

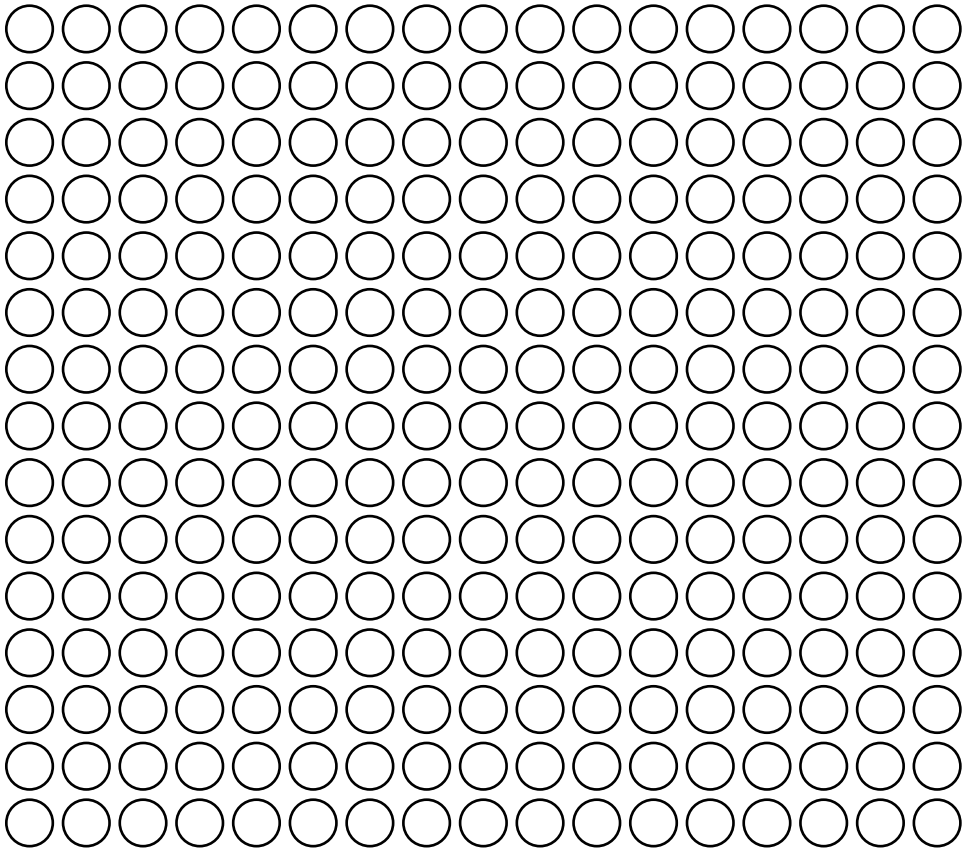


**POLSKA AKADEMIA NAUK
KOMITET NAUK DEMOGRAFICZNYCH**

STUDIA DEMOGRAFICZNE

NR 1/165

ROK 2014



Wydawca: Komitet Nauk Demograficznych Polskiej Akademii Nauk
Publisher: Committee on Demographic Studies of the Polish Academy of Sciences

Wydanie publikacji dofinansowane przez Ministra Nauki i Szkolnictwa Wyższego
The publication is co-financed by Minister of Science and Higher Education

Od 1999 r. STUDIA DEMOGRAFICZNE są wydawane dwa razy w roku

Redaktor:
Editor in Chief: Jolanta KURKIEWICZ

Komitet Redakcyjny:
Editorial Committee: Jakub BIJAK, Agnieszka FIEHEL,
Elżbieta GOŁATA (zastępca redaktora naczelnego),
Irena E. KOTOWSKA, Jolanta KURKIEWICZ (redaktor naczelny),
Ireneusz KUROPKA, Anna MATYSIAK,
Marcin STONAWSKI, Beata NOWOK

Redaktor Prowadząca:
Issue Editor: Irena E. KOTOWSKA

Administracja Redakcji:
Managing Editor: Beata OSIEWALSKA

Rada Redakcyjna:
Editorial Board: Piotr BŁĘDOWSKI, Anna GIZA-POLESZCZUK,
Janina JÓŹWIAK (przewodnicząca),
Maciej S. KOT, Cezary KUKŁO, Jan PARADYSZ,
Biruta SKRĘTOWICZ, Urszula SZTANDERSKA,
Daniela SZYMAŃSKA, Janusz WITKOWSKI

Kontakt z redakcją:
Contact: studia.demograficzne@pan.pl

© Copyright by Komitet Nauk Demograficznych PAN

Redakcja deklaruje, że wersją pierwotną czasopisma jest wersja elektroniczna

Nakład: 300 egz.



PAN Warszawska Drukarnia Naukowa
00-656 Warszawa, Śniadeckich 8
tel./fax. (48 22) 628 87 77
www.wdnpan.pl
e-mail: wdnpan@wdnpan.pl

NOTA REDAKCYJNA

W niniejszym numerze Studiów Demograficznych zawarto teksty dotyczące Polski. Kontynuujemy dyskusję o przemianach rodziny w Polsce. Artykuł Anny Rybińskiej podejmuje ponownie problem opóźniania decyzji o zostaniu matką, dyskutowany w poprzednim numerze, korzystając z danych indywidualnych pochodzących z dwóch badań ankietowych zrealizowanych w Polsce – panelowego badania „Generacje, rodziny i płeć kulturowa”(GGs-PL) oraz badania „Bezdzielnosc i pozna plodnosc”, obejmującego kobiety bezdzietne i te, które zostały matkami po 35 roku życia. Autorka porównuje przebieg życia kobiet, które urodziły pierwsze dziecko przed ukończeniem 35 lat i później. Rozpatruje ich karierę edukacyjną, zawodową i rodzinną. Zastosowana analiza sekwencji uwidoczniła wyraźne różnice w przebiegu tej fazy życia między rozważanymi dwiema grupami kobiet. Późniejsze przejście do pierwszego dziecka wiąże się nie tylko z dłuższym okresem edukacji i późniejszym wejściem na rynek pracy. Kobiety te później tworzą związki, a czas między zawarciem związku i urodzeniem dziecka jest dłuższy niż u młodszych matek. Starsze matki są też przeciętnie lepiej wykształcone niż te, które decydują się na pierwsze dziecko wcześniej, ponadto pracują dłużej zanim urodzą pierwsze dziecko i częściej wracają do pracy po urodzeniu dziecka. Ich związki jednak częściej się rozpadają.

Rozważania kolejnego artykułu odnoszą się do przemian kulturowych ról płci w Polsce. Zagadnienie norm społecznych dotyczących ról kobiet i mężczyzn zostało w drugiej połowie lat 1990-tych wprowadzone do debat demograficznych o zmianach płodności w krajach rozwiniętych, zwłaszcza w powiązaniu ze zmianami aktywności zawodowej kobiet. Jego ranga jest nie tylko odzwierciedlona w nazwie międzynarodowego projektu badawczego Generations and Gender Programme, utworzonego w 2000 roku, i problematyce badań w nim proponowanej. Od publikacji w 2000 roku prac Petera McDonalda¹ zagadnienie przemian kulturowych ról płci rozpatrywanych z perspektywy równości płci jest stale obecne w dyskusji o uwarunkowaniach zmian płodności i przemianach rodziny. Katarzyna Kocot-Górecka sięgnęła także

¹ McDonald P., 2000, *Gender equity in theories of fertility*, “Population and Development Review”, nr 26, 3, 427–439.

