrót.

W zakresie dzietności par wskazano na występowanie następujących prawidłowości. Pośród par, które zakończyły już karierę reprodukcyjną poziom wykształcenia obojga partnerów ma negatywny wpływ na potomstwo całkowite. Pary z wykształceniem wyższym mają przeciętnie aż o ok. 0,7 dziecka mniej niż pary z wykształ-

Beata Osiewalska

ceniem podstawowym. Natomiast różny poziom wykształcenia partnerów – to, czy kobieta czy mężczyzna, ma wyższy poziom wykształcenia – jest mniej istotny dla liczby potomstwa całkowitego. Kluczowe znaczenie w dzietności starszych generacji ma zatem poziom wykształcenia partnerów, a nie to, które z partnerów jest lepiej wykształcone. W młodszej grupie par (partnerki w wieku 25–39 lat) liczba dzieci, podobnie jak w starszych generacjach, jest negatywnie skorelowana z poziomem wykształcenia obojga partnerów. Może to być spowodowane zarówno odraczaniem kolejnych urodzeń, jak i tendencją do posiadania mniejszej liczby potomstwa. Tym razem wyraźne różnice wystąpiły w dzietności par hipogamicznych. Okazało się, że pary hipogamiczne, w których kobieta jest wysoko wykształcona ograniczają dalszy rozwój rodziny. Z kolei hipergamia partnerów o niskich poziomach wykształcenia (kobieta podstawowe, mężczyzna średnie) sprzyja większej liczbie dotychczas posiadanych dzieci. Podobnie zatem jak w przypadku przejścia ze stanu bezdzietności do rodzicielstwa, również warunki dalszego rozwoju rodziny wśród młodych respondentów są korzystniejsze wśród par hipergamicznych.

W świetle zaprezentowanych wniosków warto zwrócić uwagę na następujące kwestie. Istotne jest, że wzrost liczby osób wysoko wykształconych nie musi oznaczać utrzymywania się niskiej dzietności w Polsce. Przykłady innych krajów europejskich, w tym przede wszystkim krajów skandynawskich i Francji wskazują na możliwość zmiany kierunku zależności pomiędzy poziomem wykształcenia a dzietnością młodszych kohort na U-kształtny (z najmniejszą liczbą dzieci występującą wśród par o średnim poziomie wykształcenia) lub pozytywny (zob. np. Kravdal i Rindfuss 2008, Andersson i in. 2009, Wood i in. 2014, Osiewalska 2017). Kluczowe jednakże jest zrozumienie potrzeb współczesnych par i opracowanie odpowiednich mechanizmów mających na celu wsparcie rodzin. W tym względzie wydaje się, że o ile ograniczenia finansowe w rozwoju rodziny są ważne (o czym może świadczyć wyższy poziom bezdzietności występujący wśród par o najniższym poziomie wykształcenia), to dla większości par największą barierą zdają się być trudności w godzeniu kariery zawodowej z życiem rodzinnym. Te trudności są szczególnie istotne dla osób z wysokim poziomem wykształcenia, których udział w Polsce stale wzrasta. Z pozafinansowych rozwiązań mających na celu wsparcie rodzin ważne jest zapewnienie sprzyjających warunków na rynku pracy oraz odciążenie kobiet w opiece nad dziećmi (McDonald 2006, Matysiak 2011, Goldscheider i in. 2015). To drugie może być osiągnięte poprzez wzrost dostępności publicznej opieki nad małymi dziećmi oraz promocję zaangażowania mężczyzn w obowiązki domowe i opiekę nad potomstwem.

ŹRÓDŁA FINANSOWANIA

Badanie zostało współfinansowane ze środków na utrzymanie potencjału badawczego (badania statutowe) przyznanych Wydziałowi Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie w 2017 r.

Badanie zostało przygotowane w ramach projektu „Generacje, rodziny i płeć kulturowa (GG-PL)” finansowanego przez Narodowe Centrum Nauki na podstawie umowy 2013/08/M/HS4/00421.

