



Zeszyty naukowe

Working papers

**Ryzyko rozpadu pierwszych małżeństw w Polsce
– znaczenie cech indywidualnych, małżeństwa
i otoczenia**

Marta Styrc

Working Papers
Institute of Statistics and Demography
Warsaw School of Economics

Nr 12, rok 2011

Ryzyko rozpadu pierwszych małżeństw w Polsce – znaczenie cech indywidualnych, małżeństwa i otoczenia

Marta Styr¹, Instytut Statystyki i Demografii SGH

Abstract

Marital stability is an important topic in studies on family because of its meaning for fertility and for the well-being of children and partners. The rise of the divorce rate observed in Poland since the second half of 1990s raises a question about factors correlated with the marital disruption risk. In relevant research one can distinguish between those factors which are related to partners' characteristics, to features of union and to the context. The paper starts with some theoretical considerations on the divorce correlates. Some references to empirical findings regarding other countries are presented as well. Next, the event history regression of first marriages disruption is estimated. The model is specified as a piecewise constant exponential model with proportional relative risks. The data used comes from the Education, Family and Employment Survey from 2006.

Most of the estimation results are consistent with findings for other countries: marriages with premarital children or contracted while expecting a child, marriages of women brought up in bigger cities and those of employed women were less stable. The change of the educational gradient of divorce is an important finding – in the studies pertaining to the period before the 1990s the women with higher education showed a higher risk of divorce. In the current study, which refers to the years since the mid-1980s to 2006, marriages of best educated women have the lowest risk of disruption. Surprisingly, marriages preceded by cohabitation do not have an elevated disruption risk compared to direct marriages. Children's impact on the disruption risk is lower than expected – only marriages with very small children (0-2 years old) are more stable, parity and presence of older children does not make a difference as compared with couples without children. In conclusions, some suggestions have been formulated regarding the data sources for the future research on unions' stability.

Keywords: divorce, marital disruption, stability of marriage, first marriages, children.

¹ Stypendystka projektu "Weź stypendium – dla rozwoju" w roku akademickim 2010/2011. Projekt "Weź stypendium – dla rozwoju" realizowany przez SGH na rzecz doktorantek i doktorantów i współfinansowany ze środków Unii Europejskiej w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego.

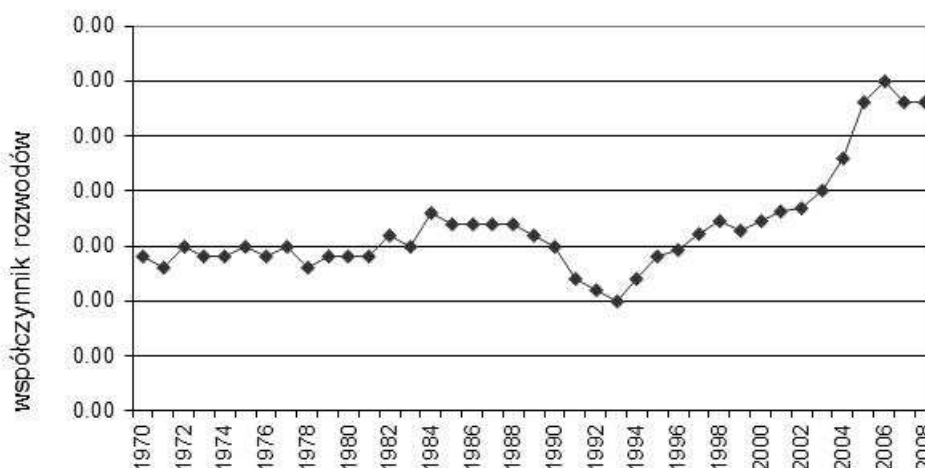
CONTENTS

I. WPROWADZENIE	4
II. KORELATY ROZWODÓW W LITERATURZE	6
CECHY PARTNERA.....	6
CECHY ZWIĄZKU	9
CECHY OTOCZENIA	13
III. UWARUNKOWANIA ROZWODÓW W POLSCE	15
ROZWODY W POLSCE PO 1989 R.....	15
WARTOŚCI I NORMY	17
PYTANIE BADAWCZE	18
IV. DANE, METODA I SPECYFIKACJA MODELU	19
DANE	19
SPECYFIKACJA MODELU ROZPADU PIERWSZYCH MAŁŻEŃSTW.....	19
<i>Zmienna zależna</i>	19
<i>Zmienne niezależne</i>	20
<i>Metoda</i>	23
V. WYNIKI	24
MODEL Z EFEKTAMI GŁÓWNYMI.....	24
MODEL Z INTERAKCJĄ	26
VI. PODSUMOWANIE I DISKUSJA	27
LITERATURA	31
ANEKS	36

I. WPROWADZENIE

Ważnym powodem zainteresowania demografów stabilnością związków, a w szczególności małżeństw, jest ich znaczenie dla płodności oraz dla dobrostanu dzieci pochodzących z takiego związku oraz dobrostanu partnerów tworzących związek. Ponadto ze względu na wzrost niestabilności małżeństw rozwód jest zdarzeniem stanowiącym doświadczenie rosnącej liczby osób. W Polsce brakuje badań na temat czynników wpływających na stabilność małżeńską i jest to niedostatek tym bardziej dotkliwy, że na poziomie makro obserwowany jest wzrost intensywności rozwodów, który zintensyfikował się po roku 2000 (rysunek 1). W takiej sytuacji warto wiedzieć, które grupy ludności i które kategorie małżeństw są bardziej narażone na ryzyko rozpadu.

Rysunek 1. Przekrojowy ogólny współczynnik rozwodów, Polska 1970-2008.



Źródło: do roku 2004 – dane z Kotowska i in. (2008); lata 2005-2008 - obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

W roku 1989 zapoczątkowane zostało w Polsce przekształcenie autokratycznego systemu centralnego w demokratyczną gospodarkę rynkową. W wyniku zasadniczych reform stary system szybko był szybko zastępowany poprzez instytucje typowe dla społeczeństwa kapitalistycznego (Frejka 2008). Nie była to jednak zmiana jednorazowa, ale raczej proces rozciągnięty przez dekadę i nie jest jasne, kiedy transformacja została zakończona. Jednoznacznie można jednak stwierdzić, że zasadniczy ciężar zmian skoncentrowany był w latach 1990. Pod względem skali zmian doświadczanych przez społeczeństwa w okresie pokoju, transformacja w Europie Środkowo-Wschodniej była doświadczeniem wyjątkowym w historii nowoczesnych państw. Szybkim zmianom instytucjonalnym towarzyszyły zmiany zachowań w różnych obszarach życia, w tym także w zakresie formowania rodziny i posiadania

dzieci. System bodźców stymulujących wczesne macierzyństwo i formowanie małżeństw został zastąpiony przez system sprzyjający opóźnieniu decyzji o małżeństwie i dziecku i stosownie do tego zmieniły się zachowania demograficzne (Frejka 2008). Kraje Europy Środkowo-Wschodniej wstąpiły na ścieżkę przemian demograficznych wyznaczaną przez Europę Północną i Zachodnią od połowy lat 1960. Z tym, że o ile w Europie Północnej i Zachodniej zmiany zachowań rodzinnych były interpretowane jako stanowiące głównie konsekwencje zmian systemu wartości i norm zgodnie z teorią drugiego przejścia demograficznego (Van de Kaa 1994, 1996, 2001, Lesthaeghe 1995, Lesthaeghe i Surkyn 2002), o tyle w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w pierwszej kolejności podkreślano znaczenie czynników ekonomicznych (Frejka 2008, Kotowska i in. 2008).

Okres intensywnych zmian instytucjonalnych daje wyjątkową możliwość obserwowania zmian procesów ludnościowych. Po latach stosunkowo ustabilizowanych wzorców formowania rodziny i stopniowego spadku płodności, współczynnik dzietności spadł z poziomu 2,05 dziecka na kobietę 1989 do poziomu 1,23 w 2003 roku (i pozostaje na bardzo niskim poziomie – w 2009 roku wyniósł 1,40), zawarcie małżeństwa było opóźniane, a sam związek stawał się mniej trwały (Kotowska i in. 2008). Zmniejszającej się skłonności do zawierania małżeństw towarzyszył wzrost znaczenia kohabitacji (Matysiak 2009). Słabnięcie znaczenia małżeństwa widoczne jest także w rosnącym po 2000 r. współczynniku rozwodów - przekrojowy ogólny współczynnik rozwodów (total divorce rate) podwoił się z 0,16 w 1999 r. do 0,30 w 2006 r. i 0,28 w 2008 r. Stosunkowo niewiele wiadomo na temat tego, jakie grupy osób doświadczają podwyższonego ryzyka rozpadu małżeństwa w Polsce. Celem niniejszego artykułu jest wypełnienie tej luki poprzez identyfikację korelatów rozwodów w Polsce.

Opracowanie składa się z sześciu części, wliczając wprowadzenie. W drugiej części opisane są społeczno-demograficzne korelaty rozwodów rozpoznane w literaturze. Przytaczane wyniki dotychczasowych badań poprzedzane są wyjaśnieniami teoretycznymi. Część trzecia opisuje kontekst polski, skupiając się na charakterystycznym kontekście społeczno-ekonomicznym i kulturowym. Na tym tle zostało sformułowane pytanie badawcze dotyczące czynników wpływających na rozpad związku małżeńskiego. W części czwartej opisane są dane i model wykorzystany w analizach empirycznych, natomiast wyniki estymacji pokazano w części piątej. Dyskusja wyników analiz i sformułowanie również postulatów dotyczące przyszłych badań rozwodów w Polsce kończą opracowanie.

II. KORELATY ROZWODÓW W LITERATURZE

Większość teorii stabilności małżeńskiej, do których odwołują się demografowie, opiera się na podejściu ekonomicznym, w myśli którego małżeństwo jest utrzymywane tak długo, jak długo jest bardziej korzystne dla partnerów niż rozstanie. Korzyść z pozostawania w małżeństwie jest porównywana z korzyścią bycia poza małżeństwem i stosownie do tego, która z nich przeważa, podejmowana jest decyzja o pozostaniu w małżeństwie lub jego rozwiązaniu. Ten mechanizm odnosi się zarówno do małżeństwa jak i każdego innego związku. Korzyść z małżeństwa określana jest jako użyteczność (Wagner i Weiss 2006, Sigle-Rushton 2010, Lyngstad 2006) lub dobrostan (well-being – Härkönen i Dronkers 2006, Teachman 2002).

Korelaty rozwodów, lub inaczej korelaty rozpadu małżeństw omawiane i testowane w literaturze zostały podzielone na trzy grupy: te związane z cechami osoby (i partnera w związku), te dotyczące cech związku oraz te, które charakteryzują otoczenie. Zostają one omówione w podanej kolejności, przy czym lista czynników nie jest wyczerpująca. Wyboru omawianych korelatów jak i szczegółowości ich opisu dokonano, oceniając aktualność tych wątków w dyskusji naukowej oraz ich znaczenie z punktu widzenia analiz w Polsce.

CECHY PARTNERA

Wiek partnerów i wiek w momencie zawarcia małżeństwa

Wiek partnerów jest jednym z czterech wymiarów czasu obecnych w badaniach rozwodów obok: wieku związku (długość trwania związku), kohorty małżeńskiej (lub generalnie – kohorty związku) i czasu kalendarzowego (Lyngstad i Jalovaara 2010). Rzadko jednak bywa ujmowany w odpowiednich modelach, ponieważ jest współliniowy z długością trwania związku, która jest preferowana w analizie historii zdarzeń jako czas procesu. Inną formą uwzględnienia indywidualnej dojrzałości partnerów w modelu jest zmienna opisująca wiek zawarcia małżeństwa. Małżeństwa zawarte w młodym wieku są mniej stabilne niż małżeństwa zawarte przez starsze osoby. Wpływ tej cechy może częściowo zawierać oddziaływanie innych zmiennych takich jak rozwód rodziców albo niższy poziom edukacji, ale również przy kontrolowaniu tych efektów istnieje dodatnia zależność pomiędzy wiekiem zawarcia małżeństwa a jego stabilnością (Lyngstad i Jalovaara 2010).