McDonald P., 2000, *Gender equity, social institutions and the future of fertility*, “Journal of Population Research”, nr 17, 1, 1–12.

do danych indywidualnych z badania ankietowego „Generacje, rodziny i płeć kulturowa”, by przeprowadzić analizy zróżnicowania poglądów w Polsce na temat równości płci według podstawowych cech społeczno-demograficznych respondentów oraz wybranych charakterystyk ich domu rodzinnego. Analizy obejmowały poglądy kobiet i mężczyzn w dwóch grupach pokoleniowych – osób urodzonych w latach 1950–1969 oraz 1970–1989. Skonstruowano dwie zmienne syntetyczne opisujące poglądy na temat równości płci w sferze społecznej i w rodzinie (odpowiedzialność za dziecko). Wyniki analiz pokazują, że bardziej tradycyjne są poglądy mężczyzn niż kobiet, a także w odniesieniu do poglądów w sferze odpowiedzialności za dziecko w porównaniu do sfery społecznej. Wyniki estymacji uogólnionych modeli regresji liniowej dla tych dwóch zmiennych syntetycznych potwierdziły znaczenie płci, kohorty urodzeniowej i wykształcenia na poglądy w każdej sferze. We wszystkich modelach ekonometrycznych istotnymi predyktorami poglądów dotyczących równości płci okazały się: wykształcenie, miejsce zamieszkania i religijność, natomiast aktywności zawodowa, stan cywilny i liczba dzieci były istotne rzadziej niż się spodziewano. Cechy domu rodzinnego (wykształcenie matki, miejsce zamieszkania, religijność, liczba rodzeństwa) są także ważnymi predyktorami poglądów na kulturowe role płci kobiet i mężczyzn niezależnie od kohorty urodzeniowej. Praca zawodowa matki w okresie dzieciństwa respondentów miała mniejsze znaczenie niż oczekiwano.

Tekst Izabeli Grabowskiej traktuje o przeobrażeniach struktur zatrudnienia w Polsce w latach 1998–2008. Podstawowe pytanie badawcze dotyczy różnic znaczenia indywidualnych cech uczestników rynku pracy i charakterystyk kontekstualnych (faza cyklu, sytuacja na regionalnych rynkach pracy) na różnych etapach przebiegu ich życia opisywanych przez wiek. W tym celu odrębnie rozpatrywane są osoby młode (w wieku 15–29 lat), osoby dojrzałe (w wieku 30–54 lat) oraz osoby starsze (55–59/55–64 lat odpowiednio dla kobiet i mężczyzn). Dane pochodzące z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności oraz Bazy Danych Regionalnych GUS posłużyły do estymacji wielopoziomowych modeli regresji logistycznej dla wyodrębnionych grup wieku kobiet i mężczyzn, przy czym odrębnie rozpatrywano zatrudnienie w sektorze poza rolnictwem i w rolnictwie. Wyniki analiz ukazały zróżnicowany wpływ rozpatrywanych charakterystyk na szanse zatrudnienia kobiet i mężczyzn w obu sektorach. Na przykład, potwierdziły się większe zwroty z edukacji w sektorze pozarolniczym. Wykształcenie kobiet w wieku 15–29 lat oraz 30–54 lata ma większą rangę dla ich perspektyw zatrudnienia niż dla mężczyzn. Poprawa sytuacji ekonomicznej w kraju niejednakowo wpłynęła na szanse pracy rozpatrywanych grup osób – lepsze szanse pracy dotyczyły sektora poza rolnictwem, przy czym skorzystały z tego osoby młode i starsi mężczyźni.

Czwarty artykuł dotyczy jakości danych o umieralności w Polsce. Jednym z wyznaczników jakości danych o umieralności jest udział zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych, który w porównaniu z innymi krajami europejskimi jest w Polsce stosunkowo wysoki. Agnieszka Fihel, Magdalena Muszyńska

i Wiktoria Wróblewska podjęły się analizy terytorialnego zróżnicowania umieralności z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych w Polsce na poziomie powiatów w latach 1991–1995 oraz 2006–2010. Chodziło przy tym o pokazanie, iż zróżnicowanie to ma charakter trwały (w czasie) oraz że istnieje tendencja do powstawania (i utrzymywania się w czasie) terytorialnych skupisk regionów o podobnej skali orzecznictwa przyczyn NN. W rozpatrywanym okresie pomimo wprowadzenia 10-tej rewizji Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób i Problemów Zdrowotnych, a także mimo unowocześnienia systemu zbierania danych w 1997 roku, zróżnicowanie było umiarkowane, co mogło być wynikiem utrzymywania się lokalnych zwyczajów kodyfikacyjnych. Autorki wykorzystały dane z Głównego Urzędu Statystycznego do wyznaczenia statystyki *I* Morana, która służy weryfikacji hipotezy dotyczącej istnienia terytorialnych skupisk regionów o podobnym natężeniu danego zjawiska, w tym przypadku skali orzekania zgonów z przyczyn NN. Wzorce przestrzenne dla lat 2006–2010 zostały skontrastowane z sytuacją w latach 1991–1995 oraz pogłębioną analizą wzorca terytorialnego dotyczącego zmian pomiędzy tymi dwoma okresami. Autorki proponują rozwiązania, które mogą się przyczynić do zmniejszenia udziału zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych, takie jak – między innymi – ujednoczenie lokalnych metod klasyfikacji przyczyn zgonów.

Irena E. Kotowska

Anna Rybińska

Warsaw School of Economics,
Institute of Statistics and Demography
University of North Carolina at Chapel Hill,
Carolina Population Center
arybinska@unc.edu

MOTHERHOOD AFTER THE AGE OF 35 IN POLAND

INTRODUCTION

The aim of this article is to study the phenomenon of late motherhood in Poland. For this purpose, late motherhood is defined – following the approach used in previous studies of this subject (e.g. Carolan 2007, Cooke et al. 2010, Windridge and Berryman 1999) – as experiencing the first child birth after reaching the age of 35 years old. It is an exploratory study which describes life trajectories of women who postponed motherhood until late ages and verifies whether their life paths are different from those of mothers who gave birth earlier in their lives. To achieve this aim, I compare life paths of *older mothers*, i.e. women who gave first birth after turning 35 years old with the lives of *younger mothers* – i.e. women who gave first birth before turning 30 years old¹. As previous research proved that partnership, employment and educational histories interact strongly with the fertility career, I also focused on women's life developments in these three spheres.

In the heart of this analysis lies the key premise of the life course theory that the decision to become a mother is strongly influenced by past experiences and the current context of women's lives. To incorporate different life spheres into one path, we draw on the life course theory using sequence analysis. The main idea of this method is to represent one's life as a chain of states creating a life trajectory. This

¹ The terms *younger* and *older* mothers were chosen out of necessity to differentiate *older* mothers from their counterparts who gave birth earlier in their lives. After careful consideration of many suggestions, this solution was chosen as the simplest and most convenient in this text. It is a strictly working term – it does not reflect any subjective opinions of the author on what a standard age for childbirth should be.

technique is not new in social research (Abbott 1990), but has not been often used in fertility studies (e.g. Baizán et al. 2002, Mynarska et al. 2013). Using sequence analysis enables adopting a holistic view on the life course and observing life course developments in parallel, showing not only when crucial events took place, but also what were the precedent, concurrent and subsequent circumstances of these changes.