BIBLIOGRAFIA

- Andersson G., Knudsen L.B., Neyer G., Teschner K., Rønsen M., Lappegård T., Skrede K., Vikat A., 2009, *Cohort fertility patterns in the Nordic countries*, „Demographic Research”, 20(14), 313–351.
- Andersson G., Neyer G., 2012, *Gendering occupation and fertility. A comparison between Danish women's and men's childbearing behavior by occupational branches*, Referat zaprezentowany na European Population Conference, Sztokholm, 13–16 czerwca 2012.
- Balcerzak-Paradowska B., 2004, *Rodzina i polityka rodzinna na przełomie wieków. Przemiany, zagrożenia, potrzeba działań*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa.
- Barthold J.A., Myrskylä M., Jones O.R., 2012, *Childlessness drives the sex difference in the association between income and reproductive success of modern Europeans*, „Evolution and Human Behavior”, 3, 628–638.
- Baudin T., de la Croix D., Gobbi P., 2014, *Development Policies when Accounting for the Extensive Margin of Fertility*, IRES working paper, Louvain: Université Catholique de Louvain.
- Bauer G., Jacob M., 2009, *The influence of partners' education on family formation*, EQUALSOC Working Paper 2009/4.
- Bauer G., Kneip T., 2013, *Fertility From a Couple Perspective: A Test of Competing Decision Rules on Proceptive Behaviour*, „European Sociological Review”, 29(3), 535–548.
- Beaujouan E., Brzozowska Z., Zeman K., 2016, *The limited effect of increasing educational attainment on childlessness trends in twentieth century Europe, women born 1916–65*, „Population Studies”, 70(3), 275–291.
- Becker G.S., 1960, *An Economic Analysis of Fertility* [w:] *Demographic and Economic Change in Developed Countries* (s. 209–231), Universities – National Bureau Committee for Economic Research Conference Series 11, Princeton University Press, Princeton.
- Becker G.S., 1991, *A Treatise on the Family. Enlarged edition*, Harvard College, Cambridge.
- Becker G.S., Lewis H.G., 1973, *On the interaction between the quantity and quality of children*, „Journal of Political Economy”, 81(2), 279–288.
- Berent J., 1970, *Causes of fertility decline in Eastern Europe and the Soviet Union: Part I. The influence of demographic factors*, „Population Studies”, 24(1), 35–58.
- Berrington A., Stone J., Beaujouan E., 2015, *Educational differences in timing and quantum of childbearing in Britain*, „Demographic Research”, 33(26), 733–764.
- Bobrowicz B., 2016, *Rodzicielstwo później, ale czy kolejne dzieci pojawiają się szybciej?* [w:] I.E. Kotowska, A. Matysiak, M. Mynarska (red.), *Od opuszczenia domu rodzinnego do przejścia na emeryturę. Życie Polaków w świetle danych z badania ankietowego „Generacje i Rodziny”*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.
- Brzozowska Z., 2014, *Fertility and education in Poland during state socialism*, „Demographic Research”, 31(12), 319–336.
- Cameron A.C., Trivedi P.K., 1998, *Regression analysis of count data*, Cambridge University Press, New York.
- Corijn M., Liefbroer A.C., de Jong Gierveld J., 1996, *It takes two to tango, doesn't it? The influence of couple characteristics on the timing of the birth of the first child*, „Journal of Marriage and the Family”, 58(1), 117–126.
- Domański H., 2004, *O ruchliwości społecznej w Polsce*, IFiS PAN, Warszawa.
- Esteve A., García-Román J., Permanyer I., 2012, *The Gender-Gap Reversal in Education and Its Effect on Union Formation: The End of Hypergamy?*, „Population and Development Review”, 38(3), 535–546.
- Fieder M., Huber S., 2007, *The effects of sex and childlessness on the association between status and reproductive output in modern society*, „Evolution and Human Behavior”, 28, 392–398.
- Frejka T., 2008, *Overview Chapter 5: Determinants of family formation and childbearing during the societal transition in Central and Eastern Europe*, „Demographic Research”, 19(7), 139–170.
- Giza-Poleszczuk A., 2002, *Rodzina i system społeczny*, [w:] M. Marody (red.), *Wymiary życia społecznego* (s. 272–301), Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa.