Wykształcenie

Wykształcenie² ma różne aspekty, które w zróżnicowany sposób oddziałują na stabilność małżeństwa: ekonomiczny, światopoglądowy i umiejętności międzyludzkich. Wątek

² W niniejszym akapicie rozważany jest wpływ edukacji jednego z partnerów. Drugim nurtem badań jest łączne rozważanie edukacji dwojga partnerów i ocena istniejących konstelacji w kategoriach homogamii małżeńskiej, co można potraktować jako cechę związku.

ekonomiczny wiąże się z lepszymi perspektywami na rynku pracy i wyższymi potencjalnymi zarobkami (Vignoli i Ferro 2009) lub bardziej ogólnie – z większymi zasobami i możliwościami posiadanymi przez osoby lepiej wykształcone (Perelli-Harris i in. 2010). Pod względem światopoglądu osoby lepiej wykształcone wyróżniają się bardziej liberalnymi poglądami, większym naciskiem na wolność jednostki i samorealizację. W konsekwencji są bardziej skłonne do rozwiązania niesatysfakcjonującego małżeństwa. Wreszcie osoby lepiej wykształcone posiadają wyższe kompetencje poznawcze i międzyludzkie: lepiej rozwiązują konflikty, lepiej oceniają potencjalne negatywne konsekwencje rozwodu oraz są bardziej interesującymi partnerami. Ten aspekt powinien zatem zmniejszać ryzyko rozpadu małżeństwa osób lepiej wykształconych (Lyngstad 2006).

Wyniki analiz empirycznych dotyczące różnych krajów są zróżnicowane. W Stanach Zjednoczonych i Holandii wyższe wykształcenie wiąże się z wyższym ryzykiem rozwodu (Martin 2006, Ono 1998). W krajach skandynawskich większość badań wskazuje na negatywny gradient edukacyjny rozwodu. Natomiast dla Włoch dotychczasowe wyniki są niekonkluzywne (Vignoli i Ferro 2009, de Rose 1992). Wnioski te najczęściej formułowane w odniesieniu do wykształcenia kobiet, między innymi dlatego, że w badaniach powiązanych w płodnością kobiety częściej są jednostkami analizowanymi i nie zawsze dostępne są dane o wykształceniu ich partnerów. Zróżnicowanie i zmiany gradientów edukacyjnych w różnych krajach próbowano usystematyzować przy pomocy hipotezy Goode’go (1962), zgodnie z którą jeżeli rozwód jest niepopularny w danym społeczeństwie, to wówczas jedynie kobiety dysponujące największymi zasobami są w stanie pokonać różnego rodzaju trudności związane z rozwodem. Lepiej wykształcone kobiety mają większy dostęp do zasobów, więc to one rozwodzą się częściej w porównaniu do kobiet gorzej wykształconych. Wraz z powszednieniem rozwodu pozytywna korelacja rozwodu z wykształceniem słabnie, a nawet może się odwrócić. Takie wnioski potwierdziły na przykład analizy prowadzone przez Härkönen i Dronkers (2006) dla 16 krajów europejskich i Stanów Zjednoczonych.

Zatrudnienie i niezależność ekonomiczna

Bazując na ekonomicznej teorii małżeństwa Beckera (Becker i in. 1977) oczekiwania na temat wpływu zatrudnienia na stabilność małżeńską są zróżnicowane według płci. Bezrobocie mężczyzny zwiększa ryzyko rozpadu małżeństwa ze względu na niemożność wypełniania roli żywiciela rodziny (Lyngstad 2006). Aktywność zawodowa kobiety zmniejsza korzyści obojga partnerów z małżeństwa ze względu na brak efektu specjalizacji w małżeństwie. Polega on na tym, że jeden z partnerów, zwykle mężczyzna, specjalizuje się w pracy zarobkowej, natomiast drugi partner, którym zwykle jest kobieta, specjalizuje się w pracy wewnątrz gospodarstwa domowego (Becker i in. 1977). Oprócz efektu zmniejszonych lub braku korzyści ze specjalizacji,

występuje efekt zależności ekonomicznej: niesamodzielność ekonomiczna niepracujących kobiet utrudnia im podjęcie decyzji o rozwiązaniu małżeństwa w sytuacji konfliktu małżeńskiego, jeżeli nie są w stanie poradzić sobie materialnie z konsekwencjami rozvodu³. Wnioski te znajdują potwierdzenie w wynikach badań dotyczących krajów europejskich i Stanów Zjednoczonych, które jednoznacznie ukazują wyższe ryzyko rozpadu par, w których kobieta pracuje (por. np. Ono 1998, Hoem i Hoem 1992, Vignoli i Ferro 2009). Jeżeli niezależność ekonomiczna kobiety zoperacjonalizowana jest jako udział dochodu kobiety w całkowitych dochodach pary, wnioski są podobne, chociaż już nie tak jednoznaczne jak w przypadku faktu aktywności kobiet (Liu i Vikat 2004, Oppenheimer 1997). Aktywność zawodowa kobiety może również poprawiać sytuację materialną gospodarstwa domowego i w ten sposób stabilizować małżeństwo (Wieczorek 1999). Oprócz wysokości dochodów ważna jest także ich stabilność (Rydzewski 2010: 46-47) i z tego powodu niespodziewane wydarzenia takie, jak bezrobocie zarówno kobiet jak i mężczyzn, może stanowić czynnik destabilizujący małżeństwa.

Religijność

Religijność na poziomie indywidualnym określana zarówno przez przynależność wyznaniową jak i przez znaczenie religii w życiu (poziom religijności), może wpływać na skłonność do rozwiązywania małżeństwa, jeżeli doktryna religijna dotyka kwestii związków małżeńskich. Przykładowo w religii katolickiej rozwiązanie małżeństwa jest niedopuszczalne. Badania potwierdzają, że przynależność religijna i wysoki stopień religijności są czynnikami stabilizującymi małżeństwo (Lyngstad i Jalovaara 2010, Rydzewski 2010).

Rozwód rodziców

Osoby, których rodzice się rozwiedli, mają wyższe ryzyko rozvodu, co wskazuje na międzypokoleniowe dziedziczenie niestabilności małżeńskiej (Teachman 2002). Tę zależność wyjaśnia się w różny sposób: poprzez brak ojca w dzieciństwie i związaną z tym niemożność poznania ról ojca i męża; gorsze warunki społeczno-ekonomiczne; czynniki genetyczne; mniejsze przywiązanie do instytucji małżeństwa dzieci wychowanych przez rozwodników. Szczegółowe omówienie mechanizmów międzypokoleniowego dziedziczenia rozwodów można znaleźć u Lyngstad i Jalovaary (2010).

W literaturze przedmiotu często uwzględnia się także wpływ pochodzenia etnicznego, narodowego lub rasy, poglądy na temat kulturowych ról płci (por. np. Lyngstad i Jalovaara 2010).

³ Oczywiście na dotkliwość ekonomicznych skutków rozvodu wpływa także polityka państwa w zakresie podstawowego zabezpieczenia społecznego, polityki rodzinnej oraz prawo rozwodowe w odniesieniu do podziału praw majątkowych i obowiązków alimentacyjnych.

CECHY ZWIĄZKU

Wiek związku

Wiek związku, czyli inaczej długość trwania związku, jest bardzo ważnym czynnikiem jego trwałości. Empirycznie obserwowany wzorzec ryzyka rozpadu związku według okresu jego trwania pokazuje, że na początku trwania związku ryzyko rozpadu jest bardzo niskie, lecz szybko rośnie osiągając wartość maksymalną dla czwartego i piątego roku trwania związku. Następnie ryzyko rozpadu stopniowo maleje (Lutz i in. 1991). Próbując znaleźć wyjaśnienie dla tego wzorca, sięgano – między innymi – do koncepcji heterogeniczności zbiorowości małżeństw, które składają się z małżeństw o wysokim i niskim ryzyku rozpadu (Lutz i in. 1991). Vaupel i Yashin (1985) pokazali, w jaki sposób dwie grupy małżeństw: o rosnącym linowo i stałym niskim ryzyku mogą stworzyć zagregowany wzorzec pokazujący wzrost i spadek ryzyka. Generalnie jednak w przypadku ryzyka rozpadu według długości trwania związku wydaje się, że badacze poprzestali na stwierdzonej zależności empirycznej bez doszukiwania się źródeł kształtu ryzyka według wieku związku.

Dzieci w związku

Pojawienie się dzieci w związku może zmienić kalkulację kosztów i korzyści pozostania w małżeństwie i jego rozwiązania. Dzieci mogą wzmacniać zarówno opcje pozostania w małżeństwie, na przykład poprzez zwiększenie satysfakcji z małżeństwa, zwiększenie kosztów opuszczenia małżeństwa i wzmocnienie zależności pomiędzy małżonkami. Z drugiej strony pojawienie się dzieci wymaga ze strony rodziców dostosowań, co z kolei może rodzić stres i konflikty czyniąc związek mniej atrakcyjnym (Heaton 1990). W kolejnych akapitach zostaną omówione różne mechanizmy wpływu dzieci na stabilność małżeńską.

Dzieci mogą dawać poczucie spełnienia i satysfakcji w małżeństwie i w ten sposób przeciwdziałać jego rozpadowi (Heaton 1990). Empiryczne testy tej hipotezy nie dały jednak jednoznacznej odpowiedzi. Niektóre badania pokazują pozytywny wpływ dzieci na dobrostan (Kotowska i in. 2010), podczas gdy inne stwierdzają oddziaływanie negatywne (Glenn i McLanahan 1981). Zależność ta może także być różna w zależności od kontekstu: sytuacji na rynku pracy, stabilności małżeństwa, czy też systemu wartości (McLanahan i Adams 1989).

Obecność dzieci może zwiększać koszty rozpadu małżeństw, jeżeli w systemie prawnym rozwód lub separacja małżeństwa z dziećmi lub bez dzieci jest traktowana odmiennie (Wagner i Weiss 2006). Na przykład, obowiązek alimentacyjny wobec dzieci zwiększa koszt rozwodu. W przypadku par z dziećmi wydłużeniu może ulec procedura rozwodowa, co przekłada się na wyższe koszty finansowe i emocjonalne rozwodu. Niektóre pary nie decydują się na rozstanie ze względu na dobro dziecka (Thornton 1977). Dzieci są również traktowane jako inwestycja

małżeńska, która traci swoją wartość poza małżeństwem (Becker i in. 1977). Taka utrata wartości inwestycji małżeńskiej również zaliczana jest do kosztów rozwodu.

Dziecko, szczególnie gdy jest małe, wymaga opieki. W obliczu zwiększonego zapotrzebowania na opiekę para może decydować się na specjalizację w ramach małżeństwa. Specjalizacja w małżeństwie stabilizuje związek na dwa sposoby: po pierwsze, powinna ona zwiększyć korzyści z małżeństwa (Becker i in. 1977), a po drugie, strona specjalizująca się w pracach domowych (zwykle matka) może stać się zależna od dochodu małżonka (Heaton 1990).

W przeciwieństwie do przedstawionych powyżej argumentów teoria dostosowań (adjustment theory) opracowana przez socjologów rodziny przewiduje, że dzieci mogą zwiększyć ryzyko rozpadu małżeństwa. Pojawienie się dziecka i jego dorastanie wymaga dostosowań w obszarze obowiązków domowych, pracy zawodowej, konsumpcji, czasu wolnego i relacji pomiędzy partnerami. Te dostosowania mogą być niszczące dla małżeństwa (Heaton 1990)⁴.

Wszystkie wymienione mechanizmy mogą działać łącznie i wpływać na stabilność małżeństwo stabilizująco lub destabilizująco oraz z różną siłą w zależności od cech samych dzieci. W badaniach demograficznych rozwodów bierze się pod uwagę dwa wymiary obecności dzieci: ich liczbę i wiek. Co dziwne, w koncepcjach teoretycznych rzadko precyzuje się, jak wiek i liczba dzieci powinny wpływać na stabilność małżeństwa. Dobrym przykładem jest liczba dzieci. Najczęściej znajduje się zależność U-kształtną, gdzie brak dzieci lub obecność co najmniej czworga dzieci współwystępuje z najwyższym ryzykiem rozwodu (Becker 1977, Andersson 1997, Lutz i in. 1991, Murphy 1985). Nawet jeśli nie U-kształtny, to większość badań pokazuje niemonotoniczny wpływ liczby dzieci (por. np. Waite i Lillard 1991, Lillard i Waite 1993, Svarer i Verner 2008), ale brakuje wyjaśnień, dlaczego na przykład pierwsze dziecko wpływa na stabilność małżeńską inaczej niż kolejne.