This study sheds light on the process of postponing motherhood to the age 35 or after. Fertility postponement is a widespread phenomenon across Western European countries (Kohler et al. 2002, Sobotka 2004). People who delay the transition into parenthood tend to have lower fertility than those who decide on motherhood early in their lives (Kohler and Ortega 2002, Kohler et al. 2002). Therefore, motherhood postponement might have a negative impact on the population size. Later births also decrease population growth by lengthening the time until the next generation reaches the childbearing age (Coale and Tye 1961). Although numerous studies have been conducted to investigate determinants of motherhood postponement, much less research has been carried out on postponement of fertility to considerably later ages, i.e. beyond the age 35 or 40 (Benzies et al. 2006, Soloway et al. 1987). There have been attempts to study late fertility, but researchers mainly focused on medical consequences of delaying childbirth or on the result of the mother's age on child's health and well-being (see e.g. review by Boivin et al. 2009, Cooke et al. 2010). This article supplements previous research by studying what happens before the childbirth – namely how various life course developments crisscross over the life course leading women to late motherhood.

Studying the postponement of motherhood to later ages is particularly important in the case of Poland. This country underwent a major and rapid change in fertility behaviours after the year 1989 (Kotowska 2009, Matysiak et al. 2014) including a marked postponement of childbearing. We can observe an increase in mean age at first birth (from 23.3 in 1985 to 26.5 in 2012²) and a significant growth of the group of mothers who gave first birth after turning 35 years old. On average, during the decade between 2002 and 2012, the age-specific first birth rates showed the greatest increase for this age group (own computations based on the National Birth Register 2014) and the proportion of women who had their first child after turning 35 rose from 2.3% in 2002 to 6.1% in 2012 (Eurostat 2014). *Older* mothers constitute a new and rapidly growing category of Polish women, which has not been researched yet.

² Own computations based on the National Birth Register.

LITERATURE REVIEW

Literature on motherhood postponement describes a vast range of factors potentially affecting the decision about the timing of first childbirth. Among them are factors directly affecting conception – such as spread of contraceptive methods and raising awareness about family planning – but also factors that might affect individual preferences in birth timing or influence the realization of these preferences. These include various socio-economic factors such as increased enrollment in education among women or growing female labour force participation (Kohler et al. 2002, Sobotka 2004), limited housing availability (Mulder 2006, Rindfuss and Brauner-Otto 2008) or economic uncertainty (Adsera 2004, Kreyenfeld 2010). The proponents of the Second Demographic Transition theory draw attention to how shifts in values and attitudes may lead to the postponement of parenthood (Lesthaeghe 1995, Van de Kaa 1987). In addition, the importance of changing gender roles has been discussed in this respect (McDonald 2006). Several researchers formulate hypotheses that motherhood postponement might be also related to changes in conjugal behaviours (Baizán et al. 2003, Testa 2007). More and more research sheds light on the relation between family policies and motherhood intentions or childbearing postponement (a broad review is provided e.g. by Balbo et al. 2013, Mills et al. 2011).

In the life course perspective it has been shown that three life spheres are crucial for the decision to have a child. *Older* mothers are usually highly educated and hold better career positions (Windridge and Berryman 1999, Boivin et al. 2009, Erlick Robinson et al. 1987). They find it difficult to leave work and they admit that opportunities for future promotions affected the timing of their first pregnancy (Carolan 2007). They mention troubles in finding the “right” partner – i.e. someone they would want to form a family with (Benzies et al. 2006). Therefore, results from previous research lead to a conclusion that one should explore educational and professional careers, as well as partnership histories to understand late motherhood. In addition, during a series of in-depth interviews conducted between 2004 and 2005 among Poles who postponed motherhood (Mynarska 2011), these three life spheres were named as the most important factors taken into account while deciding when to have the first child. What is more, employment and union stability is still perceived as an “absolute necessity” for entering parenthood (Mynarska and Styrac 2014). In the next sections, I shortly review the literature on the relations between experiences in these three spheres and the decision about the timing of first child birth.

EDUCATION

There is a strong correlation between prolonging education by women and postponing childbearing (Kravdal and Rindfuss 2008, Mills et al. 2011, Rindfuss et al. 1980, Sobotka 2004). On one hand, researchers focus on the impact of remaining in education on the timing of the first childbirth. One of the arguments might be that

since both education and childbearing are time consuming, women who decide to pursue higher education might decide to delay their maternal plans. Some studies, in fact, show that postponing motherhood during education can be just a result of the time taken to complete schooling (Hoem 1986, Blossfeld and Huinink 1991, Kravdal 1994).

On the other hand remaining in education for a longer period of time can encourage to realise interests or lifestyles that compete with parenthood (Kohler et al. 2002). In addition, being enrolled in education for a longer period of time usually results in obtaining higher level degrees. It has been proven that highly educated women are often driving the trend of having children later in their lives (Kohler et al. 2002, Sobotka 2004). Higher education is related with further professional career developments because it might enable women to pursue better occupations and focus on their careers (the detailed relation between professional career and motherhood is mentioned in the next section).

Enrolment in tertiary education has been increasing among women in Poland. In 2012, 24% women aged 25 or more and 19.4 men in this age had tertiary education (Bukowski 2010). National studies indicate that enrolment in education might interfere with fertility plans of Polish women and also that – as in other countries with low fertility levels – women with tertiary education tend to have children later in their lives than women with lower levels of education (Matysiak 2009). Given the changes in the educational careers of Polish women and the influence that the period of education might have on the timing of fertility, in this study, two main aspects of education are taken into consideration – being enrolled in education and the impact of the level of education attained by the mother.

EMPLOYMENT

The relation between employment and the decision about motherhood has been a subject of studies of economists as well as demographers and sociologists. Economic studies that concentrate on the tempo of fertility focus on the dynamics of direct costs and opportunity costs of having children (Cigno 1991, Happel et al. 1984, Walker et al. 1995). The main conclusion of economic analyses of the birth timing is that the birth of a child impacts the mother's earnings in two ways. Primarily, child birth reduces her labour market participations – a woman has to withdraw from work to take care of the baby³. Secondly, it impacts her career development and “*slows down the growth of her marketable human capital*” (Cigno 1991). These explanations have several implications. One may be that when resources are scarce (and they usually are for young couples who have only started their experience on

³ Many economic studies take into account also the impact of different forms of childcare. Explanation of interdependencies between purchased child care and fertility can be found in e.g. Ermisch 2003.

the labour market), people might delay childbearing until they can afford it. Another implication would be that if woman's wage rises with work experience, she faces a conflict between the decision to continue working and earn more or to pause work and give birth. In the latter case she risks delaying the increase of her wages. Many income studies of mothers indeed show that motherhood postponement provides considerable earnings returns, especially for higher educated women or those in professional occupations (Begall and Mills 2013; Miller 2011, Van Bavel 2010). Moreover, economic theories also imply that when women think about childbearing, they consider not only specifically the amount of their wages. They also account for other work-related aspects such as accumulating work experience (Kravdal 1994) or attaining more stable positions in the workplace (Happel et al. 1984). In several empirical studies, women mention that conscious career planning was their main motivation for motherhood postponement, as they anticipated that they will have better chances of career advancement if they delay childbirth (thorough review in e.g. Gustafsson 2003).

