

*Marta Styrc*<sup>1</sup>  
Instytut Statystyki i Demografii  
Szkoła Główna Handlowa

## CZYNNIKI WPŁYWAJĄCE NA STABILNOŚĆ PIERWSZYCH MAŁŻEŃSTW W POLSCE

### WPROWADZENIE

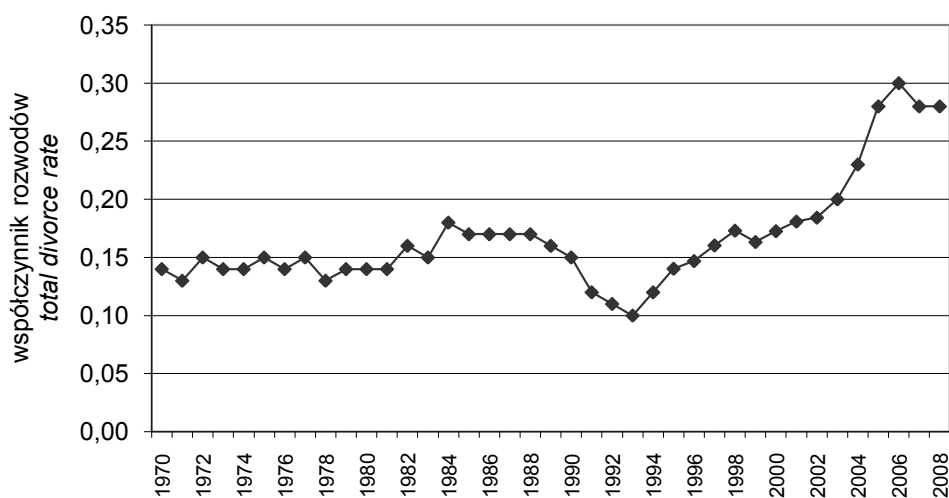
Ważnym powodem zainteresowania demografów stabilnością związków, a w szczególności małżeństw, jest ich znaczenie dla płodności oraz dla dobrostanu dzieci pochodzących z takiego związku oraz dobrostanu partnerów tworzących związek. Ponadto ze względu na wzrost niestabilności małżeństw rozwód jest zdarzeniem 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 nasilił się po roku 2000 (rys. 1). W takiej sytuacji rozpoznanie, które grupy ludności i które kategorie małżeństw są najbardziej narażone na ryzyko rozpadu jest szczególnie istotne.

W 1989 roku rozpoczęła się w Polsce transformacja autokratycznego systemu centralnego w demokratyczną gospodarkę rynkową. W wyniku zasadniczych reform stary system był szybko zastępowany poprzez instytucje typowe dla społeczeństwa kapitalistycznego (Frejka 2008). Nie była to zmiana jednorazowa, ale raczej proces, którego zakończenie trudno jest określić. Jednoznacznie można jednak stwierdzić, że zasadniczy ciężar zmian skoncentrowany był w latach 90.

---

<sup>1</sup> Autorka była stypendystką 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.

Rysunek 1. Przekrojowy ogólny współczynnik rozwodów w Polsce w latach 1970–2008  
Figure 1. Period total divorce rate, Poland 1970–2008



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

Source: up to 2004 – data from Kotowska et al. (2008); 2005–2008 – own calculations based on the Eurostat data

Pod względem skali zmian doświadczanych przez społeczeństwa w okresie po-koju 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. 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 60. O ile jednak 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 teoretycznej zmniejszył się z 2,05 dziecka na kobietę w 1989 r. do 1,23 w 2003 r. (i pozostaje na niskim poziomie – w 2009 r. wyniósł 1,40), zawarcie małżeństwa było opóźniane, a sam związek stawał się mniej trwały (Kotowska i in. 2008). Osłabianiu skłonności do zawierania małżeństw towarzyszył wzrost znaczenia kohabitacji (Matysiak 2009). Zmniejszające się znaczenie małżeństwa widoczne jest także w rosnącym po 2000 r. współczynniku rozwodów. Przekrojowy ogólny współczynnik rozwodów<sup>2</sup> (*total divorce rate*) podwoił się z 0,16 w 1999 r. do 0,30 w 2006 r. i 0,28 w 2008 r. Celem artykułu jest rozpoznanie, jakie grupy osób podlegają podwyższonemu ryzyku rozpadu małżeństwa w Polsce poprzez identyfikację czynników rozwodów.

Opracowanie składa się z sześciu części, wliczając wprowadzenie. W drugiej części przedstawiono społeczno-demograficzne korelaty rozwodów rozpatrywane w literaturze. Przytaczane wyniki dotychczasowych badań poprzedzane są rozważaniami teoretycznymi. Część trzecia opisuje specyfikę polską, ze szczególnym zwróceniem uwagi na kontekst społeczno-ekonomiczny i kulturowy. Na tym tle zostało sformułowane pytanie badawcze dotyczące czynników wpływających na rozpad związku małżeńskiego. W części czwartej scharakteryzowano dane i model wykorzystany w analizach empirycznych. Wyniki estymacji zawarto w części piątej. Opracowanie zamyka dyskusja otrzymanych rezultatów wraz z postulatami dotyczącymi przyszłych badań rozwodów w Polsce.

## KORELATY ROZWODÓW W LITERATURZE

Większość teorii stabilności małżeńskiej, do których odwołują się demografowie, opiera się na podejściu ekonomicznym, w myśl 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 związkiem. 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).

---

<sup>2</sup> Miara będąca sumą cząstkowych współczynników rozwodów wg długości trwania małżeństwa. Wyraża prawdopodobieństwo rozwodu przy założeniu, że proces rozpadu małżeństw w wyniku rozwodu przebiega z natężeniem obserwowanym w danym roku kalendarzowym.