W odniesieniu do wieku dziecka generalnie stwierdza się, że małe dzieci zmniejszają ryzyko rozpadu małżeństwa, które następnie rośnie wraz z wiekiem dzieci. Wzorzec ryzyka rozpadu według wieku ma różny kształt w estymacjach różnych autorów, w różnym wieku obserwowane są stabilizacja albo nawet spadek ryzyka rozpadu w późnych latach nastoletnich (por np. Heaton 1990), ale stwierdzenie silnego wpływu stabilizującego najmłodszych dzieci wspólne dla wielu badań (np. Waite i Lillard 1991, Andersson 1997, Vignoli i Ferro 2009, Becker i in. 1991).

⁴ Lutz i in. (1991) pokazał, że wnioski z badań przekrojowych na temat destabilizującego wpływu pierwszego dziecka ze względu na stres i konflikt, mogą być mylne, jeżeli nie wzięto pod uwagę długości trwania małżeństwa.

Poczęcia przedmałżeńskie

Wpływ dzieci na trwałość związku nie rozpoczyna się wraz z urodzeniem dziecka. Wpływ ten istnieje od momentu, gdy rodzice uświadamiają sobie poczęcie. Ponadto znaczenie dla trwałości małżeństwa mają nie tylko urodzenia małżeńskie, ale także te, które zdarzyły się przed rozpoczęciem małżeństwa. Dlatego czynnik związany z dziećmi może zostać sklasyfikowany według umiejscowienia w czasie poczęcia i urodzenia względem małżeństwa. Obok czynników obecności dzieci w małżeństwie, które zostały omówione powyżej, można zatem wyróżnić także czynnik urodzenia dziecka przed małżeństwem oraz poczęcia dziecka przed małżeństwem i urodzeniu w małżeństwie. Oba zostaną opisane poniżej.

Kobieta, która zaszła w ciążę poza związkiem małżeńskim, znajduje się na ogół pod presją, aby poślubić ojca spodziewanego dziecka. Istnieją różne mechanizmy, które składają się na tę presję. Becker i in. (1977) argumentują, że kobieta z dzieckiem ma mniejsze szanse na rynku małżeńskim, ponieważ staje się mniej atrakcyjna dla potencjalnych partnerów. Kobiety mogą także chcieć dla swoich dzieci legitymizacji. Poza tym w środowiskach, gdzie kohabitacja lub samotne macierzyństwo nie są traktowane jako właściwe warunki dla wychowywania dzieci, może istnieć szereg sankcji społecznych, które będą motywować rodziców dziecka poczętego poza małżeństwem do ślubu i to jeszcze przed urodzeniem dziecka. Sankcje mogą mieć postać przeszkód tworzonych przez instytucje kościelne i świeckie, dezaprobaty społecznej dla nieślubnego dziecka i jego rodziców (Mynarska i Bernardi 2007). Niezależnie od sankcji zewnętrznych rodzice poczętego dziecka mogą mieć poczucie, że dla dobra dziecka ważne jest zawarcie małżeństwa zanim dziecko się urodzi (Mynarska i Bernardi 2007). Wszystkie te elementy sprawiają, że nieślubna ciąża stanowi silny bodziec do zawarcia małżeństwa w bardzo ograniczonym czasie, zatem kobiety są skłonne zaakceptować partnera, którego nie zaakceptowałyby w innym przypadku. Skrócone poszukiwanie (abbreviated search) na rynku małżeńskim może zatem prowadzić do gorszego doboru (dopasowania) partnerów. Oczekiwania sformułowane teoretycznie generalnie zyskują potwierdzenie w badaniach empirycznych (por. np. Murphy 1985, Teachman 2002). Drugim aspektem, który występuje w przypadku ciąż przedmałżeńskich jest fakt, że są one wynikiem współżycia pozamałżeńskiego, co może wskazywać na mniejszą wagę przykładaną do instytucji małżeństwa.

Poczęcia przedmałżeńskie, po których następuje małżeństwo, a w konsekwencji urodzenie małżeńskie, łączą w sobie dwa efekty: oprócz destabilizującego efektu ciąży przedmałżeńskiej w małżeństwie zawartym w czasie trwania ciąży pojawia się także czynnik ciąży, a w dalszej kolejności obecność dziecka. Obydwa czynniki: poczęcie przedmałżeńskie i obecność dziecka w związku (urodzonego i oczekiwanego), wpływają na stabilność małżeństwa niezależnie od siebie, z tym, że poczęcie przedmałżeńskie jest stałą cechą związku, natomiast obecność dziecka w związku może być cechą zmienną w czasie, jeżeli wymiary tej obecności

wyróżniają aspekty, które w trakcie trwania związku podlegają zmianom, takie jak wiek lub liczba dzieci.

Urodzenia przedmażeńskie

Teza, iż obecność dziecka przedmańskiego osłabia małżeństwo, uzasadniana jest poprzez dwa potencjalne dwa źródła tego wpływu. Jeżeli dziecko pochodzi od innego partnera, może być powodem konfliktu i w ten sposób destabilizować obecny związek (Becker i in. 1977). Urodzenie przedmańskie może być także wyrazem słabego przywiązania do instytucji małżeństwa. Wczesne badania prowadzone w Stanach Zjednoczonych koncentrowały się na niestabilności w rodzinach, w których było dziecko z innego związku. Większą niestabilność tych rodzin wyjaśniano słabszymi więziami pomiędzy dziećmi a rodzicami przyrodnymi, mniej harmonijnymi i satysfakcjonującymi relacjami w ramach rodziny oraz ich niedostatecznym zinstytucjonalizowaniem (White i Booth 1985, Cherlin 1978, Cherlin i Furstenberg 1994).

Wyniki analiz dotyczących krajów europejskich wskazały, że również w Europie posiadanie dziecka przedmańskiego zwiększało ryzyko rozpadu pierwszych małżeństw (por. np. Andersson 1997, Liu 2002, Lutz i in. 1991, Kravdal 1988). Wpływ urodzeń przedmańskich był zróżnicowany według tego, czy dziecko przedmańskie pochodziło od późniejszego małżonka czy innego partnera. Qvist i in. (1995 cytowany za: Andersson 1997) stwierdził, że źródłem niestabilności jest tylko obecność pasierba w związku, natomiast Kravdal (1988) odkrył, że także wspólne dzieci partnerów sprzed małżeństwa destabilizują małżeństwo. Szczegółowa analiza wpływu urodzeń przedmańskich na stabilność pierwszych małżeństw została przeprowadzona przez Liu (2002). Jej wyniki potwierdzają, że każde dziecko przedmańskie osłabia trwałość małżeństwa, a w przypadku dzieci pochodzących od innego partnera ich destabilizujący wpływ jest silniejszy. Wielu badaczy nie rozróżnia pomiędzy wspólnymi dziećmi i pasierbami stwierdzając po prostu negatywny wpływ urodzeń przedmańskich (por. np. Teachman 2002, Lillard i Waite 1993, Svarer i Verner 2008).

Kohabitacja przedmańska

Poprzedzenie małżeństwa kohabitacją pozamażeńską teoretycznie powinno zwiększyć stabilność małżeństwa, ponieważ tylko te związki, które okażą się satysfakcjonujące na etapie kohabitacji powinny być przekształcane w małżeństwa (Liefbroer i Dourleijn 2006). W praktyce większość badań stwierdza jednak, że małżeństwa poprzedzone kohabitacją są mniej stabilne niż małżeństwa zawarte bezpośrednio. Jako wyjaśnienie tej niespójności sformułowano przypuszczenie, że osoby kohabituujące i niekohabituujące różnią się stosunkiem do instytucji małżeństwa (por. np. Vignoli i Ferro 2009, Lyngstad i Jalovaara 2010). Przypuszczenie to zostało

pozytywnie zweryfikowane w modelu z nieobserwowalną heterogenicznością, który wykazał selekcję do kohabitacji osób najbardziej skłonnych do rozwodu (Lillard i in. 1995).

Inne elementy opisujące związek uwzględniane w badaniach to: kolejność związku, związki osób tej samej płci, płeć dzieci, homogamia małżeńska ze względu na różne cechy, podział ról w gospodarstwie domowym (por np. Lyngstad i Jalovaara 2006).

CECHY OTOCZENIA

Cechy otoczenia mogą być definiowane na różnym poziomie agregacji. Podstawową i najczęściej spotykaną jest agregacja na poziomie kraju, gdy rozważa się jak warunki typowe dla danego kraju i ich zmiana w czasie wpływa na skłonność do rozwiązania małżeństwa oraz możliwości w tym zakresie. Czynniki, które występują na poziomie całego kraju, mogą być jednak regionalnie zróżnicowane i to w sposób istotnie wpływający na warunki stabilności małżeństw. Część badaczy próbuje zejść na niższy poziom agregacji i uwzględnić wpływ społeczności lokalnej. Podstawową trudnością w tym wypadku jest dostępność danych o mniejszych jednostkach terytorialnych oraz, co bardziej problematyczne, danych o ulokowaniu jednostki i jej historii migracyjnej, które pozwoliłyby właściwie opisywać wpływ kontekstu na decyzje indywidualne. Stąd też badania na niższym niż krajowy poziom agregacji prowadzone są przede wszystkim w krajach nordyckich, które dysponują danymi z rejestrów. Wśród cech otoczenia można wyróżnić te, które są związane z rynkiem małżeńskim, następnie z warunkami ekonomicznymi, regulacjami prawnymi a także normami społecznymi. Zostaną omówione poniżej.

Rynek małżeński

Skłonność do opuszczenia małżeństwa zależy, między innymi, od tego, jak łatwo jest znaleźć innego partnera. Z perspektywy makro możliwości spotkania nowego partnera zależą od struktur populacji, na przykład od segregacji płci w miejscu pracy i nauki albo od współczynnika płci, w szczególności w pewnych grupach wieku (South i in. 2001, Lyngstad 2006). Dostępność partnerów stanowiących alternatywę do obecnego partnera określa się jako podaż potencjalnych partnerów - większa podaż zmniejsza koszty poszukiwania nowego partnera, wpływając w ten sposób na koszty rozwiązania obecnego związku.

Warunki ekonomiczne

Wnioski na temat wpływu czynników ekonomicznych nie są jednoznaczne. Z jednej strony, argumentuje się, że w sytuacji bezrobocia następuje deprecjacja kapitału społecznego obejmująca wycofanie z życia społecznego i politycznego, pesymizm, rozpad sieci społecznych, co wpływa destabilizująco na małżeństwo. Podobnie mieszkanie w zaniedbanych okolicach wiąże się z występowaniem wielu niepożądanych zachowań społecznych, w tym także z

mniejszym przywiązaniem do rodziny. Z drugiej strony, w bardziej zamożnych środowiskach konsekwencje rozwodu mogą być dotkliwsze ze względu na trudność uzyskania w pojedynkę dostatecznie wysokiego, wyznaczanego przez otoczenie, standardu życia. Podobnie niejednoznaczne są wyniki badań empirycznych (South 2001, Lyngstad 2006).

Regulacje prawne

Regulacje prawne nie tylko wpływają na skłonność do rozwodów, ale także zmieniają się pod wpływem zmieniających się zachowań i preferencji. Przykładowo Andersson (1997) pokazuje, że po liberalizacji przepisów rozwodowych w Szwecji intensywność rozwodów gwałtownie wzrosła. Ale Lutz i in. (1991) ujmują zależność odmiennie, wskazując raczej na to, że zmieniające się normy wpływają na zmianę zachowań, a zmiany regulacji są dopiero odbiciem zmian zachodzących w sferze realnej. Niewątpliwie zależności pomiędzy normami społecznymi i prawem jest dwustronna – zmiany poglądów powodują powstawanie oczekiwań w zakresie zmian prawnych, ale i zmiany prawne pogłębiają zmiany poglądów. Czasami zmiana prawa jest jedynie usankcjonowaniem zmian, które już faktycznie zaszły – na przykład stosowanie rozwodu jednostronnego w wielu krajach poprzedzało odpowiednią zmianę przepisów rozwodowych (Kneip i Bauer 2009).

Wpływ regulacji prawnych na rozwody nie ogranicza się tylko do prawa rozwodowego, ale dotyczy każdego prawa, które wpływa na koszty rozwodu, na przykład uprawnień do minimalnego dochodu gwarantowanego, wsparcia z systemu zabezpieczenia społecznego dla osób samotnie wychowujących dzieci, obowiązków alimentacyjnych względem małżonków i dzieci.