According to my knowledge, few studies focus on the impact of female employment on fertility postponement in Poland. Kotowska and colleagues (2009) describe the decline in economic stability of women on the labour market in Poland and hypothesise that women fear risking their employment prospects and tend to postpone motherhood until they establish a better position in the labour market. Some results of Matysiak and Vignoli (2009) prove this assumption – they found out that Polish women who just entered employment are more likely to delay motherhood to obtain more human capital and secure a stable position. Nonetheless, the impact of female labour force participation on the timing of birth might be twofold. On one hand, conditions for combining childcare and professional occupation are very difficult in Poland (Matysiak 2009), which might discourage working women from pursuing motherhood. On the other hand, households mostly rely on two incomes, therefore having a secure position can be perceived by women as a precondition to become a mother mostly because of these financial reasons (Matysiak 2009, Mynarska 2011).

In this context, it seems important to compare career developments of women who gave first birth earlier to women who enter motherhood later. In this study, depicting entire paths of professional careers of the mothers allows me to show the dynamics of employment of these two groups of women, accounting for both the periods of employment and unemployment.

PARTNERSHIP

Having a supportive partner is crucial for childbearing decisions (Philipov et al. 2006, Testa 2007). Many previous studies have shown that women in stable relationships are more likely to have children than single women. A lack of a partner, a lack of financial and emotional support that a stable partner provides strongly

impacts women's childbearing choices. Delaying entering a stable union has a direct influence on the timing of the first birth (Corijn and Klijzing 2001) and experiencing a union dissolution can force the postponement of childbearing plans until finding another partner. Moreover, marriage is considered to be a more stable form of a union than cohabitation (see e.g. Heuveline and Timberlake 2004, Liefbroer and Dourleijn 2006) and evidence exists that married women have a higher tendency to have a child (Baizán et al. 2003, Kemkes-Grottenthaler 2003).

Poland underwent a rapid change in family formation patterns over the past two decades – Poles enter stable unions later – the mean age at entering marriage rose from 22.4 in 1993 to 25.5 in 2010 for women and from 24.7 to 27.9 for men respectively (computations based on Eurostat data, 2013). More and more people choose cohabitation as the form of their first stable relationship nowadays (Matysiak and Mynarska 2010). Nevertheless, marriage is still the prevailing form of family in Poland and the majority of children are born in marriages (Matysiak and Mynarska 2014).

Looking at the histories of union formation enables discovering the circumstances in which *younger* mothers and *older* mothers enter relationships. It unveils the differences in the life paths between women in terms of the timing of union formation and the stability of unions. In this exploratory study I look for differences in the patterns of lives of mothers in Poland accounting for the timing of entering stable unions, experiencing cohabitation and union dissolution and for the length of the relationship in which the first child was born.

To sum up, previous research has shown that educational, professional and conjugal careers interact with the decision about the timing of birth. In this study, benefiting from a holistic perspective offered by the life course approach, I aim at showing how experiences of these three careers crisscross over the life course. I employ sequence analysis to identify the key differences between lives of *younger* mothers and *older* mothers in Poland in terms of schooling, employment and partnership histories.

DATA

In this study I drew information about women's education, union history, and employment from two databases. For *older* mothers I used a sample from the survey "*The spread of new demographic events: childlessness and late fertility*" which was conducted within the FAMWELL project in 2011⁴. The survey aimed at a better understanding of causes of new patterns of family formation in Poland and covered women born between 1965 and 1974 who were either *older* mothers (i.e. who

⁴ More information about the project available at <http://kolegia.sgh.waw.pl/pl/KAE/struktura/ISiD/projekty/famwell>

gave birth to their first child after turning 35) or who were childless (i.e. who had not given birth to a child at the moment of the interview). 755 *older* mothers and 604 childless women were interviewed. Only *older* mothers from the survey were included in this analysis. The FAMWELL Survey was conducted in urban areas only due to the fact that childlessness and late motherhood are much less spread across rural regions and reaching these women in villages would be much more time and money intensive. Nonetheless, the survey provides important information about the phenomenon of late motherhood in Poland.

For *younger* mothers I used information from the Generations and Gender Survey (GGS-PL) organised in Poland in 2011 by the Institute of Statistics and Demography of Warsaw School of Economics. Data collection was performed by Central Statistical Office⁵. In this survey, 20,000 Polish inhabitants aged 18 to 79 were questioned. I extracted a sample of women born between 1965 and 1974 (the same birth cohorts as for *older* mothers), who gave birth to their first child before the age of 30⁶. The sample was then narrowed to urban population to match the sample of *older* mothers⁷.

Although the surveys were conducted separately, they were based on the same core questionnaire and questions regarding education, employment and partnerships were the same. Both surveys were also conducted using address based sampling. These joint characteristics create favourable conditions for comparing the results from both surveys. After eliminating observations with incomplete life trajectories, I obtained a sample of 659 *younger* mothers and 511 *older* mothers.

METHOD: SEQUENCE ANALYSIS

To study lives of mothers in Poland, I applied sequence analysis. It is a method of exploring ordered data while focusing on consecutive elements. A *sequence* in this method is an ordered sample of units (e.g. – events, steps in traditional dances, chromosomes in DNA) (Abbott 1990). Separate elements of sequences are called *states* and the focus is on the *trajectories* of *transitions* between states in the life course of an individual. To create sequences of states one treats individual life as a chain of discrete time units (Billari 2001) and assigns a number or a letter to each time unit. For example, if a person was first single (S) for two years, then

⁵ For detailed description of the GGS-PL Survey, please see Kotowska and Jóźwiak (2011).

⁶ To exclude very specific cases of teenage mothers, I excluded women who gave birth before turning 18 years old.

⁷ GGS-PL also contains information about women who gave birth after turning 35 years old however because this group constitutes a small share of the total population of mothers, the sample from GGS-PL was too small to include in the analysis – namely there were 32 *older* mothers in GGS-PL. The FAMWELL Survey gave me a unique opportunity to study the phenomenon of late motherhood on a greater sample of mothers.

cohabiting (C) for consecutive two years, and then was married (M) for two years, such sequence could be described as SSCMM. To build sequences of states in lives of Polish women, I merged information about the three dimensions of a subject's life mentioned above, i.e. education, unions' history, and employment into three-dimensional states.

Regarding education, one could be either "in education" or could have "finished education". Unfortunately, the surveys do not provide full histories of education process. Therefore, as a moment marking the end of education, the date of obtaining the highest degree is used. However, a woman could have experienced a break in education; she could have finished secondary education and applied for studies a couple of years later. In this case, she would have obtained a degree later in her life. With my data I cannot control for this mechanism and I need to treat these women as being "in education" until achieving the highest degree.

Regarding employment, one could be either "working" or "not working". This career was monitored from the moment a woman began her first job till the moment of the survey interview. Periods of not working were all periods when a woman was not employed; it means that during this time she could have been either unemployed or inactive. Notably, episodes of maternity or parental leave are coded as being in employment.

