

Jadwiga Borucka

Joanna Romaniuk

Ewa Frątczak

Zakład Analizy Historii Zdarzeń i Analiz Wielopoziomowych
Instytut Statystyki i Demografii
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

TRWAŁOŚĆ PIERWSZYCH ZWIĄZKÓW W KOHORTACH URODZENIOWYCH 1951–1960 ORAZ 1961–1970

WSTĘP

Rodzina jako podstawowa komórka społeczna od lat jest przedmiotem zainteresowania wielu badaczy, nie tylko statystyków i demografów, ale także, m.in. socjologów, psychologów, pedagogów. Od lat instytucja małżeństwa zmieniała się zarówno pod względem wieku osób zakładających rodzinę, jej wielkości, jak również trwałości związku małżeńskiego będącego podstawą rodziny w tradycyjnym rozumieniu. Równolegle zaczęły rozwijać się alternatywne formy rodziny – przede wszystkim są to kohabitacje. Takie zróżnicowanie znacznie komplikuje analizę funkcjonowania i trwałości rodziny rozumianej szerzej, a nie tylko jako para małżeńska (z dziećmi lub bez). Dodatkowo utrudnia ją fakt, iż bardzo często kohabitacja poprzedza zawarcie związku małżeńskiego, stąd powstaje pytanie o definicje konieczne w analizie trwałości związków, nie jest bowiem jednoznaczne, czy taka kohabitacja powinna być traktowana zupełnie niezależnie, czy też analizowana w odniesieniu do następującego po niej związku małżeńskiego.

Niezależnie jednak od przyjętej definicji rodziny, rosnąca w ostatnich latach liczba rozwodów oraz coraz częstsze kohabitacje skłaniają do stawiania pytań o trwałość małżeństw i związków nieformalnych oraz zmiany obserwowane w czasie. W dyskusji na temat trwałości obu typów związków szczególnego znaczenia nabiera kwestia identyfikacji czynników różnicujących w istotny sposób ryzyko rozpadu małżeństwa czy kohabitacji. Ponadto zwraca się uwagę na moment rozpadu związku oraz nasilenie tego zjawiska w zależności od czasu trwania związku.

Niniejszy artykuł poświęcony jest analizie trwałości pierwszych związków – zarówno małżeństw, jak i kohabitacji, przeprowadzonej na podstawie modeli czasu przeżycia. Analizie poddana została trwałość pierwszych związków kobiet z kohort urodzeniowych 1951–1960 oraz 1961–1970, czyli z kohorty wyżu oraz kohorty niżu demograficznego. Analiza kohortowa umożliwia przedstawienie zmian, jakie zachodziły w funkcjonowaniu związków w czasie. Jej celem było zidentyfikowanie różnic w trwałości pierwszych związków między analizowanymi kohortami oraz identyfikacja czynników wpływających na ich trwałość. Autorki na wstępie postawiły hipotezę, że występują różnice zarówno w strukturze pierwszych związków, jak i ich trwałości pomiędzy wybranymi kohortami urodzeniowymi. Oczekiwania te wynikają z faktu, iż kobiety urodzone w latach 1951–1960 należą do fali powojennego wyżu demograficznego, natomiast na lata 1961–1970 w Polsce przypadał niż demograficzny, co może mieć wpływ na zróżnicowanie w zakresie trwałości pierwszych związków oraz czynników ją determinujących. Ponadto biorąc pod uwagę sytuację panującą w Polsce w okresie, kiedy kobiety z obu kohort osiągały wiek matrymonialny i zawierały swoje pierwsze związki, można stwierdzić, że i w tym zakresie warunki społeczne i ekonomiczne były istotnie zróżnicowane pomiędzy wybranymi kohortami.

Niniejszy artykuł składa się z pięciu części. W pierwszej przeprowadzono przegląd literatury przedmiotu, następnie dokonano krótkiej charakterystyki źródła danych. Właściwą analizę poprzedzono zaprezentowaniem prostego zestawienia liczby oraz czasu trwania pierwszych małżeństw i związków kohabitacyjnych w wybranych kohortach urodzeniowych. Część zasadniczą stanowi analiza ryzyka rozpadu pierwszych związków małżeńskich oraz próba identyfikacji czynników istotnie to ryzyko różnicujących. Została ona przeprowadzona z wykorzystaniem modeli czasu przeżycia. Ostatni etap analizy poświęcony jest kwestii natężenia rozwodów w zależności od czasu trwania związku – analizą tą objęto pierwsze małżeństwa. Wszystkie obliczenia przeprowadzono osobno dla wybranych kohort wyżu i niżu demograficznego.

PODSTAWY TEORETYCZNE I PRZEGLĄD BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Zagadnienie trwałości związków jest przedmiotem bogatej literatury i nabiera coraz większego znaczenia z uwagi na zmiany demograficzne występujące w Europie. Ludność starego kontynentu starzeje się, a niestabilność związków nie jest czynnikiem sprzyjającym wzrostowi przyrostu naturalnego. Badania przeprowadzane w Polsce dowodzą, iż panuje powszechne przekonanie, że to właśnie stabilność i dojrzałość związku jest podstawowym warunkiem do spełnienia dla par, które decydują na się na dziecko (Mynarska 2011). Tymczasem w krajach Unii Europejskiej daje się zauważyć spadek liczby małżeństw oraz wzrost liczby rozwodów. W 27 krajach Unii Europejskiej liczba zawieranych małżeństw w przeliczeniu na 1000 miesz-

kańców spadła z 7,9 w 1970 r. do 4,9 w 2009 r. W tym samym okresie liczba rozwodów w przeliczeniu na 1000 mieszkańców wzrosła z 0,9 do 2,1. Analogiczne wskaźniki dla Polski zmieniły się z 8,6 do 6,6 w przypadku małżeństw oraz z 1,1 do 1,7 w przypadku rozwodów (European Union 2011). Rodzi to pytania o działania, które mogłyby zostać podjęte, aby przeciwdziałać rosnącej nietrwałości związków.

W Europie daje się zauważyć różnicowanie form zakładania rodziny (Van de Kaa 1987, Lesthaeghe 1992). Zgodnie z teorią „zmiany ideałów” (Preston 1986), rozwój nowych form wspólnego życia par wynika ze wzrostu autonomii człowieka w sferach etyki, polityki oraz religii. Zmiany te skutkują wzrostem zainteresowania testowaniem różnych form związków, zwłaszcza w przypadku kobiet z młodszych kohort. Spadek liczby małżeństw oraz wzrost liczby kohabitacji w ostatnich latach jest jednym z najbardziej wyraźnych przejawów zmian demograficznych następujących w sferze zakładania rodziny (Kwak 2005, Kiernan 2000). Przed rokiem 1960 kohabitacje były w Europie zjawiskiem rzadkim. Aktualnie znacząca część Europejczyków pozostawała w związkach kohabitacyjnych w pewnym okresie swojego życia (Heuveline i Timberlake 2005). W Polsce kohabitacje nie mają tak dużego znaczenia, jak ma to miejsce w Europie Północnej, aczkolwiek wzrost liczby osób mieszkających wspólnie bez ślubu sprawia, iż odsetek kohabitujących osób nie jest marginalny (Matysiak 2009). Jednakże w odróżnieniu od krajów Europy Północnej, w Polsce kohabitacje traktowane są w większości przypadków jako przejściowa forma związku, która poprzedza małżeństwo. Jednocześnie w niektórych krajach pozaeuropejskich, jak na przykład w Stanach Zjednoczonych, daje się zauważyć wzrost wagi małżeństwa jako znaku prestiżu (Cherlin 2009). W Polsce natomiast badania dowodzą, że – niezależnie od poziomu wykształcenia – zarówno mężczyźni, jak i kobiety ogromnie cenią instytucję małżeństwa. Zgodnie z wynikami badań empirycznych postaw wobec małżeństwa tylko 8% ankietowanych uznaje małżeństwo za formę przestarzałą, 80% nie zgadza się z taką opinią, natomiast 12% nie ma stanowiska w tej kwestii (Strzelecki i in. 2011). Wśród młodych ludzi udane życie rodzinne plasuje się na szczycie hierarchii wartości, a założenie rodziny uważane jest za coś naturalnego i koniecznego (Slany 2002). W tym samym czasie jednak wzrasta przekonanie, iż do zawarcia małżeństwa niezbędne jest spełnienie pewnych ekonomicznych warunków wstępnych, takich jak na przykład własne mieszkanie lub możliwość zaciągnięcia kredytu hipotecznego (Strzelecki i in. 2011). Gdy młodzi ludzie nie dysponują odpowiednim zapleczem ekonomicznym dla zawarcia małżeństwa decydują się na kohabitację do momentu osiągnięcia odpowiedniego statusu społeczno-ekonomicznego umożliwiającego zawarcie małżeństwa. Badacze dowodzą również istnienia relacji między sytuacją ekonomiczną a stabilnością związków (Perelli-Harris i in. 2010).

Zgodnie z teorią Lvingera (1965, 1979), poziom stabilności małżeństwa zależy od trzech czynników: atrakcyjności obecnego małżeństwa, barier dla opuszczenia tego małżeństwa oraz atrakcyjności innych potencjalnych związków. Stabilność małżeństwa jest dodatnio skorelowana z korzyściami netto (korzyść minus koszt)

wynikającymi z przebywania w aktualnym związku, a także barierami dla „wyjścia” z małżeństwa, natomiast ujemnie skorelowana z relatywną atrakcyjnością potencjalnych innych związków. Teoria ta sformułowana została jedynie dla małżeństw, jednak można zauważyć, iż dotyczy ona również innych form związków. Biorąc pod uwagę chociażby kohabitacje można zauważyć, że charakteryzują się one zdecydowanie większą nietrwałością niż małżeństwa. Przypuszczać można, że wpływ na taki stan rzeczy ma istnienie zdecydowanie mniejszych barier dla „wyjścia” z kohabitacji niż w przypadku małżeństw.