Normy społeczne

Mechanizm kontroli społecznej, polegający na akceptacji lub potępieniu zachowań jednostki przez otoczenie, wpływa także na zachowania w zakresie stabilności małżeńskiej. Jeżeli zatem w danym społeczeństwie lub społeczności dominują bardziej tradycyjne normy dotyczące rodziny i małżeństwa, może to stanowić warunek destymulujący rozwiązywanie małżeństw ze względu na oczekiwane sankcje społeczne (Lyngstad 2006). Tradycjonalizm w obszarze życia rodzinnego może być związany na przykład z przynależnością religijną albo ze stopniem religijności.

III. UWARUNKOWANIA ROZWODÓW W POLSCE

ROZWODY W POLSCE PO 1989 R.

Inytucja rozwodu jest dobrze zakorzeniona w polskim systemie prawnym. Rozwód jako prawne rozwiązanie małżeństwa, został wprowadzony w 1946 r. i obok małżeństwa cywilnego stanowił realizację swobód obywatelskich w niezależności od wyznania religijnego. Warunkami rozwodu jest całkowity i trwały rozpad pożycia małżeńskiego stwierdzany poprzez rozpad więzi emocjonalnych, fizycznych i ekonomicznych pomiędzy partnerami (Wieczorek 1990). W polskim prawie rodzinnym naczelną zasadą jest dobro dziecka i dlatego sąd decydując o rozwodzie bierze pod uwagę interes dziecka. Ze względu na dobro dziecka sąd może nawet odmówić udzielenia rozwodu. Kwak (1999) stwierdza jednak, że w praktyce to ograniczenie nie stanowiło jednak znaczącej przeszkody w udzielaniu rozwodu. Być może na tej podstawie można wnioskować, że odmowa rozwodu ze względu na dobro dziecka nie występuje często w polskim orzecznictwie. Nie ma jednak dostępnych danych na temat skali tego zjawiska, ponieważ GUS rejestruje zdarzenia demograficzne, tj. rozwody a nie wnioski o rozwód. Pewne jest natomiast to, że posiadanie dziecka nie uniemożliwia parze otrzymania rozwodu, o czym świadczy 60%-owy udział par z dziećmi wśród par rozwiedzionych. Sąd może natomiast parom z dziećmi zaproponować mediację, co przedłuża sprawę rozwodową. Ocena tego, czy rozwód odbędzie się szkodą dla dziecka pozostaje w gestii sądu i poglądy sędziego mogą wpływać zarówno na ostateczny rezultat sprawy rozwodowej jak i na jej długość. Generalnie można jednak spodziewać się, że dla par z dziećmi sprawy rozwodowe trwają dłużej i nie zawsze są zakończone sukcesem. Wreszcie obecność małoletniego dziecka wpływa na koszt decyzji o rozwodzie ze względu na zasądzone w sprawie rozwodowej alimenty.

Natężenie rozwodów w Polsce przez dziesięciolecia utrzymywał się na relatywnie stałym poziomie (około 15% związków ulegało rozwiązaniu poprzez rozwód). Łobodzińska (1983) twierdziła, że w latach 1960. i 1970. rosnąca skłonność do rozwodów była celowo powstrzymywana przez władze komunistyczne. W drugiej połowie lat 1980. poziom przekrojowego współczynnika rozwodów przekraczał 15%, natomiast w pierwszej połowie lat 1990. spadł osiągając minimum 10% w roku 1994 (rysunek 1). Zaczynając od tego roku współczynnik rozwodów rósł osiągając poziom 30% w roku 2006. Szczególnie silne wzrosty obserwowane były w roku 2004 i 2005. Po 2006 r. poziom zjawiska ustabilizował się na poziomie poniżej 30%. Ponieważ poniższa analiza koncentruje się na latach 1990. i pierwszej połowie lat 2000., w następnych akapitach przedstawione są zmiany regulacyjne dotyczące rozwodów, które mogą mieć wpływ na intensywność rozwiązywania małżeństw w tym okresie.

W roku 1990 orzecznictwo rozwodowe zostało przesunięte do sądów wyższej instancji. Ta zmiana mogła wpłynąć na spadek rozwodów po 1990 roku ze względu na ograniczenia w

dostępne dla osób z mniejszych miejscowości i wydłużony czas oczekiwania na decyzję sądu dla wszystkich (Wieczorek 1999)⁵. Samo tylko wydłużenie sprawy rozwodowej może być wyjaśnieniem spadku intensywności rozwodów w pierwszej połowie lat 1990. i odbicia w drugiej analogicznie do efektu tempa w płodności (Bongaarts i Feeney 1998). Szukalski (2010) również wyjaśnia okresowy spadek rozwodów wydłużeniem spraw rozwodowych na skutek niewystarczającego przygotowania sądów wyższej instancji. Nie można jednak wykluczyć tego, że spadek intensywności rozwodów odzwierciedla także rzeczywistą zmianę zachowań. Pierwsza połowa lat 1990. to okres dramatycznych zmian związanych z transformacją: spadek PKB, wysoka inflacja, bezrobocie i niepewność dotycząca różnych obszarów życia. Istnieje możliwość, że destabilizacja sytuacji ekonomicznej, politycznej i społecznej stanowiła dodatkowy bodziec powstrzymujący przed rozwiązaniem niesatysfakcjonującego małżeństwa, ponieważ rozwód stanowił dodatkowy czynnik destabilizujący. W literaturze nie ma jednoznacznego rozpoznania wpływu trudności ekonomicznych na małżeństwo. W przypadku Polski silny efekt dochodowy i niskie płace przemawiają za tym, że trudności ekonomiczne zmniejszają ryzyko rozpadu małżeństwa. Jeżeli trudno jest gospodarować mając do dyspozycji dwa wynagrodzenia, to kwestie materialne mogą tworzyć silną motywację do pozostania w małżeństwie szczególnie w warunkach niestabilności i niepewności zatrudnienia (Wieczorek 1999). Niestety nie ma dostępnych analiz, na ile zmiana prawa rozwodowego w 1990 r. była źródłem spadku współczynnika rozwodów i również niniejsza analiza nie daje takich możliwości.

Małżeństwo cywilne było jedyną oficjalnie uznawaną formą związku do 1993 r. W związku z dominacją wyznania katolickiego częste było branie ślubów podwójnych: cywilnego w celu uzyskania odpowiedniego statusu prawnego oraz kościelnego w celu spełnienia nakazów religijnych. Transformacja polityczna, ekonomiczna i społeczna zapoczątkowana w 1989 r. przyniosła także zarzucenie polityki celowej eliminacji kościoła katolickiego z życia publicznego prowadzonej w czasach socjalizmu. Przypieczętowaniem tej zmiany było podpisanie w czerwcu 1993 r. konkordatu. Zgodnie z jego postanowieniami małżeństwa wyznaniowe w sensie prawnym zostały postawione na równi z małżeństwami cywilnymi pod warunkiem ich zgłoszenia do urzędu cywilnego. Takie małżeństwa, łączące wymiar religijny i świecki, określane są jako małżeństwa konkordatowe. Przykładowo w 2009 r. stanowiły one 69% ślubów. Małżeństwo konkordatowe zawarte w obecności władzy religijnej i uznane przez państwo, może

⁵ Mediana czasu od wniesienia o rozwód do orzeczenia rozwodu wzrosła z 5.2 miesiąca w 1991 roku (dane do roku 1990 nie są dostępne) do 6.4 miesiąca w 1993. W kolejnych latach mediana wahała się wokół 6 miesięcy i spadła gwałtownie do 4 miesięcy w 2007 r. Mediana została obliczona przez autorkę na danych GUS o rozwodach orzeczonych według czasu od wniesienia pozwu do orzeczenia rozwodu pogrupowanych w następujące przedziały: 1 miesiąc, 2-3 miesiące, 4-6 miesiąc, 7-11 miesiąc, rok, dwa lub więcej lat.

być przez państwo rozwiązane podobnie jak małżeństwo zawarte wyłącznie cywilnie. Jako taki konkordat i małżeństwa konkordatowe nie powinny zatem wpływać na poziom rozwodów.

W 1999 r. została wprowadzona do systemu prawnego separacja jako alternatywa dla rozwodu. Przesłanki do orzeczenia separacji są takie same jak dla rozwodu, z tym że rozpad pożycia małżeńskiego nie musi być trwały. Separacja niesie również takie same konsekwencje jak rozwód z jednym wyjątkiem – małżonkowie będący w separacji nie mogą zawrzeć kolejnego małżeństwa. Umożliwienie separacji prawnej może zwiększyć intensywność rozpadów małżeństw o te osoby, które nie zdecydowałyby się na rozwód. Istnieje także możliwość, że wprowadzenie separacji odbędzie się kosztem liczby rozwodów, tzn. część osób, które zdecydowałyby się do na rozwód, mając do wyboru rozwód i separację wybierze separację (Wieczorek 1999). W dłuższym okresie separacja może nawet zwiększać odsetek rozwodów ponieważ po pewnym okresie trwania separacji łatwiej jest udowodnić, że rozpad małżeństwa jest ostateczny. Biorąc jednak pod uwagę wpływ separacji na poziom rozwodów, trzeba pamiętać, że liczba separacji w Polsce jest stosunkowo niska. W 2008 r. orzeczono 3791 separacji w stosunku do 65475 rozwodów, co sprawia że wkład separacji do ogólnej liczby rozpadu małżeństw jest stosunkowo niewielki. Najwyższą liczbę separacji osiągnięto w 2005 r. i wynosiła ona 11600, co stanowiło 17% rozwodów w porównaniu do 6% w 2008 r.

WARTOŚCI I NORMY

Cechami polskiego społeczeństwa jest zorientowanie na rodzinę i religijność. Rodzina, a w szczególności dzieci, mają wysoką pozycję w systemie wartości Polaków w porównaniu do innych krajów europejskich (Giza-Poleszczuk i Poleszczuk 2004, Fokkema i Esveldt 2008). Większość społeczeństwa jest katolikami (ponad 90% według GUS). Polacy wykazują silne przywiązanie do rytuałów religijnych, w szczególności tych związanych z urodzeniem, małżeństwem oraz śmiercią. Również religia odgrywa ważną rolę w systemie wartości Polaków (Mandes 2004, Marody 2004, Mynarska 2010). Ponieważ Kościół katolicki uznaje małżeństwo za nierozwiązywalne, jego doktryna może wpływać na wybory życiowe wiernych. Przykładowo w polskim społeczeństwie ze względu na tradycyjne podejście do rodzicielstwa kohabitacja, czy też samotna opieka nad dzieckiem, nie są traktowane jako właściwe warunki dla wychowywania dzieci. Rodzice dzieci pozamałżeńskich obawiają się sankcji społecznych zaczynając od problemów w Kościele⁶ i w instytucjach, a kończąc na ostracyzmie społecznym dotyczącym zarówno rodziców jak i nieślubne dzieci (Mynarska i Bernardi 2007). Wysoki odsetek małżeństw zawieranych, gdy kobieta jest w ciąży (30% pierwszych małżeństw w analizowanej tutaj próbie) jest pośrednim potwierdzeniem takiego mechanizmu. Skala legitymizacji poczęć

⁶ Trzeba zastrzec, że ewentualne sankcje niekoniecznie mają swoje źródło w prawie. Przykład podany przez Mynarską i Bernardi (2007) o odmowie przez księdza ochrzzczenia dziecka pozamałżeńskiego jest działaniem wbrew prawu kościelnemu.

pozamałżeńskich jest wynikiem presji (zewnętrznej lub wewnętrznej) wobec dzieci i rodziców dzieci rodzonych poza węzłem małżeńskim⁷ (Cartwright 2000).