Regarding unions, the surveys contain information on previous relationships of the respondents that involved at least three months of cohabitation. I first introduced three statuses – "single", "cohabiting" and "married" – but in preliminary analyses, cohabitation was observed in both samples with similar relatively low frequencies – 16.5% of *younger* mothers and 19.0% of *older* mothers have experienced cohabitation before first childbirth and on average the period of cohabitation lasted less than 1 year for both groups. Consequently, I decided to merge statuses of cohabitation and marriage into one – "in union". In addition, 5.2% of *younger* mothers and 17.8% of *older* mothers experienced union dissolution before first childbirth, which might have had an impact on the timing of the childbirth. I thus included another status – "separated" to observe how union dissolutions interact with other events in mothers' lives. To summarize, a woman who never was in a union would be "single" and a woman who was cohabiting or married would be "in union" and a woman who was in a union but has separated from it and did not enter a new relationship would be "separated"⁸. However, as the aim of this article is to look at the life experiences before the first childbirth, I control for separations only before the first childbirth.

Below in Table 1 you can find a detailed set of statuses (i.e. variations of each career) and the detailed table of all the states created from merging the statuses is in the appendix. By merging these three dimensions related to each career, 12 unique

⁸ Please note that a woman who entered a new union after a union dissolution would be described as "in union".

states were obtained; each state includes a status related to educational career, a status related to professional career and a status related to union histories. For instance, a woman could be in education, working and single (this state would be called EdWrkS), or she could have finished education, be working and be in a union (this state would be called FinEdWrkU).

I focus on the period between 15th and 40th birthday for my analyses. This way I obtained 25 years split into 300 months of observation that served as the basic time unit for sequence analysis. Women in the sample were between 35 and 46 years old – for those who were younger than 40, missing months were blanked (in *younger* mothers sample 38.7%, in *older* mothers sample 15.5%). I assigned each month a state from the universe described above.

Table 1. Division of statuses in each career analyzed

Career	Statuses
Education	In education (Ed) Finished education (FinEd)
Employment	Working (Wrk) Not working (NoWrk)
Unions	Single (S) In Union (U) Separated (Sep)

RESULTS

First of all, 15.6% of *younger* mothers and 26.7% of *older* mothers follow the same sequences in terms of the order of events in the sequences (i.e. they follow the most common sequence). The second most common sequence is different between the data sets and in general, both datasets have low concentration of sequences – 31.1% of *younger* mothers and 29.9% of *older* mothers follow unique sequences.

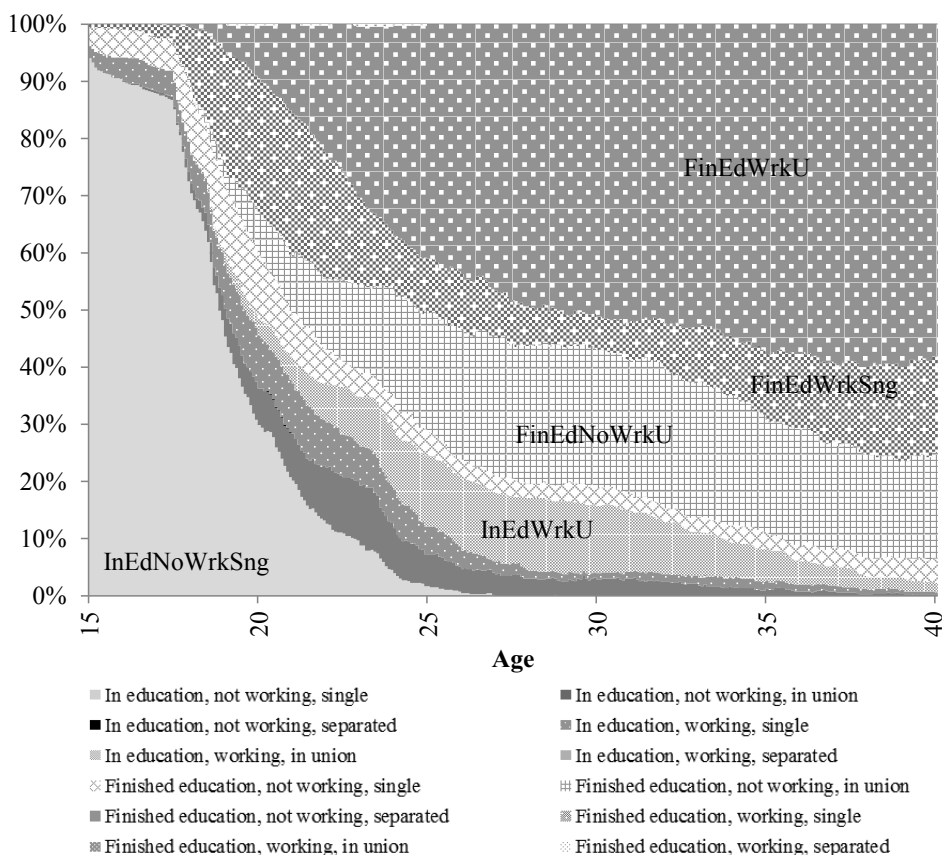
To show the dynamics and the differences in the timing of the paths of lives of mothers in the two data sets, I plotted all the sequences of states in two graphs below, showing the distribution of states among respondents at each month of observation. The results visible on the graphs are then supported by several descriptive statistics computed after drawing conclusions from the life paths.

Table 2. Description of the most common sequences

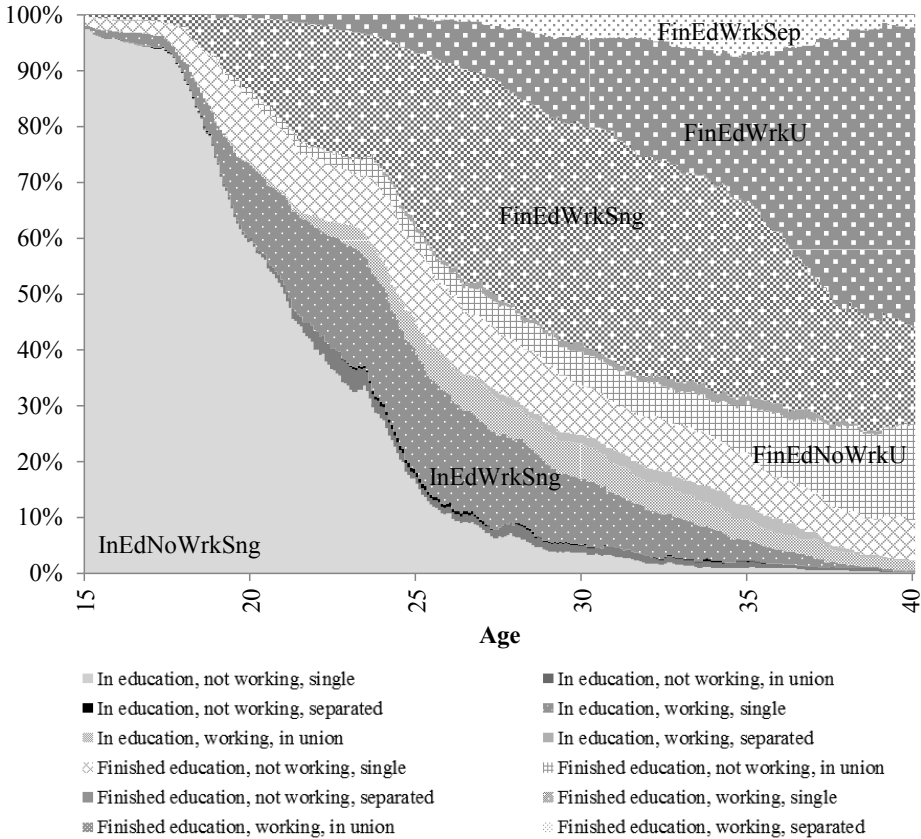
<p>Most common sequence: <i>Young mothers and Older mothers</i></p>	<p>In Education, Not Working, Single → Finished Education, Not Working, Single → Finished Education, Working, Single → Finished Education, Working, In Union</p>
<p>Second most common sequence: <i>Younger mothers</i></p>	<p>In Education, Not Working, Single → Finished Education, Not Working, Single → Finished Education, Working, Single → Finished Education, Working, In Union → Finished Education, Not Working, In Union → Finished education, Working, In Union</p>
<p>Second most common sequence: <i>Older mothers</i></p>	<p>In Education, Not Working, Single → In Education, Working, Single → Finished Education, Working, Single → Finished Education, Working, In Union</p>

Source: Own calculations in STATA.