W literaturze korelaty rozwodów lub inaczej korelaty rozpadu małżeństw zostały podzielone na trzy grupy: te związane z cechami osoby (i partnera w związku), te dotyczące cech związku oraz te, które charakteryzują otoczenie. W pracy omówiono je w wymienionej kolejności. Zdając sobie sprawę, że omówienie wszystkich czynników nie jest możliwe dokonano ich doboru kierując się aktualnością tych wątków w dyskusji naukowej oraz ich znaczeniem w kształtowaniu się rozważanego zjawiska w Polsce. Istotną rolę odegrał również zakres informacji w dostępnych dla Polski źródłach danych. Odpowiednio do przyjętego podejścia odwoływano się do wybranych pozycji literatury, preferując przy tym prace bardziej aktualne lub prace o charakterze przeglądowym.

## CECHY PARTNERA

### *Aktualny wiek partnerów i wiek w momencie zawarcia małżeństwa*

Wiek partnerów jest jednym z czterech wymiarów czasu obecnych w badaniach rozwodów obok: długości trwania związku (staż małżeński), przynależności do kohorty małżeńskiej (lub ogólnie – kohorty związku) i czasu kalendarzowego (Lyngstad i Jalovaara 2010). Cecha ta stosunkowo rzadko bywa ujmowana w odpowiednich modelach, ponieważ wiek jest współliniowy z długością trwania związku, która jest preferowana w analizie historii zdarzeń jako czas trwania 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 ujmować oddziaływanie innych zmiennych, takich jak rozwód rodziców albo niższy poziom edukacji, ale nawet przy kontrolowaniu tych efektów istnieje dodatnia zależność między wiekiem zawarcia małżeństwa a jego stabilnością (Lyngstad i Jalovaara 2010).

### *Wykształcenie*

Wykształcenie<sup>3</sup> może w różny sposób oddziaływać na stabilność małżeństwa. Można wskazać następujące aspekty tego wpływu: ekonomiczny, światopoglądowy i umiejętności kontaktów międzyludzkich. Wątek 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).

---

<sup>3</sup> 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.

Pod względem światopoglądu osoby lepiej wykształcone wyróżniają się bardziej liberalnymi poglądami, kładą większy nacisk 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).

W świetle przeprowadzonych badań empirycznych w różnych krajach stwierdzono znaczne zróżnicowanie kształtowania się rozważanych procesów. W Stanach Zjednoczonych i Holandii wyższe wykształcenie wiąże się z wyższym ryzykiem rozwodu (Martin 2006, Ono 1998). W krajach skandynawskich większość badań wskazuje na zależność odwrotną, to znaczy wyższy poziom wykształcenia związany jest z niższym ryzykiem rozwodu<sup>4</sup>. Natomiast dla Włoch dotychczasowe wyniki nie są jednoznaczne (Vignoli i Ferro 2009, de Rose 1992).

Zróżnicowanie i zmiany zależności między poziomem wykształcenia a intensywnością rozwodów w różnych krajach próbowano usystematyzować za pomocą teorii 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 z kobietami gorzej wykształconymi. Wraz z rosnącą częstotliwością rozwodu dodatnia korelacja rozwodu z wykształceniem słabnie, a nawet może zmienić kierunek. Takie sugestie potwierdziły na przykład analizy prowadzone przez Härkönen i Dronkers (2006) dla 16 krajów europejskich i Stanów Zjednoczonych.

#### *Zatrudnienie i niezależność ekonomiczna*

Zgodnie z ekonomiczną teorią małżeństwa Beckera (Becker i in. 1977) oczekiwania na temat wpływu zatrudnienia na stabilność małżeńską są zróżnicowane w zależności od płci. Bezrobocie mężczyzny zwiększa ryzyko rozpadu małżeństwa ze względu na ograniczenie możliwości 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 zazwyczaj mężczyzna specjalizuje się w pracy zarobkowej, natomiast kobieta specjalizuje się w pracy wewnątrz gospodarstwa domowego (Becker i in. 1977). Oprócz efektu zmniejszonych lub braku korzy-

---

<sup>4</sup> W literaturze anglojęzycznej mówi się o dodatnim lub ujemnym gradiencie edukacyjnym rozwodów oznaczającym kierunek zależności między poziomem wykształcenia a ryzykiem rozwodu.

ści ze specjalizacji, występuje efekt zależności ekonomicznej: niesamodzielność ekonomiczna niepracujących zawodowo kobiet utrudnia im podjęcie decyzji o rozwiązaniu małżeństwa w sytuacji konfliktu małżeńskiego, jeżeli nie są w stanie poradzić sobie materialnie z konsekwencjami rozwodu<sup>5</sup>. Wnioski te znajdują potwierdzenie w wynikach badań dotyczących krajów europejskich i Stanów Zjednoczonych. Wskazują one jednoznacznie, że ryzyko rozstania się pary jest wyższe wówczas, gdy kobieta pracuje (por. np. Ono 1998, Hoem i Hoem 1992, Vignoli i Ferro 2009). Jeżeli niezależność ekonomiczna kobiety jest zoperacjonalizowana jako udział dochodu kobiety w całkowitych dochodach pary, wnioski są podobne, chociaż już nie tak jednoznaczne, jak w przypadku 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 stąd bezrobocie zarówno kobiet, jak i mężczyzn, może stanowić czynnik destabilizujący małżeństwo.

### *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. Na przykład 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 rozwodu, 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 osoby rozwiedzione. Szczegółowe omówienie mechanizmów międzypokoleniowego dziedziczenia rozwodów można znaleźć u Lyngstada i Jalovaary (2010).

---

<sup>5</sup> Oczywiście na dotkliwość ekonomicznych skutków rozwodu wpływa także polityka państwa w zakresie podstawowego zabezpieczenia społecznego, polityki rodzinnej oraz prawo rozwodowe w odniesieniu do podziału praw majątkowych i obowiązków alimentacyjnych.

W literaturze przedmiotu często uwzględnia się także wpływ pochodzenia etnicznego, narodowego lub rasy oraz kulturowe role płci (por. np. Lyngstad i Jaloaara 2010).