Jeżeli rozważany jest potencjalny wpływ religii na zachowania demograficzne, a w szczególności na podejście do rozwodu, to należy także zauważyć, że Polacy są dosyć selektywni w podporządkowywaniu się normom. Jakkolwiek religijność wpływa na odpowiedzi na dotyczące separacji i trwałości małżeństwa, osoby religijne wyrażają także poglądy sprzeczne z nauką Kościoła (Kwak 1999). W 1989 r. zaledwie 11% respondentów nie akceptowało rozwodów, co jest bardzo niewielkim odsetkiem w porównaniu do odsetka katolików. W tym samym badaniu zaledwie 21,5% osób bardzo religijnych i 14,7% regularnie praktykujących nie akceptowało rozwodów (Duch-Krzystoszek 1998 przywołana za Kwak 1999: 218, 222). W 1974 r. w próbie zaręczonych par, które miały zaplanowany ślub kościelny w ciągu następnych dwóch miesięcy, ponad 20% respondentów zdecydowanie odrzuciła zasadę nierozwiązalności małżeństwa a jedynie 57% respondentów akceptowało ją bezwarunkowo (Laskowski 1987: 132, 135-136 przywołany za Kwak 1999: 222). Zestawić to należy z faktem, że nierozwiązywalność małżeństwa jest podstawową zasadą wiary katolickiej. Oprócz selektywności wobec różnych norm, przemiany polityczne, ekonomiczne i społeczne związane z transformacją powinny wzmocnić postawy oparte na wolności, indywidualizmie i samorealizacji. Te przeobrażenia mogą dodatkowo wzmocnić wybiórcze traktowanie nakazów obyczajowych. Przykładem mogą być rosnące od 1990 r. skłonność do wstępowania w pierwszy związek w formie kohabitacji niemalżeńskiej (Matysiak 2009) oraz odsetek urodzeń pozamałżeńskich (Kotowska i in. 2008), wskazujące na zmianę ideową.

PYTANIE BADAWCZE

Celem niniejszego opracowania jest identyfikacja korelatów rozwodów w Polsce. W przypadku większości korelatów teoria i wyniki empiryczne z badań prowadzonych dla innych krajów dają jednoznaczne wskazówki, jakich kierunków zależności można się spodziewać. Interesujące jest sprawdzenie, czy zależności takie dotyczą również procesu rozpadu małżeństw w Polsce, przy czym jest on rozpatrywany na podstawie rozpadu pierwszych związków małżeńskich. Pierwsze związki stanowią zdecydowaną większość małżeństw zawieranych każdego roku w Polsce. Na przykład w 2009 r. 90% kobiet wychodzących za mąż była stanu wolnego, a 85% zawartych związków była pierwszym małżeństwem zarówno dla kobiety jak i mężczyzny.

Kwestią, co do której nie istnieją jednoznaczne przesłanki o pozytywnej lub negatywnej relacji ze stabilnością małżeństwa jest obecność dzieci w związku. Ze względu na wysoką

⁷ Presja taka ma najprawdopodobniej głównie charakter nieformalny wynikający z norm społecznych. Zgodnie z opracowaniem Matysiak i Wrony (2010) system prawny w Polsce, przynajmniej w ciągu ostatnich dwóch dekad, nie dyskryminuje dzieci pozamałżeńskich ani ich rodziców.

pozycję rodziny w hierarchii wartości Polaków oraz ich religijność spodziewane jest, że obecność dzieci w małżeństwie powinna stanowić czynnik powstrzymujący przed rozwiązaniem małżeństwa.

Również w przypadku zależności pomiędzy wykształceniem a ryzykiem rozpadu nie można sformułować jednoznacznych oczekiwań. Härkönen i Dronkers (2006) dla Polski przed 1991 r. stwierdzili, że osoby z wyższym i średnim wykształceniem mają wyższe ryzyko rozwodu. Jeżeli jednak, zgodnie z ich własną obserwacją, zależność ta w czasie się zmienia, to istnieje możliwość, że gradient edukacyjny rozwodu osłabił się lub wręcz odwrócił. Zmiany w stosunku do wcześniejszych badań są tym bardziej możliwe, że Härkönen i Dronkers zajmowali się rozwodami, natomiast w niniejszym badaniu obserwowane są rozpady pierwszych małżeństw.

IV. DANE, METODA I SPECYFIKACJA MODELU

DANE

W niniejszej analizie zostały użyte dane z badania „Biografie zawodowe, rodzinne i edukacyjne”, przeprowadzonego w listopadzie 2006 r. przez Instytut Statystyki i Demografii Szkoły Głównej Handlowej. Dane obejmują historie edukacyjne, rodzinne, zawodowe i migracyjne około 3000 kobiet, które były w wieku 25-40 w momencie realizacji badania. Historie życia zostały opisane z dokładnością miesięczną od momentu ukończenia przez respondentkę 15 lat. Kobiety miały 8-23 lat w roku 1989, kiedy rozpoczęła się transformacja. Większość z nich podejmowała decyzje dotyczące związków w warunkach gospodarki rynkowej w nowej rzeczywistości społecznej. Ze względu na to, że jest to próba kohortowa obejmujące tylko 16 roczników, przed 1990 r. obserwowane były jedynie małżeństwa młodych kobiet, natomiast po 1999 r. możliwości obserwowania młodych kobiet nie istniały. Przykładowo w 2000 r. najmłodsza kobieta miała 19 lat, w 2001 r. – 20 lat, itd. Konstrukcja próby wpływa na specyfikację modelu.

SPECYFIKACJA MODELU ROZPADU PIERWSZYCH MAŁŻEŃSTW

ZMIENNA ZALEŻNA

Przedmiotem analizy jest czas upływający od zawarcia pierwszego małżeństwa do jego rozpadu, przy czym moment rozpadu jest definiowany przez respondenta i z tego powodu uwzględnia rozwód, separację faktyczną i prawną (por. Murphy 1985). W próbie 2317 kobiet zawarło małżeństwo, z czego 190 małżeństw rozpadło się przed rozpoczęciem szesnastego roku małżeństwa. Pierwsze małżeństwa stanowią populację ryzyka i są obserwowane do momentu wystąpienia zdarzenia, tj. rozpadu małżeństwa. Obserwacje czasu trwania małżeństwa są ucinane w momencie przeprowadzenia wywiadu, śmierci partnera oraz po 180 miesiącach (15

latach). Prawdopodobieństwo tego, że związek przetrwa piętnaście lat wyniosło 86%. Stabilność parametrów modelu testowano także dla krótszych czasów trwania małżeństwa ograniczając je aż do 120 miesięcy (10 lat).

ZMIENNE NIEZALEŻNE

Stosownie do kategoryzacji wprowadzonej w momencie przedstawiania korelatów rozwodów uwzględnianych w badaniach demograficznych, w modelu zastosowano zmienne opisujące cechy partnera, związku i otoczenia. Ponieważ nie są dostępne informacje o każdorazowym partnerze kobiety, a jedynie o jej obecnym partnerze, opis cech partnerów ograniczony będzie do cech kobiety. Główną trudnością i ograniczeniem w wykorzystaniu rozwiniętych historii życia dostępnych w badaniu „Biografie...” stanowiła niewielka liczba zdarzeń obserwowanych w populacji ryzyka. W związku z tym nie było możliwe wyróżnianie zbyt wielu kategorii zmiennych objaśniających, ponieważ prowadziło by to do zbyt dużych błędów losowych.

Cechy kobiety

Poziom wykształcenia był zmienną zmieniającą się w czasie i rozróżniał pozostawanie w edukacji oraz trzy poziomy ukończonego wykształcenia: wyższy, średni, podstawowy wraz z zasadniczym zawodowym. Okresy pomiędzy kolejnymi etapami edukacji, jeżeli były nie dłuższe niż pięć miesięcy, traktowane były również jako okres edukacji. Jeżeli przerwa była dłuższa niż pięć miesięcy, to w okresie takiej przerwy przypisywano kobiecie ostatni osiągnięty poziom wykształcenia.

Zmienna opisująca status kobiety na rynku pracy stosowana jest w modelu w dwóch wariantach różniących się poziomem szczegółowości. Bardziej szczegółowe grupowanie wyróżnia: pracę, urlop macierzyński, urlop wychowawczy, bezrobocie, bierność oraz zwolnienie lekarskie z urloпами innego rodzaju. W mniej szczegółowym grupowaniu urlopy i zwolnienia traktowane są łącznie z pracą jako zatrudnienie.

Wyróżniono cztery grupy wieku kobiet w momencie zawierania małżeństwa: do 19 lat, od 20 do 23 lat, od 24 do 27 lat oraz 28 lat lub więcej. W badaniu nie była niestety dostępna informacja o doświadczeniu rozpadu związku w pokoleniu rodziców⁸, która jest rzadko pomijana w analizach rozwodów. Nie było także informacji o stopniu religijności, która wydawałaby się bardzo interesująca ze względu na specyfikę polskiego społeczeństwa.

⁸ Teachman (2002) pokazuje, że otoczeniu, w którym rozwody są rzadkie, siła dziedziczenia rozwodu jest niska. Na tej podstawie można oczekiwać, że w przypadku Polski znaczenie rozwodu rodziców dla skłonności do rozwodu dzieci nie jest duże. Z drugiej strony, Rydzewski (2010: 57-59) uznał, że trwałość rodziny pochodzenia jest jednym z najsilniejszych korelatów długości trwania małżeństwa.

Cechy związku

Zmienna związana z obecnością dzieci w związku łączy informacje o liczbie posiadanych dzieci, wieku najmłodszego dziecka oraz ciąży kobiety. Taka konstrukcja pozwala na niezależne oszacowanie wpływu liczby i wieku dzieci (por. Andersson 1997). Gdy w modelu uwzględnia się tylko jeden wymiar obecności dzieci w związku, może prowadzić do stwierdzenia pozornych zależności. Wiek najmłodszego dziecka został podzielony na trzy przedziały: 0-2 lat, 3-6 lat oraz powyżej 6 lat. Obecność bardzo małych dzieci (w wieku do dwóch lat) oraz małych dzieci (w wieku 3-6 lat) została także zróżnicowana według tego, czy dziecko jest pierwszym, czy kolejnym dzieckiem w rodzinie. Okres ciąży liczono na siedem miesięcy przed urodzeniem dziecka argumentując, że w ciągu dwóch pierwszych miesięcy rodzice mogą nie być jej świadomi, a w konsekwencji nie może ona wpłynąć na ich decyzje. Ciąży nie różnicowano ze względu na kolejność dziecka mającego się narodzić ze względu na niewielką liczbę zdarzeń doświadczanych przez kobiety w ciąży. W sumie zmienna opisująca obecność dzieci w związku mogła przyjąć siedem wartości: (1) ciąża niezależnie od kolejności dziecka; (2) jedno dziecko w wieku do dwóch lat; (3) co najmniej dwójka dzieci, gdy najmłodsze ma do dwóch lat; (4) jedno dziecko w wieku od trzech do sześciu lat; (5) co najmniej dwójka dzieci, gdy najmłodsze jest w wieku od trzech do sześciu lat; (6) najmłodsze dziecko w wieku co najmniej 6 lat niezależnie od jego kolejności; (7) brak dzieci urodzonych lub spodziewanych. W modelu z interakcją, gdzie niemożliwe było zastosowanie wszystkich klas wartości cechy, dokonano grupowania obecności dzieci bardzo małych i ciąży (kategorie 1-3 z wyżej wymienionych) oraz braku dzieci, obecności dzieci starszych lub dzieci małych (kategorie 4-7) na podstawie wyników modelu z efektami proporcjonalnymi.

W modelu wprowadzono również zmienną opisującą, czy małżeństwo było poprzedzone kohabitacją pozamałżeńską. W badanej próbie kohabitacja przedmałżeńska występowała pomiędzy tymi samymi partnerami, którzy później wstępowali w związek małżeński.

Związek jest również opisywany przez dwie zmienne binarne charakteryzujące moment pojawienia się dziecka w stosunku do zawarcie związku. Jeżeli dziecko urodziło się w ciągu pierwszych siedmiu miesięcy związku, przyjmowano, że zostało poczęte przed zawarciem małżeństwa i poczęcie przedmałżeńskie stanowiło cechę związku. Podobnie cechą związku jest, jeżeli kobieta urodziła dziecko przed małżeństwem. Obie cechy stanowią charakterystyki związku stałe w czasie.

Nawiązując do wyników Liu (2002) istotne wydaje się rozróżnienie pomiędzy dziećmi przedmałżeńskimi, które są wspólnymi dziećmi małżonków oraz pochodzącymi od innych partnerów. Ze względu na niewielki udział w próbie kobiet, które miały dzieci przedmałżeńskie (238 z 2317), a tym bardziej takich które miały dzieci przedmałżeńskie z partnerem innym niż ich pierwszy mąż (25 kobiet), rozróżnianie ojcostwa nie jest uzasadnione. W analizach nie bierze

się pod uwagę dzieci przyrodnich kobiety, tzn. dzieci jej partnera pochodzących z poprzednich związków. Ze względu na to, że w Polsce dzieci po rozstaniu rodziców zwykle pozostają pod opieką matki, nie powinno to jednak stanowić znaczącego zaniedbania.