Graph 1. Distribution of states across the life course in the *younger* mothers sample



Graph 2. Distribution of states across the life course in the *older* mothers sample



The first visible difference between the two groups is the difference in the length of the period of schooling. One can see from the graphs that by the age of 20, 51.6% of *younger* mothers have already finished education compared to 26.8% of *older* mothers. On average, *older* mothers spend 2.8 years more in education than *younger* mothers; however there is also a large group of *older* mothers who stay in education for a markedly longer period of time – 1/4 of the *older* mothers sample finished education after the age of 30. In addition, among *younger* mothers 28.5% of women obtained any level of tertiary education compared to 51.3% among *older* mothers.

Regarding employment, *younger* mothers and *older* mothers spent the same amount of time in employment, nonetheless, the patterns of entering the labour market and further experiences are different. *Younger* mothers begin working earlier than *older* mothers – at the age of 20, 44.9% of *younger* mothers remain in the states

indicating employment – compared to 26.4% of *older* mothers and the median age at entering first employment is lower for the former group of mothers. After the age of 25, higher percentages of women in employment are observed among *older* mothers – at the age of 30, respectively 70.0% and 78.5% of *younger* mothers and *older* mothers are working. Noticeably, after the age of 35, the percentage of working women among *older* mothers starts to slightly decrease again as they enter motherhood. What is more, *older* mothers work on average 12.9 years before the first childbirth compared to 2.9 years on average in the case of *younger* mothers.

Moreover, “finished education, not working, in union” state constitutes a clearly visible share of life sequences of *younger* mothers. Let me describe this state as “being a housewife”. At the age of 25, 21.1% of *younger* mothers are housewives but very few *older* mothers (3.3%). In fact, throughout the entire period of their adult lives, there are more housewives among *younger* mothers than among *older* mothers, even after the age of 35 that is when the latter group starts bearing children.

The biggest differences among *younger* mothers and *older* mothers can be observed in partnership histories. *Older* mothers enter stable unions considerably later – from the age of 25, the graph showing lives of *younger* mothers is clearly dominated by states indicating being in a union but these states are barely visible in the graph of *older* mothers. By the age of 25, only 16.8% of *older* mothers are in union and already 80.6% of *younger* mothers are in union. In fact, the median age at entering first union is considerably higher for the *older* mothers (34 years old compared to 21 years old for *younger* mothers). Forming a union later in life results in spending less time in a union over the entire period of observation – *younger* mothers spend on average 15.8 years out of 25 years of observation in unions and *older* mothers – 6.4 years.

Noteworthy, the average time span between entering the union with the father of the first child and the birth of the first child was 1.3 years among *younger* mothers and 4.9 years among *older* mothers. While among *younger* mothers, 75% of first births falls within the first 3 years of the union, among *older* mothers it is markedly less – 41.5%. Additionally, 16% of *older* mothers gave birth for the first time only after the 10th marriage anniversary (0.1% of *younger* mothers respectively). Furthermore, while only a small percentage of *younger* mothers experienced union dissolution and short spells of separation before the first childbirth (5.4%), the frequency of separation was notably higher among *older* mothers. 17.8% of them experienced union dissolution before having first children and the average spell of separation years before they entered next unions lasted for 5.8 years.

Motherhood after the age of 35 in Poland

Table 3. Distribution of states among women at given ages

Percentage of women who finished education at the age of:						
	15	20	25	30	35	40
<i>Older mothers</i>	1.9	26.8	55.4	75.2	87.7	97.3
<i>Younger mothers</i>	3.8	51.6	75.6	83.9	91.5	97.4
Percentage of women working at the age of:						
	15	20	25	30	35	40
<i>Older mothers</i>	0.8	26.4	64.8	78.5	77.3	74.8
<i>Younger mothers</i>	2.6	44.9	67.7	70.0	76.2	76.9
Percentage of women in union at the age of:						
	15	20	25	30	35	40
<i>Older mothers</i>	0.2	3.3	16.8	29.5	40.9	72.52
<i>Younger mothers</i>	0.00	26.9	80.6	90.0	83.9	78.6
Percentage of “housewives” at the age of:						
	15	20	25	30	35	40
<i>Older mothers</i>	0.2	1.6	3.3	6.3	9.2	16.9
<i>Younger mothers</i>	0.0	7.6	21.1	24.1	19.6	18.7

Source: Own calculations in STATA.

Table 4. Additional variables for descriptive analysis

Additional variables	Values (standard errors):	
	<i>Younger mothers</i>	<i>Older mothers</i>
Percentage of women who obtained any level of tertiary education	28.5%	51.3%
	(0.02)	(0.02)
Percentage of women who experienced cohabitation before first childbirth	16.5%	19.2%
	(0.02)	(0.02)
Percentage of women who experienced union dissolution before first childbirth	5.2%	17.8%
	(0.01)	(0.02)
Mean period of time between forming a union with the father of the first child and the first childbirth (in years)	1.3	4.9
	(0.08)	(0.26)

Table 4 continued

Additional variables	Values (standard errors):	
	<i>Younger</i> mothers	<i>Older</i> mothers
Mean period of time spent in employment before the first childbirth (in years)	2.9	12.9
	(0.11)	(0.11)
Median age at finishing education	19	24
Median age at entering first employment	20	21
Median age at entering first union	21	34
Average time spent in education (in years)	7.6	10.4
Average time spent in employment (in years)	14.6	14.0
Average time spent in union (in years)	15.8	6.4
Average time spent separated before the first childbirth (in years)	0.11	5.8

Source: Own calculations in STATA.

DISCUSSION AND CONCLUSIONS

The main aim of this study was to compare the life paths of women who became mothers after the age of 35 with lives of *younger* mothers who gave birth before reaching the age of 30. The results indicate visible differences between *older* mothers and *younger* mothers. Before discussing in detail the differences between the two groups of mothers, I would like to mention subtle similarities that were observed. The same most common sequence was identified in both samples in terms of the order of the events in the sequence. The sequence of first finishing education then finding a job and then entering a stable union was common for almost one sixth of *younger* mothers and one fourth of *older* mothers. However, in general the concentration of both data sets is low and many mothers follow unique sequences. This highlights the complexity of the life paths of mothers. Further analyses showed also that there are large differences in the timing of respective events in the sequences between *younger* mothers and *older* mothers that I discuss below.