Obok czynników zewnętrznych, które determinują stabilność małżeństw oraz kohabitacji, niezwykle istotny wpływ na trwałość związków mają również charakterystyki osób formujących związek. W literaturze przedmiotu wielokrotnie podkreślano znaczenie wieku kobiety wstępującej w związek. Liczne badania wskazują na fakt, iż na ryzyko szybkiego rozpadu narażone są przede wszystkim związki zawarte przez osoby w młodym wieku, przy czym stwierdzenie to dotyczy zarówno kobiet, jak i mężczyzn (Strzelecki i in. 2011). W Polsce daje się zauważyć wzrost wieku zawierania małżeństw zarówno przez kobiety, jak i mężczyzn. Udział liczby mężczyzn do lat 25 wśród mężczyzn zawierających związek małżeński wynosił ponad 50% w latach 90., natomiast w roku 2010 był on równy 20%. Udział liczby kobiet do lat 25 wśród kobiet zawierających związek małżeński wynosił ponad 70% w latach 90. i niespełna 40% w roku 2010 (Nowak i in. 2011). Podobny trend występuje w innych krajach Europy oraz Stanach Zjednoczonych, gdzie na taki stan rzeczy wpływ ma kilka czynników, m.in. legalizacja aborcji, wzrost liczby kohabitacji, zmiana technologii wykorzystywanych w gospodarstwach domowych oraz zmniejszenie różnic pomiędzy zarobkami mężczyzn oraz kobiet (Goldin i Katz 2002, Cherlin 2004, Greenwood i Guner 2008, Isen i Stevenson 2010). Zmiany wieku zawierania małżeństw (szczególnie w przypadku kobiet) mogą mieć duży wpływ na stabilność tych małżeństw. Oppenheimer (1988) podkreśla znaczenie „efektu dojrzałości” dla trwałości zawartego związku. Zgodnie z tym podejściem, małżeństwa zawierane w młodym wieku często oparte są na błędnych oczekiwaniach i z tego powodu charakteryzują się większym ryzykiem rozpadu. Osoby w bardzo młodym wieku nie posiadają dostatecznej wiedzy na swój temat oraz nie mają do końca wykształconych oczekiwań w stosunku do partnera. Co więcej, osoby takie mogą jeszcze nie mieć rozwiniętych wszystkich cech dojrzałego człowieka, dlatego też odpowiednie dopasowanie partnerów w zbyt młodym wieku nie jest możliwe. Stąd też występowanie „efektu dojrzałości” sugeruje, iż późniejszy wiek zawarcia związku ma stabilizujący wpływ na ten związek.

Kobiety, które później zawierają małżeństwa charakteryzują się zwykle innymi cechami niż kobiety wychodzące za mąż we wcześniejszym okresie życia. Te inne cechy mają istotny wpływ na stabilność małżeństw. Kobiety, które wstępują w związek małżeński relatywnie później są w wielu przypadkach lepiej wykształcone niż kobiety zawierające małżeństwa w młodszy wiek. Wyniki wielu badań potwierdzają, iż wyższy poziom wykształcenia ma stabilizujący wpływ na małżeństwo

(Lehrer 2008, Lyngstad i Jalovaara 2010). Wnioski te zgodne są z dyskusjami na temat zróżnicowanego wpływu drugiego przejścia demograficznego na kobiety z różnym wykształceniem. Zmiany ekonomiczne oraz zmiany ideałów wpłynęły na zmniejszenie trwałości związków kobiet z wykształceniem podstawowym, wzmacniając jednocześnie stabilność związków kobiet z wykształceniem wyższym (McLanahan 2004). Z drugiej jednak strony, często podkreślana jest złożoność relacji pomiędzy wykształceniem kobiety a trwałością związku, która to relacja powinna być rozpatrywana w kontekście sytuacji ekonomicznej i społecznej kobiety (Styrc 2010).

Z punktu widzenia trwałości związku istotne jest również miejsce urodzenia kobiety. Związki kobiet pochodzących ze wsi charakteryzują się większą trwałością w porównaniu z kobietami pochodzącymi z miasta (Lyngstad 2011). Przyczyny tego zjawiska mogą być różnorodne. Z jednej strony należy pamiętać o różnicach kulturowych i światopoglądowych, jakie występują między miastem a wsią, a także o różnych wzorcach wychowania. Niektórzy autorzy podkreślają większe poczucie stabilności oraz silniejsze więzi rodzinne występujące na wsi (Wroczyński 1985), a także silniejszą kontrolę społeczną i dominację tradycyjnych wartości (Wieczorek 1990, Baranowska 2011), które to zjawiska – obserwowane we wczesnych latach – niewątpliwie mogą wywierać wpływ na trwałość związków zawieranych przez kobiety w późniejszym życiu. Dodatkowo nie należy pomijać kwestii zróżnicowanego dostępu do edukacji, a co za tym idzie szans na znalezienie satysfakcjonującej pracy zawodowej przez kobiety, co również nie jest bez znaczenia w kontekście trwałości związków.

Oprócz czynników zewnętrznych oraz charakterystyk partnerów wpływających na stabilność związków, niezwykle istotny wpływ na trwałość związku mają jego cechy. Jak już wcześniej wspomniano, kluczowa dla trwałości związku jest jego forma: związki nieformalne (kohabitacje) charakteryzują się zdecydowanie większą nietrwałością niż związki formalne (małżeństwa). Drugą cechą związku mającą ogromny wpływ na jego trwałość jest liczba dzieci urodzonych w czasie jego trwania. Badania dowodzą, iż fakt posiadania dzieci znacznie zmniejsza ryzyko rozpadu związku, co więcej wzrost liczby dzieci urodzonych w czasie trwania związku powoduje wzrost jego stabilności (Todesco 2011), ale tylko do pewnego momentu. Zwykle zakłada się, iż zależność pomiędzy liczbą dzieci a ryzykiem rozpadu związku jest U-kształtna, czyli wzrost liczby dzieci tylko do pewnego momentu podnosi trwałość związku, natomiast po osiągnięciu pewnego poziomu zależność ta odwraca się (Lutz i in. 1991, Andersson 1997). Niektórzy badacze pokusili się dodatkowo o sprawdzenie, czy z punktu widzenia trwałości związku, oprócz liczby dzieci, istotna jest również płeć tych dzieci. Badania przeprowadzone przez Morgan i in. (1988) dla Stanów Zjednoczonych dowiodły, iż małżeństwa posiadające córkę charakteryzują się wyższym ryzykiem rozpadu związku niż te, które posiadają syna. Otrzymane wyniki uzasadniane były faktem większego zaangażowania ojców w wychowanie synów aniżeli w wychowanie córek. Większe zaangażowanie ojców w wychowanie syna, a tym samym w małżeństwo, miało pozytywnie wpływać na stabilność związku.

Analogiczne badania przeprowadzone zostały na większej próbie krajów (badaniem objęto 16 krajów europejskich, w tym Polskę, oraz dodatkowo Kanadę i Stany Zjednoczone) przez Diekmann i Schmidheiny (2004). Badanie to nie potwierdziło istnienia zależności między płcią posiadanych dzieci a stabilnością związku.

ŹRÓDŁO DANYCH

Dane wykorzystane do analizy pochodzą z badania reprezentacyjnego „Dzietność kobiet” przeprowadzonego przy Narodowym Spisie Powszechnym Ludności i Mieszkań w roku 2002. Baza danych została przygotowana na potrzeby badania „Płodność i małżeństwo w Polsce” przeprowadzonego przez zespół Zakładu Analizy Historii Zdarzeń i Analiz Wielopoziomowych Szkoły Głównej Handlowej, pod kierunkiem dr hab. Ewy Frątczak, prof. SGH. Zgodnie z zamówieniem zespołu projektowego, informacje z formularza D „Dzietność Kobiet” zostały połączone z wynikami formularza A „Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań w 2002 r.” (Frątczak i in. 2011). Oba formularze zamieszczone są w załączniku do wspomnianej publikacji, ponadto dostępne są na stronie internetowej Głównego Urzędu Statystycznego (http://www.stat.gov.pl/gus/8183_PLK_HTML.htm).

Dobór próby do badania „Dzietność kobiet” został przeprowadzony na podstawie schematu dwustopniowego, gdzie jednostkami pierwszego stopnia były obwody spisowe, a jednostkami drugiego stopnia – mieszkania (Lednicki 2005). Jednostki pierwszego stopnia losowano według schematu warstwowego, przy czym w ramach warstw prawdopodobieństwa wylosowania były proporcjonalne do rozmiarów obwodów zgodnie z procedurą Hanurava-Vijayana. Jednostki drugiego stopnia natomiast losowano według schematu losowania prostego bez zwracania. Schemat ten został zastosowany w podpopulacjach, tzn. w regionach miejskich (tu warstwami były miasta lub – dla pięciu największych miast – dzielnice) oraz w regionach wiejskich (tu warstwami były powiaty). Szczegóły dotyczące algorytmu losowania próby, jak również ocenę jakości danych zawarto w pracy Frątczak i in. (2011)¹. Dodatkowo zagadnienie jakości danych pochodzących z badania „Dzietność kobiet” podejmował również Tymicki (2010).