## CECHY ZWIĄZKU

### *Długość trwania związku*

Długość trwania związku, czyli inaczej wiek związku, jest bardzo ważnym czynnikiem jego trwałości. Empirycznie obserwowany wzorzec ryzyka rozpadu związku według czasu 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 oraz stałym niskim ryzyku mogą stworzyć zagregowany wzorzec pokazujący wzrost i spadek ryzyka. Generalnie jednak w przypadku ryzyka rozpadu według długości trwania związku badacze poprzestali raczej na stwierdzonej zależności empirycznej bez doszukiwania się źródeł kształtu tego 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 argumentację za pozostaniem 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 w różnych obszarach, co z kolei może rodzić stres i konflikty, czyniąc związek mniej atrakcyjnym (Heaton 1990). Różne mechanizmy wpływu dzieci na stabilność małżeńską są rozważane w dalszej części pracy.

Dzieci mogą dawać poczucie spełnienia i satysfakcji w małżeństwie i w ten sposób przeciwdziałać jego rozpadowi (Heaton 1990). Empiryczne weryfikacje 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, to znaczy od: sytuacji

na rynku pracy, stabilności małżeństwa czy też od 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 w młodszym wieku, 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 sugeruje, że dzieci mogą zwiększyć ryzyko rozpadu małżeństwa. Pojawienie się dziecka i jego dorastanie wymaga dostosowań w zakresie obowiązków domowych, pracy zawodowej, konsumpcji, czasu wolnego i relacji między partnerami. Te dostosowania mogą być destruktywne dla małżeństwa (Heaton 1990)<sup>6</sup>.

Wszystkie wymienione mechanizmy mogą działać łącznie i wpływać stabilizująco lub destabilizująco na małżeństwo oraz z różną siłą w zależności od cech samych dzieci. W badaniach demograficznych rozwodów bierze się pod uwagę dwa wymiary obecności dzieci w związku: ich liczbę i wiek. Co zaskakujące, w koncepcjach teoretycznych rzadko precyzuje się, jak wiek i liczba dzieci powinny wpływać na stabilność małżeństwa. W przypadku liczby dzieci najczęściej znajduje się zależność U-kształtną. 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 zależność ta nie ma dokładnie formy U-kształtnej, większość badań pokazuje niemonotoniczny wpływ liczby dzieci na ryzyko rozwodu (por. np. Waite i Lillard 1991, Lillard i Waite 1995, Svarer i Verner 2008). Jednocześnie jednak brakuje wyjaśnień, dlaczego na przykład pierwsze dziecko wpływa na stabilność małżeńską inaczej niż kolejne.

---

<sup>6</sup> Lutz i in. (1991) pokazali, 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.



W odniesieniu do wieku dziecka generalnie uważa się, że małe dzieci zmniejszają ryzyko rozpadu małżeństwa, które następnie rośnie wraz z wiekiem dzieci. Wzorzec ryzyka rozpadu małżeństwa według wieku dziecka 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 wniosek o silnym stabilizującym wpływie najmłodszych dzieci jest wspólny dla wielu badań (np. Waite i Lillard 1991, Andersson 1997, Vignoli i Ferro 2009, Becker i in. 1977).

#### *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 dziecka względem małżeństwa. Obok obecności dzieci w małżeństwie można zatem wyróżnić także czynnik urodzenia dziecka przed małżeństwem oraz poczęcia dziecka przed małżeństwem i urodzeniu w małżeństwie. Te sytuacje są rozważone 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 się ono 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. Te spostrzeżenia teoretyczne generalnie zyskują potwierdzenie w badaniach empirycznych (por. np. Murphy 1985, Teachman 2002). Drugim aspektem, który występuje w przypadku ciąży przed-

mażeńskich jest to, że mogą być 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 przedmałżeńskie*

Teza, iż obecność dziecka przedmałżeńskiego osłabia małżeństwo, uzasadniana jest poprzez dwa potencjalne źródła tego wpływu. Jeżeli dziecko pochodzi od innego partnera, może być powodem konfliktu i w ten sposób destabilizować aktualny związek (Becker i in. 1977). Urodzenie przedmałżeńskie może być także wyrazem słabego przywiązania do instytucji małżeństwa. Wczesne badania prowadzone w Stanach Zjednoczonych koncentrowały się na niestabilności w rodzinach, w których obecne było dziecko z innego związku. Większą niestabilność tych rodzin wyjaśniano słabszymi więziami między 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 przedmałżeńskiego zwiększało ryzyko rozpadu pierwszych małżeństw (por. np. Andersson 1997, Liu 2002, Lutz i in. 1991, Kravdal 1988). Wpływ urodzeń przedmałżeńskich był zależny od tego, czy dziecko przedmałżeńskie pochodziło od późniejszego małżonka czy innego partnera. Qvist i in. (1995 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 przedmałżeńskich na stabilność pierwszych małżeństw została przeprowadzona przez Liu (2002). Jej wyniki potwierdzają, że każde dziecko przedmałżeńskie osłabia trwałość małżeństwa, a w przypadku dzieci pochodzących od innego partnera ich destabilizujący wpływ jest silniejszy. Wielu badaczy nie wprowadza różnicowania pomiędzy wspólnymi dziećmi i pasierbami, stwierdzając po prostu negatywny wpływ urodzeń przedmałżeńskich (por. np. Teachman 2002, Lillard i Waite 1995, Svarer i Verner 2008).

### *Kohabitacja przedmałżeńska*

Poprzedzenie małżeństwa kohabitacją pozamałżeńską 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 kohabitujące i niekohabitujące 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 wpływają 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 trudność stanowi wówczas 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 poziomie 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 one 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*

Poglądy 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, wyznaczonego 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. Na przykład 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 zależność 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 czynnik 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.