First of all, *older* mothers spend more time in education – they remain in education on average almost 3 years longer. Continuing education might have contributed to the postponement of first childbirth, which would be in accordance with previous research (Blossfeld and Huinink 1991, Hoem 1986). Furthermore, 25% of the *older* mothers finished education early, but another 25% stayed in education up until the age of 30. This is a sign of the diversification of life paths among this group. This phenomenon was more closely analyzed in my master thesis, where distinct groups

of women with high and low levels of education were characterized (Rybińska 2013).

Secondly, *older* mothers and *younger* mothers, overall, spend a similar amount of time working. Although the general time spent in employment does not vary between two groups, the periods of more intense labour market involvement are different. *Younger* mothers start working before *older* mothers do which is due to the longer period of education experienced by the latter. However, before the childbirth, they work for a shorter period of time than *older* mothers (on average 2.9 years compared to on average 12.9 years for *older* mothers). These results clearly indicate that postponement of childbearing to older ages is not only related with a prolonged education and later entry to the labour market, but also with a markedly longer employment spell before a child is born.

Additionally, I have also observed different pattern of the labour market exit after the first childbirth. I noticed a marked discrepancy in the frequency of the state that can be described as “being a housewife” (i.e. the state “finished education, not working, in union”). The percentage of women in this state among *older* mothers remains lower than among *younger* mothers through the entire period of their adult lives, even after *older* mothers have their first children. It seems that in the *older* sample fewer mothers drop out from the labour market after the childbirth⁹. This could mean that in fact motherhood postponement to late ages enables women to stay on the labour market after the childbirth. It might thus have a positive impact on a woman’s employment career.

What remains unknown is why *older* mothers stay on the labour market after the child is born? It might reflect their individual preferences – if they value employment highly they would be more willing to continue working. On the other hand, having worked more before the childbirth, they could have reached more stable positions and because of this stability they might find it easier to combine work and childcare. Maybe they have also better positions in bargaining flexible working time or they earn more and can afford full time childcare arrangements for their newborn? Surveys that control for various circumstances of the exit from the labour market after having children could shed more light on the possible answers to why *older* mothers are more attached to the labour market after the childbirth.

Thirdly, the most visible differences appeared in the comparison of union histories. First, as there were only few, and short, instances of entering cohabitation before marriage, I cannot form any conclusion on the impact of cohabitation on the timing of first childbirth. But altogether, *older* mothers spend considerably less time in union and it usually stems from the fact that they enter stable unions markedly later, usually after turning 30 years old. This might support results from previous

⁹ One might hypothesise that some of the *older* mothers are still on maternity or parental leaves and might drop out of the labour market after the leave ends. However, at the end of the period of observation, only 7.6% of them were still benefiting from such work leaves.

research (Corijn and Klijzing 2001) – delaying forming stable union might have had an impact on the delay of motherhood. Union formation postponement may have been a manifestation of individual preferences of these women – they might have wanted to focus more on their education and professional career, but they could have also encountered difficulties in finding a suitable partner they would have liked to form a family with. Moreover, *older* mothers experienced union dissolutions markedly more often than *younger* mothers and such disruption of union stability could have had a negative impact on the timing of fertility.

What is more, although *younger* mothers had their first children soon after forming a stable union, the link between union formation and first childbirth is more complex in the case of *older* mothers. Some of them had children shortly after entering a stable union, but some experienced the transition to motherhood markedly later – even 10 years after forming the union. It is possible that other life circumstances such as economic hardship or a disease of another family member hindered family formation. Maybe they have been forced to postpone childbirth due to general health issues or more specifically – fecundity constraints? Due to high refusal rates and incomplete histories of using medical assistance in infertility treatments in both surveys, I was not able to control for these problems. However, it is also possible that this postponement of childbearing while being in a union is voluntary. Possibly these women preferred to stay in a stable union but without children for some time? If this is the case entering a stable union might not be so closely linked with the decision about motherhood for some of the *older* mothers. Nevertheless, this variety of patterns discovered by using sequence analysis calls for more attention as it shows again the diversity of the life paths of *older* mothers.

To summarize, in this study – using sequence analysis I was able to discover the differences in the paths of lives of *younger* and *older* mothers in Poland and to show complex relations between the timing of fertility and three crucial careers – educational, professional and conjugal providing an important insight into the dynamics of lives of women in Poland. This exploratory technique provides me not only with a general picture of motherhood postponement, but also gave me the possibility to look closer into the developments of the life courses of Polish mothers showing the richness of their life experiences. Most importantly, the results show that older motherhood goes hand in hand with prolonged education, late union formation and a long interval between entering a union and motherhood. Older mothers are on average better educated than those having children before age 30; they usually have a long employment experience before childbirth (often initiated before finishing their education) and also a higher frequency of union dissolution.

This study did not, however, cover several significant aspects of women's lives. The history of partner's education and his work career or longitudinal information about the relationship quality is missing from both surveys. Including complete educational histories, questions about the periods and the context of unemployment

as well as of being inactive or full information on reproductive health would enable broader analysis of the lives of *older* mothers. The analysis of the life course of the mother and the father would additionally shed light on the role of partner's life experiences in the process of childbearing. These are very ambitious future goals that would require both more qualitative and quantitative research. Nonetheless, I hope that these results provided an inspirational introduction and possible future directions for studying late motherhood in Poland.

ACKNOWLEDGEMENTS

This paper was prepared based on the author's Master Thesis supervised by dr Anna Matysiak and reviewed by prof. Irena E. Kotowska to whom I would like to thank for their instructions. I am also grateful to dr Monika Mynarska and two anonymous reviewers for their valuable suggestions. I acknowledge financial support from the research project "Family Change and Subjective Well-Being" (FAMWELL), financed by the National Centre for Research and from the project "Family Change in Italy and Poland" (FamChIP), financed by the Polish Ministry of Science and Tertiary Education. The final version of the article was prepared during my stay at the Carolina Population Center (R24 HD050924).

REFERENCES

- Abbott A., 1990, *A Primer on Sequence Methods*, „Organization Science”, vol. 1, no. 4, 375–392.
- Adsera A., 2004, *Changing Fertility Rates in Developed Countries. The Impact of Labor Market Institutions*, „Journal of Population Economics”, vol. 17, no. 1, 17–43.
- Baizán P., Aassve A., Billari F.C., 2003, *Cohabitation, Marriage, and First Birth The Interrelationship of Family Formation Events in Spain*, „European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie”, vol. 19, no. 2, 147–69.
- Baizán P., Michielin F., Billari F.C., 2002, *Political Economy and Life Course Patterns The Heterogeneity of Occupational, Family and Household Trajectories of Young Spaniards*, „Demographic Research”, vol. 6, no. 8, 191–240.
- Balbo N., Billari F.C., Mills M., 2013, *Fertility in Advanced Societies A Review of Research*, „European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie”, vol. 29, no. 1, 1–38.
- Begall K., Mills M., 2013, *The Influence of Educational Field, Occupation, and Occupational Sex Segregation on Fertility in the Netherlands*, „European Sociological Review”, vol. 29, no. 4, 720–42.
- Benzies K., Tough S., Tofflemire K., Frick C., Faber A., Newburn-Cook Ch., 2006, *Factors Influencing Women's Decisions about Timing of Motherhood*, „Journal of Obstetric, Gynecologic, & Neonatal Nursing”, vol. 35, no. 5, 625–33.
- Billari F.C., 2001, *Sequence Analysis in Demographic Research*, „Canadian Studies in Population”, vol. 28, no. 2, 439–458.
- Blossfeld H-P., Huinink J., 1991, *Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation*, „American Journal of Sociology”, 143–68.