Cechy otoczenia

Zmiany warunków społeczno-ekonomicznych oraz instytucjonalnych i ich wpływ na decyzje demograficzne wyrażone są w postaci czasu kalendarzowego. Przyjęto, że powinien on ujmować zaawansowanie procesu transformacji. Alternatywą w stosunku do podejścia przekrojowego jest podejście kohortowe poprzez kohortę małżeńską lub urodzeniową. Młodsze kohorty urodzeniowe znajdowałyby się pod wpływem zmienionych warunków społeczno-ekonomicznych od wcześniejszych lat i przez większą część swojego życia. Ujęcie kohortowe pozwala uwzględnić to, że siła wpływu przemian transformacyjnych może być różna w zależności od tego, w jakim momencie życia jest doświadczana. Jednocześnie jednak posługiwanie się kohortą nie pozwala na uwzględnienie zdarzeń, które pojawiają się w trakcie małżeństwa. Jest to szczególnie problematyczne w przypadku zmian prawnych, które dotyczą wszystkich małżeństw, niezależnie od roku zawarcia małżeństwa (kohorty małżeńskiej) oraz stopnia zaawansowania indywidualnego procesu adaptacji do zmiany. Z tego powodu podejście przekrojowe jest preferowane w stosunku do podejścia kohortowego w niniejszej analizie. Istnieją również argumenty przemawiające za tym, że podejście przekrojowe jest bardziej odpowiednie do analiz stabilności małżeńskiej, ponieważ efekty przekrojowe zwykle dominują nad efektami kohortowymi (por. np. Lutz 1991, Andersson 1997, Teachman 2002). Zmienna opisująca okres kalendarzowy uwzględniona w modelu w sposób proporcjonalny zakłada natomiast, że zmiany pojawiające się w danym momencie czasu wpływają na wszystkie małżeństwa w sposób jednakowy.

W badaniu była również dostępna zmienna opisująca klasę miejscowości zamieszkania kobiety, gdy miała ona 15 lat. Wyróżniono miasta duże mające co najmniej 100 tys. mieszkańców, miasta małe i średnie o liczbie mieszkańców nie przekraczającej 100 tys. oraz wieś. Wieczorek (1999) pod koniec lat 1990. twierdziła, że w Polsce proces rozpadu małżeństw dotyczy głównie miast. W małych miejscowościach i na wsi silniej oddziałuje kontrola społeczna, a postawy i wartości są bardziej tradycyjne (Wieczorek 1999, Baranowska 2011). Stąd też kobiety wychowane w takim środowisku mogą mieć bardziej konserwatywne podejście do małżeństwa.

Badane małżeństwa są obserwowane w latach 1983-2006. Okres ten został podzielony na 3 podokresy: do 1990 r., 1991-1999 oraz od 2000 r. Taki wybór punktów podziału był podyktowany datą rozpoczęcia transformacji oraz datami wprowadzenia zmian prawnych (1990 i 1999). Testowano także wprowadzenia podziału na koniec 1994 r. w celu

odzwierciedlenia spadającej i rosnącej tendencji wskaźnika rozwodów. Ostatecznie jedna zrezygnowano z niego, ponieważ dla okresów przed i po 1994 r. współczynniki modeli były bardzo podobne.

METODA

W celu oszacowania regresji ryzyka rozpadu pierwszych małżeństw wykorzystano model wykładniczy przedziałami stały. W modelu tym ryzyka są stałe w przyjętych przedziałach trwania procesu, natomiast mogą różnić się pomiędzy przedziałami. Czas procesu został podzielony na cztery przedziały z końcami przypadającymi w 12., 36. i 72. miesiącu. W ten sposób został wyróżniony pierwszy rok małżeństwa, drugi i trzeci rok małżeństwa, od czwartego do szóstego roku małżeństwa oraz od siódmego do piętnastego roku małżeństwa. W opracowaniu prezentowane są dwa modele: model z efektami głównymi, w którym wszystkie zmienne objaśniające działają w sposób proporcjonalny oraz model z interakcją, w którym efekt aktywności zawodowej uzależniony jest od działania czynnika związanego z obecnością dzieci w małżeństwie.

Problem, który występuje w modelach wyjaśniających rozpad związku, jest potencjalna endogeniczność wielu zmiennych. Najczęściej problem ten jest rozważany w odniesieniu do płodności, aktywności zawodowej i kohabitacji przedmałżeńskiej. Przykładowo, obecność dzieci potencjalnie wpływa na stabilność związku (poprzez mechanizm inwestycji małżeńskich albo zwiększone koszty rozstania), ale jednocześnie znajduje się pod wpływem stabilności małżeńskiej. Jeżeli partnerzy spodziewają się rozstania, są mniej skłonni do inwestowania w dzieci (Becker i in. 1977). Źródłem endogeniczności może jakość związku (Svarer i Verner 2008), pewne nieobserwowalne cechy związku lub partnerów, które wpływają jednocześnie na płodność i rozpad związków (Lillard i Waite 1993) i które mogą być interpretowane na przykład jako system wartości (Coppola i Di Cesare 2008). Podobnie w przypadku aktywności zawodowej zamiar rozstania może stanowić bodziec do podjęcia pracy zawodowej, więc wyższe ryzyko rozwodu kobiet pracujących nie znaczy, że aktywność zawodowa jest przyczyną rozpadu małżeństwa.

Konsekwencją potencjalnej endogeniczności zmiennych w modelu jest niemożność interpretowania stwierdzonych zależności w kategoriach przyczynno-skutkowych, a jedynie jako związek korelacyjny. Zbadanie występujących różnic w ryzyku rozpadu małżeństw stanowi jednak konieczny pierwszy krok w badaniu mało rozpoznanego wpływu różnych czynników na stabilność małżeństw.

V. WYNIKI

MODEL Z EFEKTAMI GŁÓWNYMI

Wyniki modelu, w którym przyjmuje się proporcjonalne działanie wszystkich cech, zostały zaprezentowane w tabeli 1. Kształt ryzyka według czasu trwania małżeństwa jest typowy, z bardzo niską intensywnością rozpadu na początku trwania małżeństwa, która następnie gwałtownie rośnie i utrzymuje się na wysokim poziomie do szóstego roku trwania małżeństwa, po czym ponownie spada dla dalszych długości trwania małżeństwa.

Tabela 1. Korelaty rozpadów pierwszych małżeństw w Polsce

	Zmienna	Ryzyko względne		p-value
Trwanie małżeństwa	1. rok	0,15	***	0,000
	2.-3. rok	1		
	4.-6. rok	0,77		0,292
	7.-15. rok	0,54	**	0,045
Okres kalendarzowy	do 1990	1,68		0,146
	1991-1999	1		
	2000-2006	1,55	**	0,011
Dzieci w małżeństwie	bez dzieci i nie w ciąży	1,69	*	0,082
	w ciąży	0,93		0,834
	jedno dziecko w wieku poniżej 3	1		
	co najmniej dwoje dzieci, najmłodsze poniżej 3 lat	0,75		0,358
	jedno dziecko w wieku 3-6 lat	1,60		0,125
	co najmniej dwoje dzieci, najmłodsze w wieku 3-6 lat	1,81	***	0,089
Poczęcie przedmałżeńskie	nie	1		
	tak	1,80	***	0,001
Urodzenie przedmałżeńskie	nie	1		
	tak	1,71	**	0,032
Wykształcenie	w trakcie nauki	0,69		0,292
	niższe	1		
	średnie	1,06		0,745
	wyższe	0,48	**	0,016
Miejsce zamieszkania w wieku 15 lat	duże miasto	1		
	małe miasto	0,63	***	0,009
	wieś	0,33	***	0,000
Rodzaj małżeństwa	małżeństwo bezpośrednie	1		
	małżeństwo poprzedzone kohabitacją	0,70		0,200
Wiek w momencie małżeństwa	19 lub mniej	1		
	20-23	0,97		0,875
	24-27	0,92		0,750
	28 lub więcej	0,64		0,367

Status na rynku pracy	pracująca	1	
	bezrobotna	1,04	0,816
	bierna	0,73	0,136
początkowe logLL -786			
końcowe logLL -731			

Uwaga: *** - istotne na poziomie 0,01, ** istotne na poziomie 0,05, * istotne na poziomie 0,1.

Źródło: obliczenia własne.

Obserwowany od 2000 r. wzrost ryzyka rozwodu znalazł odzwierciedlenie w rozpadzie pierwszych małżeństw. Zgodnie z oczekiwaniami, kobiety wychowywane w bardziej tradycyjnych środowiskach, czyli w mniejszych miejscowościach lub na wsi, rzadziej doświadczają rozpadu małżeństwa. Rzadziej rozpadu małżeństw doświadczają także kobiety z wyższym wykształceniem w porównaniu do kobiet z wykształceniem średnim, podstawowym i zawodowym. W badaniach odnoszących się do okresu sprzed 1991 r. stwierdzono, że kobiety z wyższym wykształceniem miały większą skłonność do rozwodu niż kobiety z wykształceniem podstawowym (por. Härkönen i Dronkers 2006). Jest to wskazówka, że być może w odniesieniu do Polski znajduje zastosowanie hipoteza Goode'go. Należy jednak pamiętać, że w wcześniejszych badaniach jako zdarzenie zdefiniowano rozwód a nie rozpad małżeństwa i próba z 2006 r. jest bardziej selektywna (por. opis w części nt. danych). W celu potwierdzenia zmiany gradientu edukacyjnego rozwodów lub rozpadu małżeństw potrzebne jest badanie długookresowych trendów tych zależności.

Wartości współczynników są zgodne z oczekiwaniami, jednak nieistotne statystycznie dla zmiennych: wiek zawarcia małżeństwa i status na rynku pracy. Małżeństwa poprzedzone kohabitacją nie różnią się pod względem intensywności rozpadu od małżeństw niepoprzedzonych kohabitacją, przy czym oszacowanie współczynnika ma inną wartość niż oczekiwano na podstawie wcześniejszych badań. Wynik ten może być zarówno efektem selektywności próby (na przykład małżeństwa zaobserwowane dla młodszych kobiet musiały być zawarte stosunkowo wcześniej, przez co próba może nadreprezentować kobiety o większej skłonności do małżeństwa) jak i wskazywać na osłabienie zależności lub zmianę jej kierunku wraz z upowszechnianiem się kohabitacji (por. Liefbroer i Dourleijn 2006). Podobnie, jak w przypadku gradientu edukacyjnego rozstrzygnięcie tej kwestii wymaga jednak skorzystania z innych danych, które pozwolą zaobserwować zmiany zachodzące w dłuższym okresie czasu.

Małżeństwa z bardzo małymi dziećmi (do lat 3) oraz małżeństwa spodziewające się dziecka, mają zdecydowanie niższe ryzyko rozpadu. Natomiast gdy najmłodsze dziecko ma co najmniej trzy lata, ryzyko rozpadu małżeństwa jest wyższe i nie różni się od ryzyka rozpadu małżeństwa doświadczanego przez pary, które ani nie mają dzieci narodzonych ani poczętych. Szczególnie wyraźne jest to dla rodziców dzieci w wieku co najmniej 6 lat, które mają najwyższy

parametr ryzyka. Liczba dzieci wydaje się nie modyfikować ryzyka rozpadu małżeńskiego pozostawiając wiekowi dzieci decydującą rolę dla stabilności małżeńskiej.

Zgodnie z oczekiwaniami małżeństwa z poczęciami i urodzeniami przedmałżeńskimi mają wyższe ryzyko rozpadu niż małżeństwa bez takich charakterystyk.

MODEL Z INTERAKCJĄ

W modelu z interakcją aktywności zawodowej i dzieci zostało osłabione założenie o proporcjonalności efektów wszystkich zmiennych. W przypadku aktywności zawodowej założono, że jej wpływ może być zróżnicowany w zależności od tego, czy w rodzinie jest bardzo małe dziecko. Zależności pomiędzy ryzykiem rozpadu małżeństwa a pozostałymi zmiennymi pozostały takie same, jak w przypadku modelu z efektami proporcjonalnymi. Kompletne oszacowania modelu zamieszczono w aneksie. Poniżej prezentowane są jedynie ryzyka względne w zależności od wartości obu zmiennych objaśniających: aktywności zawodowej i obecności bardzo małych dzieci w rodzinie.