## UWARUNKOWANIA ROZWODÓW W POLSCE

### ROZWODY W POLSCE PO 1989 ROKU

Instytucja rozwodu jest mocno zakorzeniona w polskim systemie prawnym. Rozwód jako prawne rozwiązanie małżeństwa został wprowadzony w 1946 roku 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 między 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% udział par z dziećmi wśród par rozwiedzionych. Sąd może natomiast parom z dziećmi zaproponować mediację, co przedłuża sprawę rozwodową. Ocena tego, czy rozwód nastąpi ze 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 rozwiązaniem małżeństwa. Wreszcie obecność małoletniego dziecka wpływa na koszt decyzji o rozwodzie ze względu na zasądzone w sprawie rozwodowej alimenty.

Natężenie rozwodów w Polsce przez dziesięciolecia utrzymywało się na relatywnie stałym poziomie (prawdopodobieństwo rozwodu wynosiło około 15% przy założeniu, że proces rozpadu małżeństw w wyniku rozwodu przebiegałby

z natężeniem obserwowanym w danym roku kalendarzowym, rys. 1). Łobodzińska (1983) twierdziła, że w latach 60. i 70. rosnąca skłonność do rozwodów była celowo hamowana przez władze komunistyczne. W drugiej połowie lat 80. poziom przekrojowego współczynnika rozwodów przekraczał 15%, natomiast w pierwszej połowie lat 90. spadł osiągając minimum 10% w roku 1994 (rys. 1). Poczynając od tego roku współczynnik rozwodów rósł osiągając poziom 30% w roku 2006. Szczególnie silne wzrost obserwowany był w roku 2004 i 2005. Po 2006 poziom zjawiska ustabilizował się na poziomie poniżej 30%. Ponieważ poniższa analiza koncentruje się na latach 90. i pierwszej połowie roku 2000., w dalszej części przedstawione są zmiany regulacyjne dotyczące rozwodów, które mogły mieć wpływ na intensywność rozwiązywania małżeństw w tym okresie.

W 1990 r. orzecznictwo rozwodowe zostało przesunięte z sądów rejonowych do sądów wojewódzkich. Ta zmiana mogła wpłynąć na spadek natężenia rozwodów po 1990 r. ze względu na ograniczenia w dostępie dla osób z mniejszych miejscowości i wydłużony czas oczekiwania na decyzję sądu (Wieczorek 1999)<sup>7</sup>. Samo tylko wydłużenie sprawy rozwodowej może być wyjaśnieniem spadku intensywności rozwodów w pierwszej połowie lat 90. 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 90. 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 dostarcza takich informacji.

---

<sup>7</sup> Mediana czasu od wniesienia o rozwód do orzeczenia rozwodu wzrosła z 5,2 miesiąca w 1991 r. (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 miesięcy, 7–11 miesięcy, rok, dwa lub więcej lat.

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 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% zawartych związków (GUS 2010). Małżeństwo konkordatowe, zawarte w obecności władzy religijnej i uznane przez państwo, może 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 na rozwód, mając do wyboru rozwód i separację wybierze separację. 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 65 475 rozwodów, co sprawia, że wkład separacji do ogólnej liczby rozpadu małżeństw jest stosunkowo niewielki. Najwyższą liczbę separacji odnotowano w 2005 r. i wynosiła ona 11 600, co stanowiło 17% rozwodów w porównaniu do 6% w 2008 r. (GUS 2009).

## WARTOŚCI I NORMY

Cechą 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 Po-

leszczuk 2004, Fokkema i Esveltd 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). Kościół katolicki uznaje małżeństwo za nierozwiązywalne i dlatego jego doktryna może wpływać na wybory życiowe wiernych. Na przykład 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 Kościele<sup>8</sup> 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 pozamałżeńskich jest wynikiem presji (zewnętrznej lub wewnętrznej) wobec dzieci i rodziców dzieci rodzonych poza węzłem małżeńskim<sup>9</sup> (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 oznacza, że znaczna część katolików uznaje rozwód. W tym samym badaniu zaledwie 21,5% osób bardzo religijnych i 14,7% regularnie praktykujących nie akceptowało rozwodów (Duch-Krzystoszek 1998, 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 odrzuciło zasadę nierozwiązalności małżeństwa, a jedynie 57% respondentów akceptowało ją bezwarunkowo (Laskowski 1987: 132, 135-136, 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 wpłynąć na wybiórcze traktowanie nakazów obyczajowych. Przykładem

---

<sup>8</sup> Trzeba zastrzec, że ewentualne sankcje niekoniecznie mają swoje źródło w prawie. Przykład podany przez Mynarską i Bernardi (2007) o odmowie przez księdza ochrzcenia dziecka pozamałżeńskiego jest działaniem wbrew prawu kościelnemu.

<sup>9</sup> 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.



mogą być rosnące od 1990 r. skłonności do wstępowania w pierwszy związek w formie kohabitacji niemałżeńskiej (Matysiak 2009) oraz odsetek urodzeń poza-małżeńskich (Kotowska i in. 2008), wskazujące na zmianę ideową.

#### CEL BADANIA

Celem analiz przedstawionych w tym artykule jest identyfikacja korelatów rozwodów w Polsce. W przypadku większości korelatów teoria i wyniki empiryczne z badań prowadzonych w innych krajach dają jednoznaczne wskazówki, jakich kierunków zależności można się spodziewać. Interesujące jest sprawdzenie, czy zależności takie dotyczą również procesu rozpadu małżeństw w Polsce, przy czym był 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 było stanu wolnego, a 85% zawartych związków było 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 pozycję rodziny w hierarchii wartości Polaków oraz ich religijność można się spodziewać, że obecność dzieci w małżeństwie powinna stanowić czynnik powstrzymujący przed jego rozwiązaniem.