Mimo faktu, iż badanie przeprowadzone zostało 10 lat temu, dane zebrane przez Główny Urząd Statystyczny nie tracą na aktualności, a przy określonych założeniach stanowią podstawę do prowadzenia wnioskowania, które przy zastosowaniu wag wynikających z operatu losowania próby można uogólnić na populację. Niniejsza praca poświęcona jest kobietom z kohort urodzeniowych 1951–1960 oraz 1961–1970, co do których można sądzić, iż w momencie przeprowadzania badania osiągnęły wiek, kiedy zdecydowana większość z nich doświadczyła już pierwszego

¹ W publikacji znajduje się szczegółowy opis bazy danych i pełna charakterystyka dostępnych w bazie zmiennych pozyskanych z badania „Dzietności Kobiet” i formularza spisowego przy NSP 2002.

związku (kohabitacji lub małżeństwa) i trwał on dostatecznie długo, by można było analizować trwałość związków. Ponadto kobiety urodzone w latach 1951–1970 w momencie przeprowadzania badania miały od 32 do 51 lat, a zatem nie występuje tu ryzyko znacznego ograniczenia próby na skutek wymierania, co mogłoby mieć miejsce w przypadku analizowania starszych kohort urodzeniowych.

Ostatecznie spośród 264 845 kobiet objętych badaniem wybrano do analizy czasu trwania pierwszych związków próbę 91 433 kobiet. Ze zbioru wyjściowego wybrane zostały kobiety urodzone w latach 1951–1970, ponadto zrezygnowano z obserwacji dotyczących osób, dla których:

- brakowało informacji o związku,
- nieznana była data zawarcia związku,
- nieznana była klasa miejscowości urodzenia,
- występowały błędne daty urodzenia.

Wszystkie obliczenia zostały wykonane w podziale na dwie kohorty urodzeniowe: 1951–1960 (kohorta wyżu demograficznego) oraz 1961–1970 (kohorta niżu demograficznego). Zastosowano przy tym wagi wynikające z operatu losowania próby. Obliczenia zostały przeprowadzone w pakiecie SAS Base 9.3.

KOHABITACJE A MAŁŻEŃSTWA – PODOBIENSTWA I RÓŻNICE

Pierwszym etapem analizy było wyznaczenie prostych statystyk opisowych dotyczących liczby oraz czasu trwania małżeństw i kohabitacji w wybranych kohortach urodzeniowych. Tablica 1 zawiera liczebności oraz udziały procentowe poszczególnych form pierwszych związków w kohortach niżu i wyżu demograficznego.

Tablica 1. Małżeństwo i kohabitacja: liczba i udział w ogólnej liczbie pierwszych związków kobiet z kohort urodzeniowych 1951–1960 oraz 1961–1970

Table 1. Marriage and cohabitation: the number and the percentage calculated with relation to the total number of first relationships of women in birth cohorts 1951–1960 and 1961–1970

Kohorty urodzeniowe <i>Birth cohorts</i>	Małżeństwo <i>Marriage</i>	Kohabitacja <i>Cohabitation</i>	Razem <i>Total</i>
Kohorta 1951–1960 <i>Birth cohort 1951–1960</i>	2 797 019	38 183	2 835 201
	98,65%	1,35%	
Kohorta 1961–1970 <i>Birth cohort 1961–1970</i>	2 147 406	47 226	2 194 632
	97,85%	2,15%	
Razem <i>Total</i>	4 944 425	85 409	5 029 833
	98,30%	1,70%	

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own calculations.

Jak wynika z przedstawionych danych, kohabitacje stanowią znikomy udział w ogólnej liczbie pierwszych związków w obu kohortach urodzeniowych – w kohorcie wyżu odsetek ten sięga 1,35%, w kohorcie niżu natomiast – 2,15%. Łącznie dla obu kohort współczynnik ten kształtuje się na poziomie 1,7%, co dowodzi twierdzeniu, że w Polsce to małżeństwo stanowi dominującą formę związku wśród kobiet urodzonych w analizowanych kohortach.

Tablica 2. Kohabitacje: związki trwające i zakończone na moment Narodowego Spisu Powszechnego 2002 w kohortach urodzeniowych 1951–1960 oraz 1961–1970

Table 2. Cohabitations: intact and dissolved relationships as at the Polish National Census 2002 in birth cohorts 1951–1960 and 1961–1970

Kohorty urodzeniowe <i>Birth cohorts</i>	Związek trwa <i>Intact relationship</i>	Rozpad związku <i>Relationship dissolution</i>	Razem <i>Total</i>
Kohorta 1951–1960 <i>Birth cohort 1951–1960</i>	14 250	23 933	38 183
	37,32%	62,68%	
Kohorta 1961–1970 <i>Birth cohort 1961–1970</i>	24 231	22 996	47 226
	51,31%	48,69%	
Razem <i>Total</i>	38 481	46 928	85 409
	45,05%	54,95%	

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own calculations.

Pierwsze związki będące kohabitacjami odznaczają się wysoką nietrwałością wśród kobiet z kohort urodzeniowych 1951–1960 oraz 1961–1970. Ogółem, na moment przeprowadzania badania ponad połowa z nich zakończyła się rozpadem², przy czym współczynnik ten kształtuje się na nieco wyższym poziomie w kohorcie wyżu (ponad 60%), w kohorcie niżu nie osiąga on wartości 50%.

Analizując czas trwania pierwszych związków kohabitacyjnych można zauważyć, że połowa związków kobiet z kohorty wyżu demograficznego trwała, w momencie przeprowadzania badania, 17 lat, a dla kohorty niżu analogiczny wskaźnik wynosił niespełna 10 lat. Związki, które rozpadły się, w połowie przypadków trwały nie więcej niż 3,5 roku (kohorta wyżu) oraz nie więcej niż 3 lata (kohorta niżu). Jed-

² Jako rozpad związku traktowano rozwód (w przypadku małżeństwa) lub rozwiązanie związku kohabitacyjnego. Śmierć jednego z małżonków/partnerów nie jest traktowana jako rozpad związku – związki zakończone w wyniku śmierci, podobnie jak związki trwające na moment przeprowadzania badania, stanowią grupę obserwacji uciętych (w tablicach 2–5 prezentowane są one jako kategoria „Związek trwa”). Ponadto z uwagi na konstrukcję bazy danych nie było możliwe rozróżnienie związków kohabitacyjnych od następujących po nich związków małżeńskich, jeśli w takie się przekształcały, zatem analiza kohabitacji obejmuje związki kohabitacyjne, które do momentu przeprowadzania badania nie zakończyły się małżeństwem. Kohabitacje zakończone małżeństwem analizowane są tylko jako związki małżeńskie, przy czym za datę początku związku uznaje się początek związku kohabitacyjnego, co wynika bezpośrednio z konstrukcji formularza.

nocześnie czas trwania najdłuższych związków osiąga wartości powyżej 30 lat dla kohorty 1951–1960 oraz powyżej 20 lat dla kohorty 1961–1970 – jak się później okaże, wartości te nie odbiegają w znaczący sposób od długości trwania najdłuższych związków małżeńskich. Dodatkowo zarówno dla związków trwających, jak i tych, które zakończyły się do momentu przeprowadzania badania, w obu kohortach urodzeniowych średnia długość trwania pierwszego związku kohabitacyjnego

Tablica 3. Czas trwania pierwszych związków kohabitacyjnych w kohortach urodzeniowych 1951–1960 oraz 1961–1970 (w miesiącach)

Table 3. Duration of first cohabitations by birth cohorts 1951–1960 and 1961–1970 (in months)

Kohabitacje trwające i rozwiązane <i>Intact and dissolved cohabitation</i>	Wartość minimalna <i>Minimum</i>	Mediana <i>Median</i>	Średnia <i>Mean</i>	Odchylenie standardowe <i>Standard deviation</i>	Wartość maksymalna <i>Maximum</i>
Kohorta 1951–1960 <i>Birth Cohort 1951–1960</i>					
Związki trwające <i>Intact relationships</i>	9	200	200,4	829,06	403
Związki zakończone <i>Dissolved relationships</i>	1	42	66,8	564,74	356
Kohorta 1961–1970 <i>Birth Cohort 1961–1970</i>					
Związki trwające <i>Intact relationships</i>	4	114	117,5	569,06	271
Związki zakończone <i>Dissolved relationships</i>	1	29	44,4	326,19	224

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own calculations.

Tablica 4. Małżeństwa: związki trwające i zakończone na moment Narodowego Spisu Powszechnego 2002 w kohortach urodzeniowych 1951–1960 oraz 1961–1970

Table 4. Marriages: intact and dissolved relationships as in Polish National Census 2002 by birth cohorts 1951–1960 and 1961–1970

	Związek Trwa <i>Intact relationship</i>	Rozpad Związku <i>Relationship dissolution</i>	Razem <i>Total</i>
Kohorta 1951–1960 <i>Birth cohort 1951–1960</i>	2 382 473	414 546	2 797 019
	85,18%	14,82%	
Kohorta 1961–1970 <i>Birth cohort 1961–1970</i>	1 967 510	179 896	2 147 406
	91,62%	8,38%	
Razem <i>Total</i>	4 349 983	594 442	4 944 425
	87,98%	12,02%	

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own calculations.

jest wyższa niż mediana, co oznacza prawostronną skośność rozkładu czasu trwania pierwszych kohabitacji – występuje większe natężenie obserwacji o relatywnie niskich wartościach czasu trwania związku.

Pierwsze związki mające formę małżeństwa w obu kohortach odznaczają się zauważalnie większą trwałością niż kohabitacje – ogółem w obu kohortach na moment przeprowadzania badania nieco ponad 12% pierwszych małżeństw zakończyło się rozpadem, przy czym wskaźnik ten jest wyższy dla kohorty wyżu (niepełna 15%) niż dla kohorty niżu demograficznego (około 8%).