Tabela 2. Związek pomiędzy ryzykiem rozpadu pierwszego małżeństwa a statusem kobiety na rynku pracy według obecności dzieci w rodzinie.

Obecność bardzo małego dziecka w rodzinie	Status kobiety na rynku pracy				
	pracująca	bierna	bezrobotna	urlop macierzyński	urlop wychowawczy
Nie ma bardzo małego dziecka w rodzinie	2,09***	1,94**	1,96**	1,53	1,19
Jest bardzo małe dziecko w rodzinie	1	0,47*	1,32		

Uwaga: *** - istotne na poziomie 0,01, ** istotne na poziomie 0,05, * istotne na poziomie 0,1.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki z tabeli 2 pokazują, że aktywność zawodowa kobiet jest związana z wyższym ryzykiem rozvodu, ale tylko wtedy, gdy kobieta oczekuje narodzin dziecka albo posiada bardzo małe dziecko, które nie ukończyło jeszcze trzech lat. Jeżeli kobieta posiada bardzo małe dziecko, nieaktywność na rynku pracy związana jest z dużo niższym ryzykiem rozpadu związku. Różnica pomiędzy ryzykiem rozpadu małżeństwa dla kobiet z dzieckiem pracujących i niepracujących wskazuje na silny efekt zależności ekonomicznej kobiety.

Dla kobiet, które nie mają bardzo małych dzieci różnice w ryzyku rozpadu związku według statusu na rynku pracy są nieistotne. Okazuje się, że efekt aktywności zawodowej w modelu z efektami proporcjonalnymi był średnią silnego efektu dla kobiet z dziećmi i braku efektu dla kobiet bez dzieci, co przy ograniczonej mocy statystycznej modelu prowadziło do nieistotnych współczynników modelu.

W modelu z interakcją wyraźny jest również związek pomiędzy obecnością bardzo małych dzieci a stabilnością małżeńską, który został zaobserwowany w modelu z efektami głównymi. Zarówno dla kobiet pracujących jak i nieaktywnych zawodowo obecność bardzo małego dziecka stanowi czynnik stabilizujący. Natomiast bezrobocie, niezależnie od obecności dzieci, destabilizuje małżeństwo.

VI. PODSUMOWANIE I DYSKUSJA

Wyniki przedstawionej analizy pokazały, że generalnie prawidłowości rozpadu małżeństw sformułowane teoretycznie i potwierdzone empirycznie w innych krajach występują również w Polsce. Małżeństwa kobiet mają najniższe ryzyko rozpadu bezpośrednio po zawarciu, następnie od drugiego do szóstego roku ryzyko rozpadu jest najwyższe i obniża się w kolejnych latach. Małżeństwa kobiet pochodzących z bardziej tradycyjnych obszarów są bardziej stabilne, natomiast małżeństwa zawierane przez kobiety oczekujące dziecka albo posiadające dziecko są mniej stabilne. Trendy obserwowane na poziomie makro dla rozwodów znalazły swoje odzwierciedlenie również w procesie rozpadów małżeństw deklarowanych przez respondentów, czego wyrazem jest wzrost niestabilności małżeństwa obserwowany od 2000 r. Wnioski dotyczące trzech czynników rozwodów: wykształcenia kobiet, aktywności zawodowej kobiet oraz dzieci w małżeństwie zasługują na kilka słów dodatkowego komentarza.

W modelu z efektami głównymi testowanie zależności pomiędzy aktywnością zawodową kobiety a rozpadem małżeństwa nie przyniosło satysfakcjonujących rezultatów. Wprawdzie oszacowania z modelu wskazują, zgodnie z oczekiwaniami, że aktywność zawodowa jest dodatnio skorelowana z ryzykiem rozwodu, jednak nie są one statystycznie istotne. Wpływ bierności zawodowej kobiet okazał się jednak istotny w modelu z interakcją, gdzie testowano go osobno dla par z bardzo małymi dziećmi i bez nich. Stwierdzono, że bierność zawodowa kobiet jest związana z większą stabilnością małżeństw tylko wówczas, jeżeli dotyczy par z bardzo małymi dziećmi. To połączenie wskazuje na silny efekt zależności ekonomicznej związany z obecnością małego dziecka. Interesujące jest również to, że w przypadku braku obecności bardzo małego dziecka efekt zależności nie występował. Pogłębione analizy w tym zakresie, które pozwoliłyby na uwzględnienie efektu dochodowego, polityki rodzinnej, dostępności opieki dla dzieci mogą dostarczyć wielu interesujących odpowiedzi. Główną przeszkodą w tym zakresie może być jednak brak odpowiednich danych.

Najmniejsza intensywność rozpadu małżeństw doświadczana przez kobiety z wyższym wykształceniem może wskazywać na odwrócenie gradientu edukacyjnego rozwodów lub rozpadu małżeństw. W badaniach dotyczących lat 1980. i wcześniejszych gradient edukacyjny był pozytywny, natomiast w niniejszym badaniu odnoszącym się przede wszystkim do okresu

lat 1990. i pierwszej połowy lat 2000. stwierdzono zależność odwrotną. Potencjalną zmianę najlepiej byłoby prześledzić na danych oferujących możliwość obserwowania trendów łączących oba okresy z zastosowaniem jednolitych definicji. Härkönen i Dronkers (2006) modelowali przejście do rozwodów, natomiast w niniejszym artykule zdarzeniem jest rozpad małżeństwa według deklaracji respondenta. Ewentualna zmiana gradientu edukacyjnego rozpadu małżeńskiego może jednak wskazywać na zasadniczą zmianę w zakresie zachowań partnerskich.

Małżeństwa z dziećmi rzeczywiście mają obniżone ryzyko rozpadu, ale tylko wtedy, gdy są to dzieci bardzo małe albo oczekiwane (tzn. kobieta jest w ciąży). Już obecność dzieci w wieku od trzech do sześciu lat nie ma statystycznie istotnego wpływu na stabilność małżeństwa, natomiast małżeństwa z dziećmi co najmniej sześcioletnimi i nie oczekujące dziecka mają ryzyko rozpadu takie samo jak małżeństwa bezdziejne. Biorąc pod uwagę przywiązanie do rodziny wyrażane w polskim społeczeństwie i jego wysoką religijność, można było spodziewać się tego, że małoletnie dzieci będą mieć bardzo silny stabilizujący wpływ na małżeństwo rodziców. Okazało się to słuszne jedynie w odniesieniu do najmłodszych dzieci.

Wyniki te są tym bardziej uderzające, że nie wzięto pod uwagę potencjalnej endogeniczności decyzji o posiadaniu dziecka względem stabilności małżeństwa. Zgodnie z przesłankami teoretycznymi i wynikami innych badań, gdy uwzględnia się selekcję, efekt dzieci w małżeństwie staje się słabszy. Jeżeli dodatkowo weźmie się pod uwagę fakt, że część zależności ujawnionych w modelu może być wynikiem prawnej regulacji rozwodów⁹, to oczekiwania dotyczące wpływu norm, w których wysoką pozycję pełni rodzina, na stabilność małżeństw z dziećmi, muszą zostać poddane weryfikacji.

Nie została również stwierdzona zależność pomiędzy liczbą dzieci a stabilnością małżeńską, jakkolwiek w tym wypadku trzeba uczynić zastrzeżenie, że na wynik ten mogła wpłynąć specyfikacja zmiennej niezależnej w modelu. Mianowicie wyróżniono zero, jedno lub co najmniej dwójkę dzieci. W literaturze pokazuje się U-kształtną zależność, gdzie ryzyko rozpadu związku jest najmniejsze dla dwojga lub trojga dzieci i wzrasta dla co najmniej czworga dzieci (por np. Andersson 1997). Zgrupowanie od dwójki dzieci wzwyż, podyktowane liczebnością próby, mogło ukryć istotne zróżnicowanie i być może z tego powodu nie stwierdzono statystycznie istotnej różnicy pomiędzy jednym lub większą liczbą dzieci.

Przy modelowaniu zależności pomiędzy liczbą dzieci a stabilnością małżeńską ważne jest, aby wziąć pod uwagę wiek dzieci (najczęściej robi się to poprzez wiek najmłodszego dziecka). Również w ramach niniejszych analiz możliwe było pokazanie, dlaczego jest to ważne – model, w którym była jedynie liczba dzieci bez informacji o ich wieku, pokazywał, że ryzyko

⁹ Ten wpływ jest dwójakiego rodzaju. Po pierwsze, jeżeli warunkiem rozwodu jest zanik wszelkich więzi pomiędzy małżonkami, w tym więzi fizycznych, to ciąża stanowi potwierdzenie tego, że takie więzi istniały przynajmniej w niedalekiej przeszłości. Po drugie, ze względu na obecność dzieci procedura rozwodowa staje się dłuższa, co przekłada się na niższe ryzyko rozwodu.

rozpadu było tym niższe, im większa liczba dzieci. W takiej sytuacji liczba dzieci pokazywała wpływ obecności małych dzieci, ponieważ kobiety posiadające więcej dzieci, częściej posiadały w swojej rodzinie małe dzieci.

Wpływ wartości i norm nie uwidocznił się w zależności pomiędzy posiadaniem małoletnich dzieci a stabilnością małżeńską. Ważne jest, aby w przyszłości móc obserwować system wartości na poziomie indywidualnym i ocenić jak, na przykład, religijność wpływa na stabilność małżeńską. W oszacowanym modelu w ograniczonym stopniu taką rolę pełniła zmienna „miejsce zamieszkania w wieku 15 lat” ujmująca tradycjonalizm środowiska wychowania, który wpływa też na indywidualny system wartości. Ponadto równoległość funkcjonowania małżeństw cywilnych i religijnych stwarza dodatkowy potencjał do uwzględnienia zróżnicowania małżonków pod względem wyznawanych norm i wartości. Ślub wyznaniowy nie stanowi wprawdzie wskaźnika religijności i przywiązania do wartości religijnych, ponieważ w tej formie jest zawierana większość małżeństw i to nie tylko z motywacją religijną, ale także ze względu na aspekt rytualny albo estetyczny ślubu kościelnego. Natomiast rezygnacja z takiego ślubu może być traktowana jako wybór rozwiązania niestandardowego, innego niż stosowane przez większość społeczeństwa. Może to być również wskaźnikiem bardziej liberalnego systemu wartości. Ciekawe byłoby również włączenie do analiz innych zmiennych wymienianych w literaturze jako korelaty rozwodów, które jednak nie były dostępne w badaniu „Biografie...”. Jedną z takich zmiennych jest rozwód rodziców. Dobrze byłoby również wiedzieć, w jaki sposób małżeństwo zostało zakończone: czy poprzez rozstanie partnerów nieusankcjonowane prawnie, czy w wyniku rozwodu lub separacji. Ze względu na czas trwania procedury rozwodowej czy separacyjnej, pomiędzy rozstaniem faktycznym a prawnym może być duża różnica, co może wpływać na wyniki analizy. Wreszcie interesujące byłoby posiadanie obserwacji z dłuższego okresu, które pozwalałyby śledzić trendy i procesy dyfuzji zachodzące w polskim społeczeństwie i w jego podgrupach. Przynajmniej część tych postulatów powinny spełnić dane pozyskane w ramach „Panelowe badanie przemian relacji między pokoleniami, w rodzinie oraz między kobietami i mężczyznami: Generacje, rodziny i płeć kulturowa” (GGS-PL).

Innym wyzwaniem w przyszłych badaniach determinant rozwodów w Polsce jest ocena zależności przyczynowo-skutkowych, tzn. ocena nie tylko korelacji, ale efektów poszczególnych zmiennych dla ryzyka rozwodu. W dziedzinie nauk społecznych obecnie intensywnie rozwijane są metody pozwalające na ocenę przyczynowości. W odniesieniu do rozwodów najczęściej stosowane jest jednoczesne modelowanie procesów, które wpływają na selektywność zachowań rozwodowych, tj. na przykład modelowanie wchodzenia w pierwszy związek (bezpośrednie małżeństwo vs. kohabitacja) oraz rozpadu małżeństw albo modelowanie płodności i stabilności

małżeńskiej. Dzięki analizom tego typu, pierwszy szkic na temat zróżnicowania ryzyka rozpadu małżeństw, który zaprezentowano w niniejszym artykule, zyskałby potrzebne uzupełnienie.