Beata Osiewalska

- Goldscheider F.K., 2000, *Men, children and the future of the family in the third millennium*, „Futures”, 32(6), 525–538.
- Goldscheider F.K., Bernhardt E., Lappegård T., 2015, *The gender revolution: A framework for understanding changing family and demographic behavior*, „Population and Development Review”, 41(2), 207–239.
- Holzer-Żelaźewska D., Tymicki K., 2009, *Cohort and period fertility of Polish women 1945–2008*, „Studia Demograficzne”, 155(1), 48–69.
- Jalovaara M., Miettinen A., 2013, *Does his paycheck also matter? The socioeconomic resources of co-residential partners and entry into parenthood in Finland*, „Demographic Research”, 28(31), 881–916.
- Kocot-Górecka K., 2015, *Kulturowe role płci i dzietność w Polsce i Norwegii*, „Studia Demograficzne”, 2(168), 61–88.
- Kotowska I.E., Józwiak J., Matysiak A., Baranowska A., 2008, *Poland: Fertility decline as a response to profound societal and labour market changes*, „Demographic Research”, 19(22), 795–854.
- Kotowska I.E., Łątkowski W., 2016, *Badanie „Rodziny i Generacje” podstawą diagnozowania przemian demograficznych w Polsce* [w:] I.E. Kotowska, A. Matysiak, M. Mynarska (red.), *Od opuszczenia domu rodzinnego do przejścia na emeryturę. Życie Polaków w świetle danych z badania ankietowego „Generacje i Rodziny”*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.
- Koytcheva E., Philipov D., 2008, *Bulgaria: Ethnic differentials in rapidly declining fertility*, „Demographic Research”, 19(13), 361–402.
- Kravdal Ø., 1994, *The importance of economic activity, economic potential and economic resources for the timing of first births in Norway*, „Population studies”, 48(2), 249–267.
- Kravdal Ø., Rindfuss R.R., 2008, *Changing Relationships between Education and Fertility: A Study of Women and Men Born 1940 to 1964*, „American Sociological Review”, 73(5), 854–873.
- Kreyenfeld M., 2002, *Time-squeeze, partner effect or self-selection? An investigation into the positive effect of women's education on second birth risks in West Germany*, „Demographic research”, 7(2), 15–48.
- Kreyenfeld M., 2004, *Fertility decisions in the FRG and GDR: An analysis with data from the German Fertility and Family Survey*, „Demographic Research”, 3(11), 275–318.
- Lesthaeghe R., van de Kaa D., 1986, *Twee Demografische Transitie? [w:] R. Lesthaeghe, D. van de Kaa (red.), Groei of Krimp? Book volume of 'Mens en Maatschappij' (s. 9–24)*, Van Loghum-Slaterus.
- Long J.S., Freese J., 2006, *Regression models for categorical dependent variables using Stata*, Stata press.
- Marzec J., Osiewalski J., 2012, *Dwuwymiarowy model typu ZIP-CP w łącznej analizie zmiennych licznikowych*, „Folia Oeconomica Cracoviensia”, 53, 5–20.
- Matysiak A., 2011, *Interdependencies between fertility and women's labour supply*, Springer Science & Business Media, vol. 17.
- McDonald P., 2000, *Gender equity, social institutions and the future of fertility*, „Journal of Population Research”, 17, 1–16.
- McDonald P., 2006, *Low fertility and the state: The efficacy of policy*, „Population and Development Review”, 32(3), 485–510.
- Melkersson M., Rooth D.O., 2000, *Modeling female fertility using inflated count data models*, „Journal of Population Economics”, 13(2), 189–203.
- Miettinen A., Rotkirch A., Szalma I., Donno A., Tanturri M.L., 2015, *Increasing childlessness in Europe: time trends and country differences*, Families And Societies Working Paper 33, Stockholm University, Stockholm.
- Miettinen A., Szalma I., 2014, *Childlessness intentions and Ideals in Europe*, „Finnish Yearbook of Population Research”, 49, 31–55.
- Miranda A., 2010, *A double-hurdle count model for completed fertility data from the developing world*, Department of Quantitative Social Science Working Paper No. 1001, University of London, London.
- Mullahy J., 1986, *Specification and testing of some modified count data models*, „Journal of econometrics”, 33(3), 341–365.
- Muresan C., Hoem J.M., 2010, *The negative educational gradients in Romanian fertility*, „Demographic Research”, 22(4), 95–114.