Również w przypadku zależności pomiędzy wykształceniem a ryzykiem rozpadu nie można sformułować jednoznacznych oczekiwań. Härkönen i Dronkers (2006) stwierdzili, że w Polsce przed 1991 r. osoby z wyższym i średnim wykształceniem miały wyższe ryzyko rozwodu. Jeżeli jednak, zgodnie z ich własną obserwacją, zależność ta w czasie się zmienia, to istnieje możliwość, że dodatnia zależność między poziomem wykształcenia i ryzykiem rozwodu osłabiła się lub wręcz odwróciła. Zmiany w stosunku do wcześniejszych ustaleń są tym bardziej możliwe, że Härkönen i Dronkers zajmowali się rozwodami, natomiast w niniejszym badaniu obserwowane są rozpady pierwszych małżeństw.

#### DANE, METODA I SPECYFIKACJA MODELU ROZPADU PIERWSZYCH MAŁŻEŃSTW

##### DANE

W analizie empirycznej wykorzystano dane z badania retrospektywnego „Biografie zawodowe, rodzinne i edukacyjne”, zrealizowanego w listopadzie 2006 roku przez Instytut Statystyki i Demografii Szkoły Głównej Handlowej. Bada-

nie zostało przeprowadzone na reprezentatywnej próbie 3000 kobiet urodzonych w latach 1966–1981. Dane obejmują historie edukacyjne, rodzinne, zawodowe i migracyjne zapisywane z dokładnością miesięczną od momentu ukończenia 15 roku życia. W badaniu poproszono również partnerów kobiet biorących udział w badaniu o rejestrację historii własnego życia. Jednak ze względu na to, że ponad połowa partnerów nie wypełniła ankiety, właściwe jest wykorzystanie jedynie danych dotyczących historii życiowych kobiet. W badaniach wzdłużnych czynników rozpadów małżeństw bardzo często analizuje się historię związków poprzez historie kobiet, przyjęte rozwiązanie wpisuje się zatem w stosowaną praktykę badawczą. Zasadniczo doniesienia o faktach z życia związku nie powinny się różnić według tego, który partner jest źródłem informacji. Niewątpliwym ograniczeniem związanym z tym, że historie związków rekonstruowane są na podstawie historii kobiet, jest niemożność oceny wpływu cech indywidualnych mężczyzny na stabilność związków.

Respondentki w momencie badania były w wieku w wieku 25–40 lat, a w roku 1989, kiedy rozpoczęła się transformacja, miały 8–23 lata. Większość z nich podejmowała decyzje dotyczące związków w warunkach gospodarki rynkowej w nowej rzeczywistości społecznej. Ze względu na to, że jest to próba kohortowa obejmująca 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. Taka konstrukcja próby została uwzględniona przy specyfikacji modelu.

#### 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 0,86. Stabilność parametrów modelu testowano także dla krótszych okresów trwania małżeństwa, ograniczając je aż do 120 miesięcy (10 lat).

## ZMIENNE NIEZALEŻNE

Stosownie do kategoryzacji wprowadzonej przy przedstawianiu 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 trudność i ograniczenie 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 prowadziłyby to do zbyt dużych błędów losowych.

### *Cechy indywidualne*

Zmienna wykształcenie łączyła informacje na temat pozostawiania przez kobietę w edukacji wraz z informacją o najwyższym osiągniętym poziomie wykształcenia<sup>10</sup>. Wyróżniono trzy poziomy wykształcenia ukończonego: wyższy, średni, zasadniczy zawodowy lub niższy. Okresy między 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 urlopami innego rodzaju. W mniej szczegółowym grupowaniu urlopy i zwolnienia traktowane są łącznie z pracą jako (utrzymanie stosunku pracy).

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 rozpadzie związku w pokoleniu rodziców<sup>11</sup>, która jest często stosowana w analizach rozwodów. Nie było także informacji

---

<sup>10</sup> Wykształcenie jednostki było zmienne w czasie: do momentu ukończenia edukacji kobietę charakteryzowano jako będącą w edukacji, natomiast później przypisywano jej najwyższy osiągnięty poziom wykształcenia. Kobieta po przerwie mogła ponownie podjąć edukację (zmienna wykształcenie ponownie przyjmowała wówczas wartość „w edukacji”) i w wyniku tej aktywności zmienić swój najwyższy poziom wykształcenia.

<sup>11</sup> Teachman (2002) pokazuje, że otoczeniu, w którym rozwody są rzadkie wpływ rozwodów rodziców na rozwód dzieci jest słaby. Na tej podstawie można oczekiwać, że w przypadku Polski znaczenie rozwodu rodziców dla skłonności do rozwodu dzieci nie jest duże. Z drugiej strony, w analizach dla Polski Rydzewski (2010: 57-59) uznał, że trwałość rodziny pochodzenia jest jednym z najsilniejszych korelatów długości trwania małżeństwa.

o stopniu religijności, która wydawałaby się bardzo interesująca ze względu na specyfikę polskiego społeczeństwa.

### *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 dzieci i ich wieku (por. Andersson 1997). Gdy w modelu uwzględnia się tylko jeden wymiar obecności dzieci w związku, może prowadzić to do stwierdzenia pozornych zależności. Wiek najmłodszego dziecka został podzielony na trzy przedziały: 0-2 lata, 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 określono jako 7 miesięcy poprzedzających urodzenie dziecka argumentując, że w ciągu dwóch pierwszych miesięcy rodzice mogą nie być jej świadomi, a w konsekwencji może ona nie wpłynąć na ich decyzje. Ciąży nie różnicowano ze względu na kolejność dziecka mającego się narodzić z powodu niewielkiej liczby zdarzeń (rozpadów małżeństw) doświadczanych przez kobiety w ciąży. Ostatecznie 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<sup>12</sup>, 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 między 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 momentu zawarcia związku. Jeżeli dziecko urodziło się w ciągu pierwszych siedmiu miesięcy związku, przyj-

---

<sup>12</sup> Jeżeli pozwala się, aby wpływ zmiennej w modelu był zróżnicowany w zależności od wartości innej zmiennej, to mówi się o interakcji obu zmiennych. Interakcje można wprowadzać także dla więcej niż dwu zmiennych. Jeżeli nie wprowadza się interakcji do modelu analizy historii zdarzeń, to mówi się o modelu z efektami proporcjonalnymi.

mowano, że zostało poczęte przed zawarciem małżeństwa i poczęcie przedmałżeńskie stanowiło cechę związku. Podobnie cechą związku było, jeżeli kobieta urodziła dziecko przed małżeństwem. Obie cechy stanowiły charakterystyki związku stałe w czasie.