Tablica 5. Czas trwania pierwszych związków małżeńskich w kohortach urodzeniowych 1951–1960 oraz 1961–1970 (w miesiącach)

Table 5. Duration of first marriages by birth cohorts 1951–1960 and 1961–1970 (in months)

	Wartość minimalna <i>Minimum</i>	Mediana <i>Median</i>	Średnia <i>Mean</i>	Odchylenie standardowe <i>Standard deviation</i>	Wartość maksymalna <i>Maximum</i>
Kohorta 1951–1960 <i>Birth cohort 1951–1960</i>					
Związki trwające <i>Intact relationships</i>	1	286	281,7	424,17	422
Związki zakończone <i>Dissolved relationships</i>	1	146	153,3	698,37	397
Kohorta 1961–1970 <i>Birth cohort 1961–1970</i>					
Związki trwające <i>Intact relationships</i>	0	172	168,7	380,4	304
Związki zakończone <i>Dissolved relationships</i>	1	93	100,2	452,89	264

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own calculations.

Tablica 5 przedstawia podstawowe statystyki opisowe dla czasu trwania pierwszych małżeństw. Widać wyraźnie, że w porównaniu z kohabitacjami małżeństwa okazały się nie tylko bardziej stabilne (różnice odsetka rozpadających się związków), ale też trwały dłużej – w każdej z analizowanych grup mediana czasu trwania pierwszego małżeństwa znacznie przewyższa medianę czasu trwania kohabitacji. Wśród związków trwających na moment przeprowadzania badania połowa osiągnęła długość prawie 24 lat w kohorcie wyżu demograficznego, w kohorcie niżu natomiast – ponad 14 lat, co stanowi ponad 40% wzrost czasu trwania związku w stosunku do kohabitacji w kohorcie 1951–1960 oraz ponad 50% wzrost w kohorcie 1961–1970. W przypadku związków, które zakończyły się przed badaniem NSP, mediana czasu trwania wynosi 12 lat oraz 8 lat odpowiednio w kohortach wyżu i niżu demograficznego. Należy przy tym zaznaczyć, że wartości te są około 3 razy większe niż analogiczne wskaźniki dla kohabitacji w każdej z kohort. Podobnie jak

w przypadku kohabitacji, również rozkład czasu trwania pierwszego małżeństwa w większości przypadków odznacza się skończonością prawostronną, wyjątkiem są tutaj związki trwające w momencie badania dla kobiet z kohorty wyżu demograficznego, gdzie mediana przewyższa średnią. Najdłuższe związki małżeńskie trwały do momentu przeprowadzania badania ponad 35 lat (kohorta wyżu) oraz ponad 25 lat (kohorta niżu). Wśród tych, które się rozpadły przed badaniem w 2002 roku najdłuższe związki osiągnęły ponad 33 lata (kohorta wyżu) oraz 22 lata (kohorta niżu). Można więc zauważyć, że dla najdłuższych związków różnice w czasie trwania pomiędzy małżeństwem i kohabitacją nie są aż tak wyraźne, o czym wspomniano wcześniej.

Podsumowując wstępną analizę pierwszych związków, należy stwierdzić, że małżeństwo pozostaje dominującą formą związku wśród kobiet z kohort urodzeniowych 1951–1960 i 1961–1971, odznaczając się jednocześnie dużo większą trwałością niż daje się to zaobserwować dla związków kohabitacyjnych.

Kolejnym etapem analizy było oszacowanie ryzyka rozpadu pierwszych związków przy wykorzystaniu modelu proporcjonalnych hazardów Coxa w estymacji klasycznej. Z uwagi na fakt, iż kohabitacje stanowią znikomy odsetek w analizowanej liczbie związków kobiet z wybranych kohort urodzeniowych oraz nieoczywiste rozróżnienie pomiędzy kohabitacją poprzedzającą małżeństwo a następującym po niej związkiem małżeńskim, w analizie z wykorzystaniem modelu Coxa ograniczono się do pierwszych związków małżeńskich.

RYZIKO ROZPADU PIERWSZEGO MAŁŻEŃSTWA – MODEL PROPORCJONALNYCH HAZARDÓW COXA

W analizie ryzyka rozpadu pierwszych małżeństw posłużono się modelem proporcjonalnych hazardów Coxa. Model ten zdefiniowany jest w następujący sposób:

$$\lambda(t, \mathbf{z}) = \lambda_0(t) \cdot \exp(\beta \mathbf{z}) \quad (1)$$

gdzie:

t – czas, jaki upłynął od początku okresu obserwacji do momentu wystąpienia zdarzenia (dla jednostek, które doświadczyły zdarzenia) lub do momentu zakończenia obserwacji, zwanego momentem ocenzenia (dla jednostek, które nie doświadczyły zdarzenia),

$\lambda(t, \mathbf{z})$ – wskaźnik hazardu zależny od momentu w czasie t oraz zestawu zmiennych objaśniających \mathbf{z} ,

$\lambda_0(t)$ – tzw. hazard bazowy zależny tylko od czasu,

β – wektor parametrów przy zmiennych objaśniających,

\mathbf{z} – wektor zmiennych objaśniających.

W analizie czasu trwania pierwszych małżeństw przyjęto następujące definicje (dla zmiennych jakościowych w nawiasach podano udziały procentowe poszczególnych kategorii):

- Zdarzenie: rozpad związku małżeńskiego spowodowany rozwodem; ocenizowanie prawostronne następuje w przypadku związków trwających w momencie przeprowadzania badania lub zakończonych na skutek śmierci jednego z małżonków.
- Czas: liczba miesięcy od momentu rozpoczęcia pierwszego małżeństwa do rozwodu – jeśli taki nastąpił lub do momentu ocenizowania – jeśli rozwód nie nastąpił (ocenizowanie następuje w momencie śmierci jednego z małżonków lub w momencie przeprowadzania badania, jeśli wtedy małżeństwo trwało).
- Zmienna stratyfikująca: kohorta urodzeniowa; model oszacowano osobno dla każdej z kohort urodzeniowych przyjmując następujący sposób kodowania:
 - 1 – dla kohorty wyżu demograficznego 1951–1960 (57%),
 - 2 – dla kohorty niżu demograficznego 1961–1970 (43%).
- Zmienne objaśniające:

Wiek kobiety w momencie zawierania pierwszego małżeństwa:

- 1 – dla kobiet, które w momencie zawarcia małżeństwa miały 21 lat lub mniej (46%),
- 2 – dla kobiet, które w momencie zawarcia małżeństwa miały więcej niż 21 lat (54%).

Liczba dzieci:

Liczba dzieci urodzonych w okresie trwania pierwszego małżeństwa

Wartość minimalna: 0, mediana: 2, wartość maksymalna: 20

Wykształcenie:

- 1 – dla kobiet z wykształceniem wyższym (13%),
- 2 – dla kobiet z wykształceniem średnim (45%),
- 3 – dla kobiet z wykształceniem zawodowym (28),
- 4 – dla kobiet z wykształceniem podstawowym (14%).

Klasa miejscowości urodzenia:

- 1 – odpowiada kobietom urodzonym w mieście (68%),
- 2 – odpowiada kobietom urodzonym na wsi (32%).

Należy nadmienić, że niestety zmienna dotycząca wykształcenia odnosi się do momentu przeprowadzania badania, a nie do momentu zawierania związku małżeńskiego. Niemniej jednak nawet taka zmienna niesie ze sobą pewną informację, ponieważ zdobywanie wykształcenia jest procesem długotrwałym, poprzedzonym starannym planowaniem, w związku z czym można spodziewać się, że docelowe wykształcenie jest wyrazem postawy życiowej danej osoby, a zatem analizowanie trwałości pierwszych związków w zależności od ostatecznego wykształcenia zdobytego przez kobietę jest bezzasadne.

Konstrukcja modelu proporcjonalnych hazardów Coxa pociąga za sobą określone założenia, spośród których kluczowe jest założenie dotyczące stałości ilorazu hazardu w czasie. Oznacza to, że stosunek wskaźników hazardu dla dwóch jednostek zależy tylko i wyłącznie od wartości zmiennych objaśniających dla tych obserwacji, nie zależy natomiast od czasu. Założenie to zostało zweryfikowane dla oszacowanych modeli. Drugim istotnym założeniem modelu Coxa jest liniowa relacja łącząca ciągle zmienne objaśniające i logarytm hazardu, przy czym założenie to ma zastosowanie jedynie w odniesieniu do zmiennej liczba dzieci z uwagi na fakt, iż pozostałe zmienne objaśniające to zmienne jakościowe (grupa wieku, wykształcenie, klasa miejscowości urodzenia).

Pierwszym etapem analizy było oszacowanie funkcji przeżycia według formuły Kaplana-Meiera oraz zweryfikowanie hipotezy zerowej zakładającej równość funkcji pomiędzy grupami wyróżnionymi w oparciu o kategorie poszczególnych zmiennych objaśniających. Na podstawie otrzymanych wyników stwierdzono, że każda z rozważanych zmiennych w istotny sposób różnicuje funkcje dożycia, a zatem wszystkie wymienione wcześniej zmienne zostały włączone do modelu proporcjonalnych hazardów Coxa jako zmienne objaśniające.

Wyniki estymacji modelu proporcjonalnych hazardów Coxa, w podejściu klasycznym dla kohorty wyżu oraz niżu, odpowiednio przedstawiają tablice 6 oraz 7.