LITERATURA

- Andersson G., 1997, *The Impact of children on divorce risks of Swedish women*, „European Journal of Population”, 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.
(http://www.sgh.waw.pl/instytuty/isd/publikacje/ISID_WP_nonmarital_Baranowska.pdf)
- Becker G. S., Landes E. M., Michael R. T., 1977, *An economic analysis of marital instability*, „Journal of Political Economy”, 85: 1141-1188.
- Bongaarts J., Feeney G., 1998, *On the quantum and tempo of fertility*, „Population and Development Review”, 24(2): 271-291.
- Cartwright K.D., 2000, *Shotgun weddings and the meaning of marriage in Russia: An event history analysis*, „The History of the Family”, 5(1): 1-22.
- Cherlin A., 1978, *Remarriage as an incomplete institution*, „American Journal of Sociology”, 84(3): 634-650.
- Cherlin A., Furstenberg F., 1994, *Stepfamilies in the United States: a reconsideration*, „Annual Review of Sociology”, 20: 359-381.
- Coppola L., Di Cesare M., 2008, *How fertility and union stability interact in shaping new family patterns in Italy and Spain*, „Demographic Research”, 18(4): 117-144.
- De Rose A., 1992, *Socio-economic factors and family size as determinants of marital dissolution in Italy*, „European Sociological Review”, 8(1): 71-91.
- Duch-Krzyszczek D., 1998, *Małżeństwo, seks, prokreacja*, Wydawnictwo IFiS PAN, Warszawa.
- Fokkema T., Esveldt I., 2008, *Motivation to have children*, [w:] Höhn C., Avramov D., Kotowska I. (red.) *People, Population Change and Policies. Lessons from the Population Policy Acceptance Study*, Springer, Berlin.
- Frejka T., 2008, *Determinants of family formation and childbearing during the societal transition in Central and Eastern Europe*, „Demographic Research”, 19(7): 139-170.
- Giza-Poleszczuk A., Poleszczuk J., 2004, *Partnership, marriage, and children - cultural differentiation of attitudes*, [w:] Jasińska-Kania A., Marody M. (red.) *Poles among Europeans*, Scholar, Warszawa.
- Glenn N.D., McLanahan S., 1981, *The effects of offspring on the psychological well-being of older adults*, „Journal of Marriage and Family”, 43(2): 409-421.
- Goode W. J., 1962, *Marital satisfaction and instability: A cross-cultural class analysis of divorce rates*, [w:] Bendix R., Lipset S. M. (red.), *Class, status, and power. social stratification in comparative perspective*, The Free Press, New York: 377-387.

- Heaton T. B., 1990, *Marital stability throughout the child-rearing years*, „Demography”, 27(1): 55-63.
- Härkönen J., Dronkers J., 2006, *Stability and change in the educational gradient of divorce. A Comparison of seventies countries*, „European Sociological Review”, 22(5): 501-517.
- Hoem B., Hoem J.M., 1992, *The disruption of marital and non-marital unions in contemporary Sweden*, [w:] Trussell J., Hankinson R., Tilton J. (red.), *Demographic Applications of Event History Analysis*, Clarendon Press, Oxford.
- Kneip T., Bauer G., 2009, *Did unilateral divorce laws raise divorce rates in Western Europe?*, „Journal of Marriage and Family”, 71(3): 592-607.
- 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., Matysiak A., Styrac M., Pailhé A., Solaz A., Vignoli D., 2010, *Second European Quality of Life Survey: Family Life and Work*, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Kravdal Ø., 1988, *The impact of first-birth timing on divorce: new evidence from a longitudinal analysis based on the Central Population Register of Norway*, „European Journal of Population”, 4(3): 247-269.
- Kwak A., 1999, *Divorce law reform and public opinion in Poland: the case of legal separation*, „International Journal of Law, Policy and the Family”, 13: 213-224.
- Laskowski J., 1987, *Trwałość wspólnoty małżeńskiej*, OdiSS, Warszawa.
- Lesthaeghe R., 1995, *The second demographic transition in Western countries: An interpretation*, [w:] Mason K. O., Jensen A.-M. (red.) *Gender and family change in industrialized countries*, Oxford, Clarendon Press: 17-62.
- Lesthaeghe R., Surkyn J., 2002, *New forms of household formation in Central and Eastern Europe: are they related to the newly emerging value orientations?*, „Economic Survey of Europe”, 1: 197-216.
- Liefbroer A.C., Dourleijn E., 2006, *Unmarried cohabitation and union stability: testing the role of diffusion using data from 16 European countries*, „Demography”, 43(2): 203-221.
- Lillard L.A., Brien M.J., Waite L.J., 1995, *Premarital cohabitation and subsequent marital dissolution: a matter of self-selection*, „Demography”, 32(3): 437-457.
- Liu G., 2002, *How premarital children and childbearing in current marriage influence divorce of Swedish women in their first marriages*, „Demographic Research”, 7(10): 389-406.
- Liu G., Vikat A., 2004, *Does divorce risk depend on spouses' relative income? A register-based study of first marriages in Sweden in 1981-1998*, MPIDR working paper No. WP-2004-010, Rostock.

- Lutz W., Wils A. B., Nieminen M., 1991, *The demographic dimensions of divorce: the case of Finland*, „Population Studies”, 45(3): 437-453.
- Lyngstad T.H., 2006, Does community context have important bearings on the divorce rate?, VID Working Paper No. 6/2006, Wiedeń.
- Lyngstad T.H., Jalovaara M., 2010, *A review of the antecedents of union dissolution*, „Demographic Research”, 23(10): 257-292.
- Łobodzińska B., 1983, *Divorce in Poland: its legislation, distribution and social context*, „Journal of Marriage and the Family”, 45(4): 927-942.
- Mandes S., 2004, *Forms of religiousness in Polish society*, [w:] Jasińska-Kania A., Marody M. (red.) *Poles among Europeans*, Scholar, Warszawa.
- Marody M., 2004, *The changing religiosity of Poles*, [w:] Jasińska-Kania A., Marody M. (red.) *Poles among Europeans*, Scholar, Warszawa.
- Martin S.P., 2006, *Trends in marital dissolution by women's education in the United States*, „Demographic Research”, 15(20): 537-560.
- Matysiak A., 2009, *Is Poland really immune to the spread of cohabitation*, „Demographic Research”, 21(8): 215-234.
- Matysiak A., Wrona G., 2010, *Regulacje prawne tworzenia, rozwoju i rozpadu rodzin w Polsce*, ISiD Working Papers Nr. 8(2010), Warszawa.
- McLanahan S., Adams J., 1989, *The effects of children on adults' psychological well-being: 1957-1976*, „Social Forces”, 68(1): 124-146.
- Murphy M. J., 1985, *Demographic and socio-economic influences on recent British marital breakdown patterns*, „Population Studies”, 39(3): 441-460.
- Mynarska M., 2010, *Individual Fertility Choices in Poland*, Wydawnictwo UKSW, Warszawa.
- Mynarska M., Bernardi L., 2007, *Meanings and attitudes attached to cohabitation in Poland: Qualitative analyses of the slow diffusion of cohabitation among the young generation*, „Demographic Research”, 16(17): 519-554.
- Ono H., 1998, *Husbands' and wives' resources and marital dissolution*, „Journal of Marriage and the Family”, 60: 674-689.
- Oppenheimer V.K., 1997, *Women's employment and the gain to marriage: the specialization and trading model*, „Annual Review of Sociology”, 23: 431-453.
- Perelli-Harris B., Sigle-Rushton W., Kreyenfeld M., Lappergard T., Keizer R., Berghammer C., 2010, *The educational gradient of childbearing within cohabitation in Europe*, „Population and Development Review”, 36(4): 775-801.
- Qvist J., Uhlén M., Sjöberg I., 1995, *Skilsmassor och separationer – bakgrund och utveckling*, „Demografiska rapporter”, 1995:1, Statistics Sweden, Stockholm.

- Rydzewski P., 2010, *Socjologiczne analizy rozwodów. Aspekty teoretyczne, empiryczne i metodologiczne*, Wydawnictwo WSPA, Lublin.
- Sigle-Rushton W., 2010, *Men's unpaid work and divorce: reassessing specialization and trade in British families*, „Feminist Economics”, 16(2): 1-26.
- South S.J., 2001, *Geographical context and marital dissolution: does neighborhoods matter?*, „Journal of Marriage and the Family”, 63(3):755-766.
- South S.J., Trent K., Shen Y., 2001, *Changing partners: toward a macrostructural opportunity theory of marital dissolution*, „Journal of Marriage and the Family”, 63(3):743-754.
- Svarer M., Verner M., 2008, *Do children stabilize relationships in Denmark?*, „Journal of Population Economics”, 21: 395-417.
- Szukalski P., 2010, *Bilans małżeństw w powojennej Polsce*, „Wiadomości Statystyczne”, 9(592): 26-35.
- Teachman J. D., 2002, *Stability across cohorts in divorce risk factors*, „Demography”, 39(2): 331-351.
- Thornton A., 1977, *Children and marital stability*, „Journal of Marriage and Family”, 39, 3: 531-540.
- Van de Kaa D.J., 1994, *The second demographic transition revisited: Theories and expectations*, [w:] Beets G. i in. (red.) *Population and family in the Low Countries 1993: Late fertility and other current issues*, NIDI/CBGS Publication, No. 30, Swets and Zeitlinger, Berwyn, Pennsylvania/Amsterdam: 81-126.
- Van de Kaa D.J., 1996, *Anchored narratives: The story and findings of half a century of research into the determinants of fertility*, „Population Studies”, 50(3): 389-432.
- Van de Kaa D.J., 2001, *Postmodern fertility preferences: From changing value orientation to new behavior*, „Global fertility transition. Supplement to Population and Development Review”, 27: 290-338.
- Vaupel J., Yashin A., 1985, *Heterogeneity's ruses: some surprising effects of selection on population dynamics*, „The American Statistician”, 39(3): 176-185.
- Vignoli D., Ferro I., 2009, *Rising marital disruption in Italy and its correlates*, „Demographic Research”, 20(4): 11-36.
- Wagner M., Weiss B., 2006, *On the variation of divorce risks in Europe: findings from a meta-analysis of European longitudinal studies*, „European Sociological Review”, 22(5): 483-500.
- Waite L.J., Lillard L.A., 1991, *Children and marital disruption*, „American Journal of Sociology”, 96(4): 930-953.
- White L.K., Booth A., 1985, *The quality and stability of remarriages: the role of stepchildren*, „American Sociological Review”, 50(5): 689-698.

Wieczorek M., 1990, Demograficzne, społeczne i ekonomiczne uwarunkowania rozwodów w Polsce, Monografie i Opracowania, SGPiS, Warszawa.

Wieczorek M., 1999, Zmiany procesu rozpadu małżeństw, [w:] Kotowska I.E. (red.), Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90. w świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego, Monografie i Opracowania 461, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.

ANEKS

Tabela 1A. Model z interakcjami

Zmienna		Ryzyko względne	p-value
Trwanie małżeństwa	1. rok	0,15	0,000
	2.-3. rok	1	
	4.-6. rok	0,70	0,098
	7.-15. rok	0,53	0,004
Okres kalendarzowy	do 1990	1,68	0,143
	1991-1999	1	
	2000-2006	1,56	0,009
Poczęcie przedmałżeńskie	nie	1	
	tak	1,84	0,000
Urodzenie przedmałżeńskie	nie	1	
	tak	1,73	0,017
Wykształcenie	w trakcie nauki	0,71	0,326
	niższe	1	
	średnie	1,07	0,683
	wyższe	0,49	0,018
Miejsce zamieszkania w wieku 15 lat	duże miasto	1	
	małe miasto	0,63	0,009
	wieś	0,33	0,000
Rodzaj małżeństwa	małżeństwo bezpośrednie	1	
	małżeństwo poprzedzone kohabitacją	0,69	0,191
Wiek w momencie małżeństwa	19 lub mniej	1	
	20-23	0,97	0,850
	24-27	0,91	0,721
	28 lub więcej	0,64	0,366
Status na rynku pracy	pracująca, z bardzo małym dzieckiem	1	
	bierna, z bardzo małym dzieckiem	0,47	0,071
	bezrobotna, z bardzo małym dzieckiem	1,32	0,397
	pracująca, bez dziecka	2,09	0,002
	bierna, bez dziecka	1,94	0,030
	bezrobotna, bez dziecka	1,96	0,030
	urlop macierzyński	1,53	0,431
	urlop wychowawczy	1,19	0,589
początkowe logLL -786			
końcowe logLL -729			

Źródło: obliczenia własne.