Nawiązując do wyników Liu (2002) istotne wydaje się rozróżnienie między 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 przybranych 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 pominięcia.

#### *Cechy otoczenia*

Kohorta jest cechą stałą małżeństwa i natomiast czas kalendarzowy opisujący okres, w jakim znajduje się małżeństwo, jest cechą zmienną w czasie. W rzeczywistości w odniesieniu do większości zjawisk możemy spodziewać się, że występują oba efekty. Ze względu na problem identyfikacji nie jest jednak możliwe wyodrębnienie ich obu jednocześnie<sup>13</sup>. Dlatego do badacza należy podjęcie decyzji, który mechanizm uznaje za istotniejszy z punktu widzenia celów badawczych. Wprowadzenie zmiennej kohorty jest uzasadnione, jeżeli myślimy, że poszczególne kohorty różnią się pod względem intensywności doświadczanych zdarzeń na przykład ze względu na zróżnicowanie postaw w kohortach lub ze względu na różną ekspozycję na czynniki wpływające na zmiany zachowań. W odniesieniu do przemian związanych z transformacją społeczno-ekonomiczną można przypuszczać, że siła ich wpływu zależy od tego, w jakim momencie jednostka ich doświadcza, w związku z czym u młodszych kohort urodzeniowych i małżeńskich skłonność destabilizacji małżeństwa powinna być silniejsza. Zmienna czasu kalendarzowego pozwala natomiast uwzględnić zjawiska, które wpłynęły na wszystkie małżeństwa jednakowo, niezależnie od długości ich trwania. Jej zastosowanie będzie właściwe przy założeniu, że wpływ przemian ustrojowych zależy raczej od stopnia zaawansowania tych zmian niż momentu życia, w którym doświadcza ich jednostka. Zmienna czasu kalendarzowego jest również bardziej

---

<sup>13</sup> Jednoczesne wprowadzenie do modelu czasu trwania związku, czasu kalendarzowego i kohorty małżeńskiej nie jest możliwe ze względu na współliniowość zmiennych (w literaturze demograficznej kwestia ta jest określana jako problem identyfikacji). Ponieważ długość trwania związku jest czasem procesu i nie można jej pominąć, konieczne jest dokonanie wyboru między czasem kalendarzowym a kohortą.

adekwatna do ujmowania zmian prawnych, ponieważ zmiany prawne dotyczą wszystkich małżeństw niezależnie od ich stażu. Niektórzy badacze argumentują, że generalnie 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).

W niniejszej analizie wprowadzono do modelu czas kalendarzowy ze względu na to, że przemiany ustrojowe mają wybitnie przekrojowy charakter. Ponadto w analizowanym okresie następowały również zmiany prawne, co także przemawia za kontrolowaniem efektu okresu kalendarzowego. Czas kalendarzowy wyraża zatem zmiany warunków społeczno-ekonomicznych oraz instytucjonalnych wpływających na decyzje demograficzne i został uwzględniony w modelu w sposób proporcjonalny. Badane małżeństwa obserwowano w latach 1983–2006. Okres ten został podzielony na trzy podokresy: do 1990 r., 1991–1999 oraz od 2000 r. Taki wybór momentów podziału był podyktowany datą rozpoczęcia transformacji oraz datami wprowadzenia zmian prawnych (1990 – przeniesienie spraw rozwodowych do sądów wojewódzkich i 1999 – wprowadzenie separacji). Testowano także wprowadzenia podziału na koniec 1994 r. w celu odzwierciedlenia spadającej i rosnącej tendencji wskaźnika rozwodów. Ostatecznie jednak zrezygnowano z niego, ponieważ dla okresów przed i po 1994 r. współczynniki modeli były bardzo podobne.

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 nieprzekraczającej 100 tys. oraz wieś. Wieczorek (1999) pod koniec lat 90. 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.

#### METODA

W celu analizy ryzyka rozpadu pierwszych małżeństw zastosowano model wykładniczy przedziałami stały. Czas procesu, czyli trwanie małżeństwa, jest wyrażony jako funkcja przedziałami stała. W takim modelu 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. Jeżeli  $h(t)$  oznacza intensywność

ność rozpadów pierwszych małżeństw,  $h_0(t)$  jest linią odniesienia opisującą kształt ryzyka rozpadu według długości trwania małżeństwa,  $x_1$  jest wektorem charakterystyk stałych w czasie, zaś  $x_2(t)$  jest wektorem charakterystyk zmiennych w czasie, a  $\beta_1$  i  $\beta_2$  są parametrami, formalna postać modelu jest następująca:

$$h(t) = h_0(t) \cdot \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2(t)) \quad (1)$$

W pracy przedstawiono 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. Do estymacji wykorzystano pakiet statystyczny STATA w wersji 11.0.

Konstruując modele wyjaśniające rozpad związku, należy rozważyć potencjalną endogeniczność wielu zmiennych. Najczęściej problem ten jest rozpatrywany w odniesieniu do płodności, aktywności zawodowej i kohabitacji przedmałżeńskiej. Na przykład, 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 być 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 brak możliwości interpretowania stwierdzonych zależności w kategoriach przyczynno-skutkowych. Można je tylko traktować 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.