Tablica 6. Wyniki estymacji modelu Coxa w podejściu klasycznym dla czasu trwania pierwszych małżeństw – kohorta 1951–1960

Table 6. Results of Cox model classical estimation for duration of first marriages – birth cohort 1951–1960

Kohorta 1951–1960 <i>Birth cohort 1951–1960</i>		Oszacowanie parametru <i>Parameter estimate</i>	Chi-kwadrat <i>Chi-square</i>	p <i>p-value</i>	HR <i>Hazard ratio</i>	95% Przedział ufności dla HR <i>95% CI for HR</i>	
Wiek <i>Age</i>	Powyżej 21 lat <i>> 21 years old</i>	-0,24	5 301,13	<,0001	0,784	0,779	0,789
Wykształcenie <i>Education</i>	Średnie <i>Secondary</i>	0,08	196,37	<,0001	1,078	1,067	1,089
	Zawodowe <i>Vocational</i>	0,03	29,8	<,0001	1,033	1,021	1,045
	Podstawowe <i>Primary</i>	0,35	3 121,76	<,0001	1,415	1,398	1,432
Miejsce urodzenia <i>Place of birth</i>	Wieś <i>Countryside</i>	-0,26	5 571,91	<,0001	0,771	0,766	0,777
Liczba dzieci <i>Number of children</i>		-0,57	117 634,04	<,0001	0,566	0,564	0,567

Źródło: Opracowanie własne.
Source: Own calculations.

Tablica 7. Wyniki estymacji modelu Coxa w podejściu klasycznym dla czasu trwania pierwszych małżeństw – kohorta 1961–1970

Table 7. Results of Cox model classical estimation for duration of first marriages – birth cohort 1961–1970

Kohorta 1961–1970 <i>Birth cohort 1961–1970</i>		Oszacowanie Parametru <i>Parameter estimate</i>	Chi- Kwadrat <i>Chi-square</i>	p <i>p-value</i>	HR <i>Hazard ratio</i>	95% Przedział ufności dla HR <i>95% CI for HR</i>	
Wiek <i>Age</i>	Powyżej 21 lat <i>> 21 years old</i>	-0,53	10 147,55	<,0001	0,588	0,582	0,594
Wykształcenie <i>Education</i>	Średnie <i>Secondary</i>	-0,10	203,05	<,0001	0,901	0,888	0,914
	Zawodowe <i>Vocational</i>	0,08	107,38	<,0001	1,085	1,068	1,101
	Podstawowe <i>Primary</i>	0,44	2 319,73	<,0001	1,558	1,531	1,587
Miejsce urodzenia <i>Place of birth</i>	Wieś <i>Countryside</i>	-0,40	4 024,66	<,0001	0,669	0,661	0,678
Liczba dzieci <i>Number of children</i>		-0,86	98 125,08	<,0001	0,423	0,42	0,425

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own calculations.

Przyjęto następujące poziomy referencyjne:

- Wiek: 21 lat lub mniej,
- Wykształcenie: wyższe,
- Klasa miejscowości urodzenia: miasto.

Kluczową informacją, jaką można uzyskać w oparciu o estymację modelu Coxa, jest wskaźnik *hazard ratio*, tj. iloraz hazardów oznaczający stosunek wskaźników hazardu dla dwóch jednostek różniących się wartościami odpowiednich zmiennych objaśniających. Wszystkie zmienne wprowadzone do modelu dla obu kohort są statystycznie istotne na dowolnym akceptowalnym poziomie istotności.

Na podstawie otrzymanych wyników można stwierdzić, że w obu kohortach kobiety wychodzące za mąż w wieku powyżej 21 lat mają dużo niższe ryzyko rozpadu pierwszego małżeństwa niż w przypadku kobiet wychodzących za mąż relatywnie wcześniej, przy czym wskaźnik ten kształtuje się na poziomie 22% w kohorcie wyżu oraz na poziomie 41% w kohorcie niżu demograficznego. Są to więc stosunkowo duże różnice. Ponadto kobiety urodzone na wsi charakteryzują się mniejszym ryzykiem rozpadu związku niż kobiety pochodzące z miast – różnica ta sięga 23% w kohorcie 1951–1960 oraz aż 33% w kohorcie 1961–1970, a więc – podobnie jak w przypadku wieku kobiety w momencie zawierania małżeństwa – są to zauważalne różnice. Obie kohorty są do siebie zbliżone także pod względem wpływu liczby

dzieci na ryzyko rozwodu – wzrost liczby dzieci powoduje spadek tego ryzyka w kohorcie wyżu o ponad 43%, w kohorcie niżu – o prawie 58% z każdym kolejnym dzieckiem.

Biorąc pod uwagę wykształcenie kobiety można stwierdzić, że w obu kohortach grupą najbardziej narażoną na ryzyko rozwodu były kobiety z wykształceniem podstawowym, charakteryzujące się ponad 40% w kohorcie wyżu oraz prawie 60% wyższym ryzykiem rozwodu w stosunku do „najmniej ryzykownej grupy” w kohorcie niżu demograficznego. Wśród kobiet urodzonych w latach 1951–1960 grupą najmniej narażoną na ryzyko rozpadu pierwszego małżeństwa są kobiety z wykształceniem wyższym, przy czym różnice między nimi a kobietami z wykształceniem zawodowym i średnim są niewielkie (około 3,3% i 7,8% wyższe ryzyko rozwodu dla kobiet z wykształceniem zawodowym i średnim, odpowiednio). W kohorcie 1961–1970 natomiast grupą o najmniejszym ryzyku rozwodu są kobiety z wykształceniem średnim, niemniej jednak – podobnie jak w kohorcie wyżu – grupy kobiet z wykształceniem wyższym, średnim i zawodowym nie różnią się bardzo od siebie: kobiety z wykształceniem średnim mają około 10% niższe ryzyko rozpadu związku, a kobiety z wykształceniem zawodowym – około 8,5% wyższe w stosunku do grupy kobiet z wykształceniem wyższym. Niemniej jednak w obu kohortach daje się zaobserwować wyraźnie wyższe ryzyko wśród kobiet z wykształceniem podstawowym.

W celu dokładniejszej analizy wpływu wieku kobiety w momencie zawierania małżeństwa na ryzyko rozpadu związku oszacowano dodatkowy model, w którym zastąpiono pierwotną zmienną grupującą kobiety pod względem wieku w momencie zawarcia małżeństwa w dwie kategorie zmienną o bardziej szczegółowym charakterze, która przyjmuje następujące wartości w zależności od wieku kobiety w momencie zawarcia pierwszego małżeństwa: 19 lat i mniej, 20 lat, 21 lat, 22 lata, 23 lata, 24 lata oraz 25 lat i więcej. Wyniki estymacji modelu Coxa dla czasu trwania pierwszych małżeństw w zależności od wieku, dla kohorty wyżu oraz niżu, przedstawiają odpowiednio tablice 8 oraz 9.

Grupą referencyjną były kobiety wychodzące za mąż w wieku 19 lat i mniej. Wyniki estymacji zmodyfikowanego modelu potwierdzają wcześniejsze wnioski – kobiety wychodzące za mąż w późniejszym wieku są mniej narażone na ryzyko rozwodu. Widoczny jest spadek ilorazu hazardów w kolejnych grupach wieku. Jedyne wyjątkiem jest tutaj porównanie grup kobiet zawierających związek małżeński w wieku lat 23 i 24 w kohorcie wyżu demograficznego – jest to jedyna sytuacja, gdzie kobiety starsze mają nieco wyższe ryzyko rozpadu małżeństwa niż kobiety młodsze. Analizując dokładniej ilorazy hazardów dla poszczególnych grup można zauważyć, że w obu kohortach największa różnica widoczna jest pomiędzy najmłodsza grupą (19 lat i mniej) a pozostałymi kategoriami, przy czym różnice te kształtują się na poziomie 18% oraz 26% dla kohorty wyżu i niżu, odpowiednio. W kohorcie wyżu ponadto daje się zaobserwować relatywnie wysoki spadek ilorazu hazardów pomiędzy grupą kobiet zawierających związek małżeński w wieku

lat 20 (18% niższe ryzyko rozpadu małżeństwa w stosunku do grupy referencyjnej) oraz w wieku lat 21 (30% niższe ryzyko w stosunku do grupy referencyjnej), a także pomiędzy grupami 24 lata (26% niższe ryzyko) oraz 25 lat i więcej (38% niższe ryzyko niż kobiety wychodzące za mąż mając mniej niż 20 lat). W kohorcie niżej demograficznego natomiast największe różnice występują między kategoriami: 20 i 21 lat oraz 21 i 22 lata. Niemniej jednak, kierunek zmian ilorazu hazardów w obu kohortach jest analogiczny, z wyjątkiem wspomnianych wcześniej kategorii w kohorcie 1951–1960.

Tablica 8. Wyniki estymacji modelu Coxa w podejściu klasycznym dla czasu trwania pierwszych małżeństw (zmodyfikowana zmienna grupa wieku) – kohorta 1951–1960

Table 8. Results of Cox model classical estimation for duration of first marriages (modified age group) – birth cohort 1951–1960

Kohorta 1951–1960 Birth cohort 1951–1960		Oszacowanie parametru Parameter estimate	Chi-kwadrat Chi-square	p p-value	HR Hazard ratio	95% Przedział ufności dla HR 95% CI for HR	
Wiek Age	20 lat 20 years old	-0,20	1521,84	<,0001	0,816	0,807	0,824
	21 lat 21 years old	-0,37	4613,12	<,0001	0,694	0,686	0,701
	22 lata 22 years old	-0,44	5831,98	<,0001	0,646	0,639	0,654
	23 lata 23 years old	-0,47	5475,81	<,0001	0,628	0,62	0,636
	24 lata 24 years old	-0,30	2088,33	<,0001	0,741	0,731	0,75
	25 lat i więcej >= 25 years old	-0,47	7667,12	<,0001	0,622	0,615	0,629
Wykształcenie Education	Średnie Secondary	0,07	188,86	<,0001	1,077	1,066	1,088
	Zawodowe Vocational	0,01	1,90	0,1682	1,008	0,997	1,02
	Podstawowe Primary	0,29	2170,61	<,0001	1,342	1,325	1,358
Miejsce urodzenia Place of birth	Wieś Countryside	-0,26	5503,88	<,0001	0,772	0,767	0,778
Liczba dzieci Number of children		-0,58	117552,44	<,0001	0,562	0,56	0,564

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own calculations.