 Wykształcenie par a (bez)dzietność w Polsce

- Mynarska M., 2013, Bezdzielnosc–wybór, ograniczenia, czy splot okolicznosci? Jakościowa analiza procesu pozostawiania bezdzietną, [w:] *Family Forum* (s. 55–77), Uniwersytet Opolski, Opole.
- Mynarska M., Brzozowska Z., 2016, Później, czy wcale? Plany prokreacyjne osób bezdzietnych [w:] I.E. Kotowska, A. Matysiak, M. Mynarska (red.), *Od opuszczenia domu rodzinnego do przejścia na emeryturę. Życie Polaków w świetle danych z badania ankietowego „Generacje i Rodziny”*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.
- Ni Bhrolcháin M., Beaujouan É., 2012, *Fertility postponement is largely due to rising educational enrolment*, „Population studies”, 66(3), 311–327.
- OECD Family database, 2017, Zasób internetowy, <http://www.oecd.org/social/family/database.htm> (data dostępu: 01.08.2017).
- Osiewalski J., 2001, *Ekonometria bayesowska w zastosowaniach*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Kraków.
- Osiewalska B., 2015, *Couples' socioeconomic resources and completed fertility in Poland*, „Studia Demograficzne”, 1(167), 31–60.
- Osiewalska B., 2017, *Childlessness and fertility by couples' educational gender (in) equality in Austria, Bulgaria, and France*, „Demographic Research”, 37(12), 325–362.
- Rybińska A., 2016, Jak młode pokolenia wchodzi w dorosłość [w:] I.E. Kotowska, A. Matysiak, M. Mynarska (red.), *Od opuszczenia domu rodzinnego do przejścia na emeryturę. Życie Polaków w świetle danych z badania ankietowego „Generacje i Rodziny”*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.
- Santos Silva J., Covas F., 2000, *A modified hurdle model for completed fertility*, „Journal of Population Economics”, 13(2), 173–188.
- Sobotka T., 2017, *Childlessness in Europe: Reconstructing long-term trends among women born in 1900–1972*, [w:] M. Kreyenfeld, D. Konietzka (red.), *Childlessness in Europe. Contexts, Causes, and Consequences*, Springer.
- Soja E., 2005, *Hipoteza Easterlina w świetle zachowań prokreacyjnych generacji urodzonych w latach 1942–1966 w Polsce*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Stonawski M., 2009, *The Formation of Human Capital in Central-East European Countries during the Period of Socio-economic Transition*, „Studia i Prace Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie”, 6, 149–162.
- Szelewa D., 2014, *Polityka wobec rodziny i rodzicielstwa w Polsce: w pulapce konserwatyzmu?*, Warszawskie Debaty o Polityce Społecznej nr 13, Friedrich-Ebert-Stiftung.
- Szklarska M., 2017, *Aktywność zawodowa par a kształtowanie się modelu rodziny w Polsce*, Rozprawa doktorska, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie.
- Tymicki K., 2016, *Odraczanie urodzenia pierwszego dziecka a realizacja zamierzeń rodzicielskich* [w:] I.E. Kotowska, A. Matysiak, M. Mynarska (red.), *Od opuszczenia domu rodzinnego do przejścia na emeryturę. Życie Polaków w świetle danych z badania ankietowego „Generacje i Rodziny”*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.
- Van Bavel J., 2012, *The Reversal of Gender Inequality in Education, Union Formation and Fertility in Europe*, „Vienna Yearbook of Population Research”, 10, 127–154.
- Van Bavel J., Kok J., 2010, *Pioneers of the Modern Lifestyle?*, „Social Science History”, 34(1), 47–72.
- WDI: World Development Indicators, 2017, The World Bank, zasób internetowy, <http://data.worldbank.org/indicator> (data dostępu: 25.08.2017).
- Weeden J., Abrams M.J., Green M.C., Sabini J., 2006, *Do high-status people really have fewer children?*, „Human Nature”, 17(4), 377–392.
- Winkelmann R., 2008, *Econometric Analysis of Count Data*, Springer Science & Business Media.
- Winkler-Dworak M., Toulemon L., 2007, *Gender differences in the transition to adulthood in France: Is there convergence over the recent period?*, „European Journal of Population”, 23(3–4), 273–314.
- Wood J., Neels K., Kil T., 2014, *The educational gradient of childlessness and cohort parity progression in 14 low fertility countries*, „Demographic Research”, 31(46), 1365–1416.
- Zellner A., 1971, *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, Wiley, New York.

Beata Osiewalska

COUPLE'S EDUCATION AND THEIR NUMBER OF CHILDREN IN POLAND

ABSTRACT

Education is one of the most important determinants of fertility. The vast majority of previous research on the effect of educational level on reproductive behaviour concerns women, while a couple perspective on fertility, although seems natural, is often omitted. Couples' fertility might be influenced by individual (absolute) characteristics of both partners as well as by their joint (relative) characteristics. The aim of this study is to analyse childlessness and fertility by couples' educational profile which is a combination of both partners' educational levels. Different levels of educational exogamy are considered. Based on the two waves of Polish Generations and Gender Survey (GGG-PL) couples who completed their reproduction as well as those who are still in their reproductive ages are analysed. Among homogamous profiles the level of education negatively influences couples fertility, which means that highly educated have the lowest number of children. However, the level of (definite) childlessness is one of the highest among those who are low educated. Family size of heterogamous unions are similar among older generations, but for younger couples hypogamy limits the number of children as compared to hypergamy. This finding suggest that young couples in which women are more educated than their partners encounter more difficulties in combing work and family than unions in which a man is more educated than a woman.

Keywords: fertility, childlessness, couples, education, hurdle Poisson, Zero-Truncated Poisson, Bayesian demography