## WYNIKI

### MODEL Z EFEKTAMI GŁÓWNYMI

Wyniki estymacji modelu, w którym przyjmuje się proporcjonalne działanie wszystkich cech, zostały zaprezentowane w tab. 1. Rozkład ryzyka według czasu trwania małżeństwa jest typowy. Stwierdzono bardzo niską intensywność rozpadu

Tabela 1. Korelaty rozpadów pierwszych małżeństw w Polsce  
 Table 1. Correlates of dissolution of first marital union in Poland

Zmienna Variable	Model z efektami głównymi Main effects model		Model z interakcją Interaction model	
	Ryzyko względne Relative risk	p-value	Ryzyko względne Relative risk	p-value
Trwanie małżeństwa				
1. rok	0,15	0,000	0,15	0,000
2.–3. rok	1		1	
4.–6. rok	0,77	0,292	0,70	0,098
7.–15. rok	0,54	0,045	0,53	0,004
Okres kalendarzowy				
do 1990	1,68	0,146	1,68	0,143
1991–1999	1		1	
2000–2006	1,55	0,011	1,56	0,009
Poczęcie przedmałżeńskie				
nie	1		1	
tak	1,80	0,001	1,84	0,000
Urodzenie przedmałżeńskie				
nie	1		1	
tak	1,71	0,032	1,73	0,017
Wykształcenie				
w trakcie nauki	0,69	0,292	0,71	0,326
niższe	1		1	
średnie	1,06	0,745	1,07	0,683
wyższe	0,48	0,016	0,49	0,018
Miejsce zamieszkania w wieku 15 lat				
duże miasto	1		1	
małe miasto	0,63	0,009	0,63	0,009
wieś	0,33	0,000	0,33	0,000
Rodzaj małżeństwa				
małżeństwo bezpośrednie	1		1	
małżeństwo poprzedzone kohabitacją	0,70	0,200	0,69	0,191
Wiek w momencie małżeństwa				
19 lub mniej	1		1	
20–23	0,97	0,875	0,97	0,850
24–27	0,92	0,750	0,91	0,721
28 lub więcej	0,64	0,367	0,64	0,366
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 lat	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	1,81	0,089	-	-
dzieci w wieku powyżej 6 lat	1,95	0,051	-	-
Status na rynku pracy				
pracująca	1		-	-
bezrobotna	1,04	0,816	-	-
bierna	0,73	0,136	-	-



*Czynniki wpływające na stabilność pierwszych małżeństw w Polsce*

Interakcja: status na rynku pracy i obecność bardzo małych dzieci w małżeństwie				
pracująca, z bardzo małym dzieckiem	-	-	0,47	0,071
bierna, z bardzo małym dzieckiem	-	-	1,32	0,397
bezrobotna, z bardzo małym dzieckiem	-	-	2,09	0,002
pracująca, bez dziecka	-	-	1,94	0,030
bierna, bez dziecka	-	-	1,96	0,030
bezrobotna, bez dziecka	-	-	1,53	0,431
urlop macierzyński	-	-	1,19	0,589
urlop wychowawczy	-	-	1	
	początkowe logLL - 786 końcowe logLL - 731		początkowe logLL - 786 końcowe logLL - 729	

Źródło: obliczenia własne  
Source: own calculations

na początku trwania małżeństwa, która następnie gwałtownie rośnie i utrzymuje się na wysokim poziomie do szóstego roku trwania małżeństwa, po czym obniża się dla kolejnych długości trwania małżeństwa.

Obserwowany od 2000 roku wzrost ryzyka rozwodu znalazł odzwierciedlenie w rozpadzie pierwszych małżeństw. Zgodnie z oczekiwaniami, małżeństwa kobiet wychowywanych w bardziej tradycyjnych środowiskach, czyli w mniejszych miejscowościach lub na wsi, są bardziej stabilne. W bardziej stabilnych małżeństwach pozostają także kobiety z wyższym wykształceniem w porównaniu do kobiet z wykształceniem średnim i podstawowym. W analizach 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 teoria Goode'go. Należy jednak pamiętać, że we wcześniejszych badaniach jako zdarzenie zdefiniowano rozwód a nie rozpad małżeństwa pierwszego i próba z 2006 r. jest bardziej selektywna (por. opis w części dotyczącej danych). W celu potwierdzenia zmiany kierunku zależności pomiędzy wykształceniem kobiety a rozwodem lub rozpadem małżeństwa 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. 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 rozpowszechnianiem się kohabitacji (por. Liebroer i Dourleijn 2006). Podobnie jak w przypadku zależności między wykształceniem a rozwodem rozstrzygnięcie tej

kwestii wymaga jednak skorzystania z innych danych, które pozwolą zaobserwować zmiany zachodzące w dłuższym okresie.

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. Liczba dzieci nie modyfikuje ryzyka rozpadu małżeńskiego, zaś decydującą rolę dla stabilności małżeńskiej odgrywa wiek dzieci.

Zgodnie z oczekiwaniami małżeństwa zawarte, gdy para spodziewała się dziecka lub gdy kobieta urodziła już swoje pierwsze dziecko, mają wyższe ryzyko rozpadu niż małżeństwa bez takich charakterystyk.

#### MODEL Z INTERAKCJĄ

W modelu z interakcją aktywności zawodowej i posiadaniem 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.

Wyniki w ostatnich dwóch kolumnach tabeli 1 pokazują, że aktywność zawodowa kobiet jest związana z wyższym ryzykiem rozwodu, 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, to dla niepracującej matki ryzyko rozpadu związku jest dużo niższe. 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 wpływ aktywności zawodowej w modelu z efektami proporcjonalnymi był średnią silnego wpływu dla kobiet z dziećmi i braku wpływu dla kobiet bez dzieci, co przy ograniczonej mocy statystycznej modelu prowadziło do nieistotnych współczynników modelu.

W modelu z interakcją wyraźny jest również związek między 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. Bezrobocie natomiast, niezależnie od obecności dzieci, destabilizuje małżeństwo.