Tablica 9. Wyniki estymacji modelu Coxa w podejściu klasycznym dla czasu trwania pierwszych małżeństw (zmodyfikowana zmienna grupa wieku) – kohorta 1961–1970

Table 9. Results of Cox model classical estimation for duration of first marriages (modified age group) – birth cohort 1961–1970

Kohorta 1961–1970 <i>Birth cohort 1961–1970</i>		Oszacowanie parametru <i>Parameter estimate</i>	Chi-kwadrat <i>Chi-square</i>	p <i>p-value</i>	HR <i>Hazard ratio</i>	95% Przedział ufności dla HR <i>95% CI for HR</i>	
Wiek <i>Age</i>	20 lat <i>20 years old</i>	-0,30	1679,85	<,0001	0,743	0,732	0,753
	21 lat <i>21 years old</i>	-0,46	3757,41	<,0001	0,629	0,619	0,638
	22 lata <i>22 years old</i>	-0,69	6579,91	<,0001	0,501	0,492	0,509
	23 lata <i>23 years old</i>	-0,71	5487,63	<,0001	0,491	0,482	0,501
	24 lata <i>24 years old</i>	-0,84	5585,04	<,0001	0,430	0,42	0,439
	25 lat i więcej <i>>= 25 years old</i>	-0,91	10230,55	<,0001	0,401	0,394	0,408
Wykształcenie <i>Education</i>	Średnie <i>Secondary</i>	-0,13	295,26	<,0001	0,882	0,869	0,894
	Zawodowe <i>Vocational</i>	0,02	4,73	0,0297	1,017	1,002	1,033
	Podstawowe <i>Primary</i>	0,31	1097,59	<,0001	1,368	1,343	1,393
Miejsce urodzenia <i>Place of birth</i>	Wieś <i>Countryside</i>	-0,39	3757,11	<,0001	0,678	0,67	0,687
Liczba dzieci <i>Number of children</i>		-0,88	100233,33	<,0001	0,415	0,413	0,417

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own calculations.

Na podstawie wyników estymacji modelu Coxa zarówno w wersji podstawowej, jak i ze zmodyfikowaną zmienną oznaczającą wiek kobiety w momencie zawierania małżeństwa, wyraźnie dają się zauważyć podobieństwa, jakie występują między kobietami z kohorty wyżu oraz niżu demograficznego pod względem wpływu poszczególnych zmiennych objaśniających na ryzyko rozpadu pierwszego małżeństwa. Jediną różnicą jest wpływ poziomu wykształcenia, jednak i tu różnice te są stosunkowo niewielkie.

Dodatkowym zagadnieniem podejmowanym przez badaczy trwałości małżeństw jest wpływ nie tylko liczby dzieci, ale także ich płci na trwałość małżeństwa (Diek-

mann i Schmidheiny 2004). W celu zweryfikowania hipotezy dotyczącej występowania takiej zależności dla pierwszych małżeństw zawieranych przez kobiety urodzone w kohortach 1951–1960 oraz 1961–1970 zdefiniowano dodatkowe zmienne objaśniające, klasyfikujące małżeństwa pod względem liczby oraz płci dzieci urodzonych w tym związku w następujący sposób: małżeństwa bezdzietne, małżeństwa z jednym dzieckiem – chłopcem, małżeństwa z jednym dzieckiem – dziewczynką, małżeństwa z dwójką dzieci – chłopcami, małżeństwa z dwójką dzieci – dziewczynkami, małżeństwa z dwójką dzieci – chłopcem i dziewczynką, małżeństwa z trójką lub większą

Tablica 10. Wyniki estymacji modelu Coxa w podejściu klasycznym dla czasu trwania pierwszych małżeństw z uwzględnieniem liczby i płci dzieci – kohorta 1951–1960

Table 10. Results of Cox model classical estimation for duration of first marriages with additional variables: number and gender of children – birth cohort 1951–1960

Kohorta 1951–1960 <i>Birth cohort 1951–1960</i>		Oszacowanie parametru <i>Parameter estimate</i>	Chi- kwadrat <i>Chi-square</i>	p <i>p-value</i>	HR <i>Hazard ratio</i>	95% Przedział ufności dla HR <i>95% CI for HR</i>	
Wiek <i>Age</i>	Powyżej 21 lat <i>> 21 years old</i>	-0,26	5 992,32	<,0001	0,772	0,766	0,777
Wykształcenie <i>Education</i>	Średnie <i>Secondary</i>	0,08	218,68	<,0001	1,083	1,071	1,094
	Zawodowe <i>Vocational</i>	0,02	7,15	0,01	1,016	1,004	1,028
	Podstawowe <i>Primary</i>	0,28	2 003,84	<,0001	1,324	1,308	1,341
Miejsce urodzenia <i>Place of birth</i>	Wieś <i>Countryside</i>	-0,27	5 823,53	<,0001	0,766	0,761	0,771
Jeden chłopiec <i>One son</i>		-0,54	8 259,12	<,0001	0,585	0,578	0,592
Jedna dziewczynka <i>One daughter</i>		-0,52	7 872,93	<,0001	0,592	0,585	0,598
Dwóch chłopców <i>Two sons</i>		-1,47	46 460,63	<,0001	0,229	0,226	0,232
Dwie dziewczynki <i>Two daughters</i>		-1,48	43 499,30	<,0001	0,228	0,225	0,231
Chłopiec i dziewczynka <i>Son and daughter</i>		-1,5	66 349,23	<,0001	0,224	0,221	0,226
Więcej niż dwoje dzieci <i>More than two children</i>		-1,9	103 644,04	<,0001	0,150	0,148	0,152

Źródło: Opracowanie własne.
Source: Own calculations.

liczbą dzieci. Zdefiniowany wcześniej model został zmodyfikowany tak, aby zamiast dyskretnej zmiennej oznaczającej liczbę dzieci zawierał 6 zmiennych binarnych odpowiadającym kategoriom (2)–(7) zdefiniowanym powyżej (małżeństwa bezdzietne przyjęto jako kategorię referencyjną). Tablice 10 i 11 zawierają wyniki estymacji modelu proporcjonalnych hazardów Coxa zawierającego zmienne zero-jedynkowe odpowiadające poszczególnym grupom małżeństw zdefiniowanym wcześniej.

Z punktu widzenia analizy wpływu płci dzieci na trwałość małżeństwa najistotniejsze są oszacowania ilorazu hazardów dla nowo wprowadzonych zmiennych

Tablica 11. Wyniki estymacji modelu Coxa w podejściu klasycznym dla czasu trwania pierwszych małżeństw z uwzględnieniem liczby i płci dzieci – kohorta 1961–1970

Table 11. Results of Cox model classical estimation for duration of first marriages with additional variables: number and gender of children – birth cohort 1961–1970

Kohorta 1961–1970 <i>Birth cohort 1961–1970</i>		Oszacowanie parametru <i>Parameter estimate</i>	Chi- kwadrat <i>Chi-square</i>	p <i>p-value</i>	HR <i>Hazard ratio</i>	95% Przedział ufności dla HR <i>95% CI for HR</i>	
Grupa <i>Age</i>	Powyżej 21 lat <i>> 21 years old</i>	-0,55	11 005,62	<,0001	0,575	0,569	0,581
Wykształcenie <i>Education</i>	Średnie <i>Secondary</i>	-0,09	152,63	<,0001	0,914	0,901	0,927
	Zawodowe <i>Vocational</i>	0,1	160,85	<,0001	1,105	1,088	1,122
	Podstawowe <i>Primary</i>	0,42	2 085,22	<,0001	1,527	1,5	1,555
Miejsce urodzenia <i>Place of birth</i>	Wieś <i>Countryside</i>	-0,4	3 883,54	<,0001	0,673	0,665	0,681
Jeden chłopiec <i>One son</i>		-0,52	3 892,29	<,0001	0,595	0,585	0,605
Jedna dziewczynka <i>One daughter</i>		-0,58	4 756,62	<,0001	0,560	0,551	0,57
Dwóch chłopców <i>Two sons</i>		-1,89	30 364,60	<,0001	0,152	0,148	0,155
Dwie dziewczynki <i>Two daughters</i>		-1,9	28 573,48	<,0001	0,149	0,146	0,153
Chłopiec i dziewczynka <i>Son and daughter</i>		-1,97	46 190,76	<,0001	0,140	0,137	0,142
Więcej niż dwoje dzieci <i>More than two children</i>		-2,5	67 146,56	<,0001	0,082	0,081	0,084

Źródło: Opracowanie własne.
Source: Own calculations.