## PODSUMOWANIE I DYSKUSJA

Wyniki analizy pokazały, że ogólne prawidłowości rozpadu małżeństw sformułowane teoretycznie i potwierdzone empirycznie w innych krajach występują również w Polsce (por. np. Lyngstad i Jalovaara 2010, Martin 2006, Coppola i Di Cesare 2008). Ze względu na brak bardziej aktualnych danych wzdłużnych wykorzystano dane pochodzące z badania z 2006 r. Biorąc pod uwagę, że dla większości cech ich wpływ na trwałość małżeństwa jest stabilny w czasie, a nawet w przypadku tych, dla których długookresowo mogą zachodzić zmiany (np. poziom wykształcenia, poprzedzenie małżeństwa kohabitacją) możemy oczekiwać stabilności w okresie kilku lat, to prezentowane wyniki nie powinny stracić aktualności mimo tego, że od momentu przeprowadzenia badania ankietowego minęło już kilka lat.

Małżeństwa 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 obszarów uznawanych za bardziej tradycyjne są bardziej stabilne. Natomiast mniej stabilne są małżeństwa zawierane przez kobiety oczekujące dziecka albo posiadające dziecko. Trendy obserwowane na poziomie makro dla rozwodów znalazły swoje odzwierciedlenie również w procesie rozpadów małżeństw deklarowanych przez respondentów – od 2000 r., podobnie jak intensywność rozwodów w statystykach oficjalnych, rośnie intensywność rozpadów pierwszych małżeństw wyjaśniane w modelu. Wnioski dotyczące trzech czynników rozwodów: wykształcenia kobiet, aktywności zawodowej kobiet oraz dzieci w małżeństwie zasługują na dodatkowy komentarz.

W modelu z efektami głównymi testowanie zależności między aktywnością zawodową kobiety a rozpadem małżeństwa nie przyniosło satysfakcjonujących rezultatów. Wprawdzie oszacowania wskazują, że aktywność zawodowa jest dodatnio skorelowana z ryzykiem rozwodu, jednak nie są one statystycznie istotne. Wpływ bierności zawodowej kobiet okazał się natomiast 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 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 kierunku zależ-

ności pomiędzy poziomem wykształcenia kobiet a niestabilnością małżeństw. W badaniach dotyczących lat 80. i wcześniejszych była ona pozytywna, natomiast w niniejszym badaniu odnoszącym się przede wszystkim do okresu lat 90. i pierwszej dekady roku 2000. zaobserwowano odwrotny kierunek. Potencjalną zmianę najlepiej byłoby prześledzić na danych umożliwiających obserwowanie 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. Różny kierunek zależności obserwowany w obu badaniach może wskazywać na ewentualną jego zmianę w czasie, co byłoby wyrazem zasadniczych zmian w zakresie zachowań partnerskich polskiego społeczeństwa.

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 sześciolletnimi i nie oczekujące dziecka mają ryzyko rozpadu takie samo, jak małżeństwa bezdzietne. Biorąc pod uwagę przywiązanie do rodziny wyrażane w polskim społeczeństwie i jego wysoką religijność, można było spodziewać się tego, że małe 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 zaskakujące, że nie wzięto pod uwagę potencjalnej endogeniczności decyzji o posiadaniu dziecka względem stabilności małżeństwa. Zgodnie z przesłankami teoretycznymi i wynikami innych badań (por np. Waite i Lillard 1991, Coppola i Di Cesare 2008), 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 rozwodów<sup>14</sup>, 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 między 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. An-

---

<sup>14</sup> Ten wpływ jest dwojakiego rodzaju. Po pierwsze, jeżeli warunkiem rozwodu jest zanik wszelkich więzi między 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.

dersson 1997). Wyróżnienie kategorii „dwoje lub więcej dzieci”, 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 między liczbą dzieci a stabilnością małżeńską ważne jest, aby wziąć pod uwagę wiek dzieci (najczęściej wyraża go 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 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 między 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 (Kwak 1999). 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 płęć 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 często stosowane jest jednoczesne modelowanie procesów, które wpływają na selektywność zachowań rozwojowych, 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.

**Podziękowania:** Serdecznie dziękuję redaktorom Studiów Demograficznych oraz recenzentom za cenne uwagi, które pozwoliły na znaczące poprawienie tekstu.

#### 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/instituty/isd/publikacje/ISID\\_WP\\_nonmarital\\_Baranowska.pdf](http://www.sgh.waw.pl/instituty/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., Esveltd 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.
- GUS, 2009, *Rocznik Demograficzny 2008*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- GUS, 2010, *Rocznik Demograficzny 2009*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- 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., Styrc 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 R., 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.
- Lillard L.A., Waite L.J., 1993, *A joint model of marital childbearing and marital disruption*, „Demography” 30(4): 653-681.
- 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.
- Lobodzińska 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.

DETERMINANTS OF THE MARITAL STABILITY  
OF FIRST MARRIAGES IN POLAND

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 the 1990s poses a question about factors correlated with the risk of marital disruption. In the relevant body of research, one can distinguish between factors related to partners' characteristics, features of the relationship, and the context. The paper starts with theoretical considerations on the correlates of divorce, backed with empirical findings from studies for other countries. 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 come from the Education, Family and Employment Survey from 2006.

Most of the results of this study are consistent with findings for other countries: marriages with premarital children or entered into while expecting a child, as well as 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 period between the mid-1980s and 2006, marriages of women with highest education levels have the lowest risk of disruption. Surprisingly, marriages preceded by cohabitation do not have an elevated disruption risk compared to direct marriages. The impact of the presence of children on the disruption risk is lower than expected – only marriages with very small children (0-2 years old) are more stable, while parity and presence of older children do not make a difference, when compared with couples without children. In conclusion, some suggestions have been formulated regarding the data sources for the future research on the stability of unions.

**Key words:** divorce, marital disruption, stability of marriage, first marriages, children.