w modelu. Analizując te wskaźniki, należy zwrócić uwagę na kilka kwestii. Po pierwsze, oszacowania parametrów potwierdzają jednoznacznie wnioski płynące z wyników estymacji poprzedniego modelu – wraz ze wzrostem liczby dzieci spada ryzyko rozpadu małżeństwa, przy czym w oparciu o rozszerzony model można stwierdzić, że małżeństwa z jednym dzieckiem mają ponad 40% niższe ryzyko rozpadu związku w stosunku do małżeństw bezdzietnych, analogiczny wskaźnik dla rodzin z dwójką dzieci wynosi około 77% w kohorcie wyżu oraz około 85% w kohorcie niżu. Małżeństwa z trójką lub większą liczbą dzieci mają 85% niższe (kohorta 1951–1960) oraz aż 92% niższe (kohorta 1961–1970) ryzyko rozwodu niż pary nieposiadające dzieci. Ponadto dają się ponownie zaobserwować dosyć zbliżone wartości oszacowań parametrów dla obu kohort, co pozostaje w zgodzie z wcześniejszymi wnioskami na temat dużego stopnia podobieństwa kobiet w analizowanych kohortach pod względem trwałości pierwszych małżeństw. Jednakże najważniejszy wniosek płynący z analizy wyników estymacji rozszerzonego modelu Coxa dotyczy wpływu płci dzieci. Na podstawie otrzymanych oszacowań ilorazu hazardów można stwierdzić, że nie występuje istotny efekt wpływu płci dzieci na trwałość pierwszych związków małżeńskich w analizowanych kohortach. Dla każdej z kohort wskaźniki ilorazu hazardu odpowiadające małżeństwom z taką samą liczbą dzieci, ale o różnej płci są bardzo zbliżone. W kohorcie wyżu małżeństwa z jedną córką mają 40,8% niższe ryzyko rozwodu niż pary bezdzietne, z jednym synem – 41,5% niższe. Pary z dwójką dzieci mają ryzyko rozpadu związku niższe w stosunku do par bezdzietnych o: 77,1% (dwóch chłopców), 77,2% (dwie dziewczynki) oraz o 77,6% (chłopiec i dziewczynka). W kohorcie urodzeniowej 1961–1970 analogiczne wskaźniki kształtują się na poziomach: 44% dla małżeństw z jedną córką oraz 40,5% dla małżeństw z jednym synem. Wśród małżeństw z dwójką dzieci natomiast wynoszą one: 84,8%, 85,1% oraz 86% dla rodzin z dwoma synami, dwoma córkami oraz córką i synem, odpowiednio. Na podstawie tych wartości można stwierdzić, że płeć dzieci nie wpływa istotnie na trwałość pierwszych małżeństw w analizowanych kohortach urodzeniowych, natomiast bardzo silny jest wpływ samej liczby dzieci. Wnioski te są spójne z wynikami cytowanego wcześniej badania Diekmanna i Schmidheiny’ego przeprowadzonego na podstawie danych dla 18 krajów.

DLUGOŚĆ TRWANIA ZWIĄZKU A RYZYKO JEGO ROZPADU

Na zakończenie analizy trwałości pierwszych małżeństw w podejściu klasycznym podjęto próbę uproszczonej analizy intensywności rozwodów w czasie. Zagadnienie to jest również bardzo interesujące w kontekście analizy trwałości małżeństw, w szczególności porównanie dwóch kohort pod względem czasu trwania małżeństw, które zakończyły się rozwodem, może prowadzić do ciekawych wniosków. W celu dokonania takiego porównania wyznaczono liczbę i odsetek rozwodów, jakie zaobserwowano w pierwszych trzech latach trwania małżeństwa, pomiędzy trzecim

a szóstym rokiem oraz pomiędzy szóstym a dziesiątym rokiem trwania małżeństwa. Z uwagi na fakt, iż w momencie przeprowadzania badania (rok 2002) najmłodsze respondentki miały 32 lata, uwzględniono rozwody mające miejsce do dziesiątego roku trwania związku, aby zapewnić odpowiednio długi horyzont obserwacji dla kobiet z wybranych kohort. Tablica 12 zawiera zestawienie liczby i odsetka małżeństw zakończonych rozwodem dla obu kohort urodzeniowych, w zależności od momentu, w jakim związek się zakończył. Udziały procentowe poszczególnych grup wyznaczono w odniesieniu do łącznej liczby rozwodów zaobserwowanych w czasie pierwszych dziesięciu lat trwania związku. Małżeństwa, które zakończyły się rozwodem po co najmniej dziesięciu latach trwania zostały jedynie podsumowane w kolumnie „Po 10 latach”, jednakże dla tej grupy nie wyznaczano udziałów procentowych, nie uwzględniono tych małżeństw również w interpretacji z uwagi na brak możliwości porównania wybranych kohort w opraciu o dane pochodzące z roku 2002.

Tablica 12. Liczba i odsetek rozwodów w zależności od czasu trwania pierwszego małżeństwa w kohortach 1951–1960 oraz 1961–1970

Table 12. Number and percentage of divorces by marriage duration by birth cohorts 1951–1960 and 1961–1970

	Do 3 lat <3 years	3–6 lat 3–6 years	6–10 lat 6–10 years	Razem (do 10 lat) Total (up to 10 years)	Po 10 latach > 10 years	Razem Total
Kohorta 1951–1960 <i>Birth cohort 1951–1960</i>	38 679	55 809	77 131	171 619	242 927	414 546
	22,54%	32,52%	44,94%			
Kohorta 1961–1970 <i>Birth cohort 1961–1970</i>	26 319	40 872	50 175	117 366	62 530	179 896
	22,42%	34,82%	42,75%			
Razem <i>Total</i>	64 998	96 681	127 306	288 985	305 457	594 442
	22,49%	33,46%	44,05%			

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own calculations.

Otrzymane wyniki wskazują, że odsetki małżeństw w poszczególnych grupach wyróżnionych na podstawie czasu trwania związku do momentu rozwodu kształtują się na zbliżonym poziomie dla obu kohort. Największą grupę stanowią małżeństwa rozwodzące się między szóstym a dziesiątym rokiem, jest to niespełna 45% w kohorcie wyżu demograficznego oraz niespełna 43% w kohorcie niżu. Nieco mniej par rozstało się pomiędzy trzecim a szóstym rokiem trwania związku – 33% dla kohorty urodzeniowej 1951–1960 oraz 35% dla kohorty 1961–1970. Relatywnie najmniej związków zakończonych zostało w pierwszych trzech latach małżeństwa – udział tej grupy w ogólnej liczbie małżeństw rozstających się w ciągu pierwszych dziesięciu lat trwania związku wynosi 23% oraz 22% odpowiednio dla kohorty wyżu i niżu.

Na podstawie powyższych wyników można zaobserwować rosnącą intensywność rozwodów w czasie dla obu kohort – relatywnie więcej par rozwdziło się w późniejszym etapie małżeństwa. Dodatkowo, niezwykle istotny jest fakt, że również i ta analiza dowodzi podobieństwa grup kobiet w obu kohortach urodzeniowych pod względem trwałości ich pierwszych związków małżeńskich – kierunek zmian w odsetku rozwodzących się par wraz z upływem czasu jest taki sam. Ponadto udziały procentowe poszczególnych grup w łącznej liczbie rozwodów mających miejsce w ciągu pierwszych dziesięciu lat trwania związku są na zbliżonym poziomie dla kohort wyżu i nizu demograficznego.

ZAKOŃCZENIE

Analiza przeprowadzona na podstawie danych pochodzących z badania „Dzielenność kobiet” pozwoliła przede wszystkim stwierdzić duże podobieństwa, jakie występują między analizowanymi kohortami wyżu i nizu demograficznego pod względem trwałości pierwszych związków. Związki kohabitacyjne w obu kohortach stanowią niewielki odsetek całkowitej liczby pierwszych związków, co odróżnia nieco Polskę od krajów Europy Zachodniej i Północnej, gdzie kohabitacja jest znacznie bardziej rozpowszechnioną formą związku (Heuveline, Timberlake 2005). Ponadto związki takie charakteryzują się znacznie większą nietrwałością niż pierwsze związki zawierane w formie małżeństwa. Około 50% kohabitacji zakończyło się rozpadem do momentu przeprowadzania badania, dla małżeństw analogiczny wskaźnik wynosi około 12%, co jest stosunkowo niewielką wartością. Analizując trwałość pierwszych związków małżeńskich wyraźnie daje się zaobserwować większe ryzyko rozwodu wśród kobiet zawierających małżeństwo w stosunkowo młodym wieku, co potwierdza wnioski innych badaczy (między innymi Strzelecki i in. 2011, Becker, Landes, Michael 1977), przy czym zależność ta jest widoczna w obu analizowanych kohortach. Ponadto małżeństwa kobiet urodzonych na wsi odznaczają się zauważalnie wyższą trwałością niż w przypadku kobiet pochodzących z miast, co – ponownie – potwierdza wyniki wcześniejszych analiz (Lyngstad 2011). Dodatkowo, widoczny jest także wpływ wykształcenia kobiety na trwałość związku małżeńskiego. W obu kohortach kobiety z wykształceniem podstawowym odznaczały się wyraźnie wyższym ryzykiem rozwodu niż kobiety z wykształceniem wyższym, średnim lub zawodowym. Zależność ta pozostaje w zgodzie z wnioskami Lehrer (2008) oraz Lyngstad, Jalovaary (2010) i McLanahan 2004, którzy w swoich pracach również stwierdzili występujący stabilizujący efekt wyższego poziomu wykształcenia dla trwałości związku małżeńskiego. Ostatnim z analizowanych czynników była liczba dzieci. W obu kohortach rosnąca liczba dzieci wpływała na obniżenie ryzyka rozpadu małżeństwa (do analogicznych wniosków doszedł m.in. Todesco 2011), przy czym płeć dziecka lub dzieci nie ma tutaj istotnego znaczenia (podobnie jak Diekmann, Schmidheiny 2004).

Podsumowując niniejszą analizę należy podkreślić stosunkowo duże podobieństwo między analizowanymi kohortami urodzeniowymi pod względem formy i trwałości pierwszego związku, a także czynników, które w istotny sposób determinują ryzyko rozpadu pierwszego związku małżeńskiego. Jednocześnie trzeba zaznaczyć, iż odsetek pierwszych związków w formie kohabitacji wśród Polek jest znacznie niższy niż analogiczne wskaźniki dla krajów Europy Zachodniej i Północnej. Polska nadal jest krajem, gdzie dominującą formą związku jest małżeństwo. Ponadto małżeństwa Polek urodzonych w latach 1951–1960 oraz 1961–1970 odznaczają się dużo wyższą trwałością niż dzieje się w to krajach zachodnioeuropejskich, jednakże rosnąca liczba rozwodów oraz spadek czasu trwania małżeństwa dają się zaobserwować także i w Polsce. Analiza pierwszych związków małżeńskich pod kątem momentu rozpadu małżeństwa potwierdziła wysoki stopień podobieństwa między badanymi kohortami – odsetek związków, które rozpadły się w pierwszych latach trwania małżeństwa kształtuje się na zbliżonym poziomie w kohortach wyżu i nizu demograficznego, przy czym wskaźnik ten wzrasta w miarę upływu czasu liczonego od początku trwania związku małżeńskiego.

Małżeństwa Polek, mimo tego że do tej pory odznaczały się stosunkowo wyższą trwałością w porównaniu z Europą Zachodnią i Północną, nie są wolne od zagrożeń, jakie występują w tych krajach, a odsetek małżeństw kończących się rozwodem rośnie, przy jednoczesnym skracaniu się czasu trwania związków małżeńskich – rozwody coraz częściej zdarzają się w pierwszych latach małżeństwa.

LITERATURA

- Andersson G., 1997, *The Impact of children on divorce risks of Swedish women*, „European Journal of Population”, no. 13, 109–145.
- Baranowska A., 2011, *Premarital conceptions and their resolution. The decomposition of trends in rural and urban areas in Poland 1985–2009*, WP Nr 10(2011), Instytut Statystyki i Demografii SGH, Warszawa.
- Becker G.S., Landes E.M., Michael R.T., 1977, *An economic analysis of marital instability*, „The Journal of Political Economy”, vol. 85, no. 6, 1141–1187.
- Cherlin A.J., 2004, *The deinstitutionalization of American marriage*, „Journal of Marriage and the Family”, vol. 66, November, 848–861.
- Cherlin A., 2009, *The Marriage-Go-Round: The State of Marriage and the Family in America Today*, Alfred A. Knopf, New York.
- Diekmann A., Schmidheiny K., 2004, *Do Parents of Girls Have a Higher Risk of Divorce? An Eighteen-Country Study*, „Journal of Marriage and Family”, vol. 66, no. 3, 651–660.
- European Union, 2011, *Demography report 2010. Older, more numerous and diverse Europeans*, European Commission, Directorate-General for Employment, Social Affairs and Inclusion, Eurostat, the Statistical Office of the European Union, Publications Office of the European Union, Luxembourg, 2011, ISBN 978-92-79-17603-6, publikacja dostępna w internecie (12.11.2012): ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=6824&langId=en.
- Frątczak E., Ptak-Chmielewska A., Pęczkowski M., Sikorska I., 2011, *Płodność i małżeństwo w Polsce – analiza kohortowa: kohorty urodzeniowe 1911–1986*, Oficyna Wydawnicza Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.

- Goldin C., Katz L., 2002, *The power of the pill: Oral contraceptives and women's career and marriage decisions*, „Journal of Political Economy”, vol. 110, no. 4, 730–770.
- Greenwood J., Guner N., 2008, *Marriage and divorce since World War II: Analyzing the role of technological progress on the formation of households*, NBER Macro Annual, Cambridge.
- Heuveline P., Timberlake J.M., 2005, *The role of cohabitation in family formation: The United States in comparative perspective*, „Journal of Marriage and the Family”, no. 66(5), 1214–1230.
- Isen A., Stevenson B., 2010, *Women's education and family behavior: Trends in marriage, divorce and fertility*, Working Paper 15725, National Bureau Of Economic Research, Cambridge, MA 02138, publikacja dostępna w internecie (12.11.2012): <http://www.nber.org/papers/w15725>.
- Kiernan K., 2000, *Cohabitation in Western Europe: Trends, Issues and Implications*, Conference: Just Living Together: Implications of Cohabitation for children, Families, and Social Policy, Population Research Institute, Pennsylvania State University.
- Kwak A., 2005, *Rodzina w dobie przemian. Małżeństwo i kohabitacja*, Wydawnictwo Akademickie Żak, Warszawa.
- Lednicki B., 2005, *Losowanie próby do badania dzietność kobiet w NSP 2002 r.*, GUS (materiał niepublikowany).
- Lehrer E.L., 2008, *Age at marriage and marital instability: Revisiting the Becker-Landes-Michael hypothesis*, „Journal of Population Economics”, vol. 21, no. 2, 463–484.
- Lesthaeghe R., 1992, *The second demographic transition in Western Countries*, in IUSSP-IRP, [w:] Oppenheim M.K., Jensen A. “*Gender and family change*” (s. 17–62), Clarendon Press, Oxford.
- Levinger G., 1965, *Marital Cohesiveness and Dissolution: An Integrative Review*, „Journal of Marriage and Family”, no. 27, 19–28.
- Levinger G., 1979, *A social psychological perspective on marital dissolution*, [w:] Levinger G., Moles O. (red.), *Divorce and separation: Context, causes, consequences* (s. 37–60), Basic Books, New York.
- Lutz W., Wils A. B., Nieminen M., 1991, *The demographic dimensions of divorce: the case of Finland*, „Population Studies”, vol. 45, no. 3, 437–453.
- Lyngstad T.H., 2011, *Does Community Context Have an Important Impact on Divorce Risk? A Fixed-Effects Study of Twenty Norwegian First-Marriage Cohorts*, „European Journal of Population”, vol. 27, no. 1, 57–77.
- Lyngstad T.H., Jalovaara M., 2010, *A review of the antecedents of union dissolution*, „Demographic Research”, no. 23, 257–292.
- Matysiak A., 2009, *Is Poland really 'immune' to the spread of cohabitation?*, „Demographic Research”, no. 21, 215–234.
- McLanahan S., 2004, *Diverging destinies: How children fare under the second demographic transition*, „Demography”, vol. 41, no. 4, 607–628.
- Morgan S.P., Lye D.N., Condran G.A., 1988, *Sons, daughters, and the risk of marital disruptions*, „American Journal of Sociology”, no. 94, 110–29.
- Mynarska M., 2011, *Kiedy mieć dziecko? Jakościowe badanie procesu odraczania decyzji o rodzicielstwie*, Zeszyty Naukowe, Instytut Statystyki i Demografii SGH, Nr 1, 15–17.
- Nowak L., Stańczak J., Znajewska A., 2011, *Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2010 r. Stan w dniu 31 XII*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Oppenheimer V.K., 1988, *A theory of marriage timing*, „American Journal of Sociology”, vol. 94, no. 3, 563–591.
- Perelli-Harris B., Sigle-Rushton W., Kreyenfeld M., Lappegård T., Keizer R., Berghammer C., 2010, *The Educational Gradient of Childbearing Within Cohabitation in Europe*, „Population and Development Review”, vol. 36, no. 4, 775–801.
- Preston, S.H., 1986, *Changing values and falling birth rates*, „Population and Development Review”, supplement, no.12, 176–195.
- Slany K., 2002, *Alternatywne formy życia małżeńsko-rodzinnego w ponowoczesnym świecie*, Zakład wydawniczy NOMOS, Kraków.

- Strzelecki Z. (red.), 2011, *Sytuacja Demograficzna Polski, Raport 2010–2011*, Rządowa Rada Ludnościowa, Warszawa.
- Styrz M., 2010, *Czynniki wpływające na stabilność pierwszych małżeństw w Polsce*, *Studia Demograficzne* 1–2(157–158), 27–60.
- Todesco L., 2011, *A Matter of Number, Age or Marriage? Children and Marital Dissolution in Italy*, „Population Research and Policy Review”, vol. 30, no. 2.
- Tymicki K., 2010, *Validation of data quality from Polish Fertility Survey 2002 with use of cohort fertility rates*, „Studia Demograficzne”, 1–2 (157–158), 61–77.
- Van de Kaa D.J., 1987, *Europe's Second Demographic Transition*, „Population Bulletin”, vol. 42, no. 1.
- Wieczorek M., 1990, *Demograficzne, społeczne i ekonomiczne uwarunkowania rozwodów w Polsce*, Monografie i Opracowania, SGPiS, Warszawa.
- Wroczyński R., 1985, *Pedagogika społeczna*, PWN, Warszawa.

STABILITY OF FIRST RELATIONSHIPS FOR WOMEN FROM BIRTH COHORTS 1951–1960 AND 1961–1970

ABSTRACT

A family, as the basic social unit has been a subject to statisticians' and demographers' research for many years. Recently, the marriage institution has changed not only regarding the age at which people marry and the number of children they have but also in terms of its stability. At the same time, alternative forms of family appeared, mostly cohabitations. Such a variety complicates analysis of functioning and stability of a family. It becomes even more complicated regarding the fact that cohabitation often precedes marriage thus it needs to be decided whether it should be analyzed independently or rather in relation to the marriage that comes next. However, increasing divorce rate as well as cohabitations which are more common lead to the question on the stability of marriages and informal relationships as well as other changes observed recently in this area. The main objective of the study is to analyze and compare the stability of first relationships for women from birth cohorts 1951–1960 and 1961–1970. Cohort analysis makes it possible to present the changes in marital stability that have been observed for women from demographic decline cohort (1961–1970) as compared to women from demographic bulge cohort (1951–1960). Analyzed data comes from the questionnaire D (Fertility in Poland) of the National Population and Housing Census 2002.

Key words: demography, relationships stability, survival analysis