- Boivin J., Rice F., Hay D., Harold G., Lewis A., van den Bree M., Thapar A., 2009, *Associations between Maternal Older Age, Family Environment and Parent and Child Wellbeing in Families Using Assisted Reproductive Techniques to Conceive*, „Social Science & Medicine”, vol. 68, no. 11, 1948–1955.
- Browning T., 2008, *Reasons, Perceived Disadvantages, and Perceived Advantages of Delaying Childbearing until after the Age of 35: A Qualitative Study*, Doctoral Dissertation, The Chicago School of Professional Psychology, University of Chicago, Chicago.
- Bukowski M., 2010, *Zatrudnienie w Polsce. Praca w cyklu życia [Employment in Poland. Work in the lifecycle]*, Report, Institute of Structural Research, Warsaw.
- Carolan M., 2007, *The Project Having a Baby over 35 Years*, „Women and Birth”, vol. 20, no. 3, 121–26.
- Cigno A., 1991, *Economics of the Family*, Clarendon Press, Oxford.
- Coale A.J., Tye Ch-Y., 1961, *The Significance of Age-Patterns of Fertility in High Fertility Populations*, „The Milbank Memorial Fund Quarterly”, 631–646.
- Cooke A., Mills T.A., Lavender T., 2010, *Informed and Uninformed Decision making—Women’s Reasoning, Experiences and Perceptions with Regard to Advanced Maternal Age and Delayed Childbearing A Meta-Synthesis*, „International Journal of Nursing Studies”, vol. 47, no. 10, 1317–1329.
- Corijn M., Klijzing E., 2001, *Transitions to Adulthood in Europe: Conclusions and Discussion*, [in:] M. Corijn, E. Klijzing (eds.), *Transitions to Adulthood in Europe* (p. 313–340), Springer, Netherlands.
- Erlick Robinson G., Garner D.M., Gare D.J., Crawford B., 1987, *Psychological Adaptation to Pregnancy in Childless Women More than 35 Years of Age*, „American Journal of Obstetrics and Gynecology”, vol. 156, no. 2, 328–333.
- Ermisch J., 2003, *An Economic Analysis of the Family*, Princeton University Press, Princeton.
- Gustafsson S., 2003. *Optimal Age at Motherhood. Theoretical and Empirical Considerations on Postponement of Maternity in Europe*, [in:], K.F. Zimmermann, M. Vogler (eds.), *Family, household and work*, Springer, p. 345–367.
- Happel S.K., Hill J.K., Low S.A., 1984, *An Economic Analysis of the Timing of Childbirth*, „Population Studies”, vol. 38, no. 2, 299–311.
- Heuveline P., Timberlake J.M., 2004, *The Role of Cohabitation in Family Formation The United States in Comparative Perspective*, „Journal of Marriage and Family”, vol. 66, no. 5, 1214–1230.
- Hoem J.M., 1986, *The Impact of Education on Modern Family-Union Initiation*, „European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie”, vol. 2 no. 2, 113–33.
- Kemkes-Grottenthaler A., 2003, *Postponing or Rejecting Parenthood? Results of a Survey among Female Academic Professionals*, „Journal of Biosocial Science 35”, vol. 2, 213–226.
- Kohler H-P., Billari F.C., Ortega J.A., 2002, *The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s*, „Population and Development Review”, vol. 28, no. 4, 641–680.
- Kohler H-P., Ortega J.A., 2002, *Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility*, „Demographic Research”, vol. 6, no. 6, 91–144.
- Kotowska I.E. (ed.), 2009. *Strukturalne I Kulturowe Uwarunkowania Aktywności Zawodowej Kobiet w Polsce [Structural and Cultural Context of Female Market Participation in Poland]*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warsaw.
- Kotowska I.E., Józwiak J., 2011, *Panelowe badanie przemian relacji między pokoleniami, w rodzinie oraz między kobietami i mężczyznami: generacje, rodziny i płęć kulturowa – GGS-PL [Panel Study on the change in relations between generations, in family and between men and women: Generations, Family and Cultural Gender – GGS-PL]*, „Studia Demograficzne”, vol. 159, no. 1, 99–106.
- Kravdal Ø., 1994, *The Importance of Economic Activity, Economic Potential and Economic Resources for the Timing of First Births in Norway*, „Population Studies”, vol. 48, no. 2, 249–267.
- Kravdal Ø., Rindfuss R.R., 2008, *Changing Relationships between Education and Fertility A Study of Women and Men Born 1940 to 1964*, „American Sociological Review”, vol. 73, no. 5, 854–873.
- Kreyenfeld M., 2010, *Uncertainties in Female Employment Careers and the Postponement of Parenthood in Germany*, „European Sociological Review”, vol. 26, no. 3, 351–366.

- Lesthaeghe R., 1995, *The Second Demographic Transition in Western Countries An Interpretation. Gender and Family Change in Industrialized Countries*, [in:] K.O. Mason, A-M. Jensen (eds.), *Gender and Family in Industrialized Countries* (p.17–62), Oxford University Press, Oxford.
- Liefbroer A. C., Dourleijn E., 2006, *Unmarried Cohabitation and Union Stability Testing the Role of Diffusion Using Data from 16 European Countries*, „Demography”, vol. 43, no. 2, 203–221.
- Matysiak A., 2009, *Employment First, Then Childbearing Women's Strategy in Post-Socialist Poland*, „Population Studies”, vol. 63, no. 3, 253–276.
- Matysiak A. (ed.), 2014, *Nowe wzorce formowania i Rozwoju Rodziny w Polsce: Przyczyny oraz Wpływ na Zadolenie z Życia [New Patterns of Family Formation in Poland: Determinants and Consequences for Subjective Well-Being]*, Scholar, Warsaw.
- Matysiak A., Mynarska M., 2010, *Women's Determination to Combine Childbearing and Paid Employment How Can a Qualitative Approach Help Us Understand Quantitative Evidence?* Working Paper no. 7, Institute of Statistics and Demography, Warsaw School of Economics, Warsaw.
- Matysiak A., Mynarska M., 2014, *Urodzenia w Kohabitacji: Wybór czy Konieczność? [Births in Cohabitation: Choice or Necessity?]*, [in:]: A. Matysiak, *Nowe wzorce formowania i Rozwoju Rodziny w Polsce: Przyczyny oraz Wpływ na Zadolenie z Życia [New Patterns of Family Formation in Poland: Determinants and Consequences for Subjective Well-Being]* (p. 25–54), Scholar, Warsaw.
- Matysiak A., Vignoli D., 2009, *Finding the 'right Moment' for the First Baby to Come A Comparison between Italy and Poland*, Working Paper no. 11, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock.
- McDonald P., 2006, *Low Fertility and the State The Efficacy of Policy*, „Population and Development Review”, vol. 32, no. 3, 485–510.
- Miller A.R., 2011, *The Effects of Motherhood Timing on Career Path*, „Journal of Population Economics”, vol. 24, no. 3, 1071–1100.
- Mills M., Rindfuss R.R., McDonald P., te Velde E., 2011, *Why Do People Postpone Parenthood? Reasons and Social Policy Incentives*, „Human Reproduction Update”, vol. 17, no. 6, 848–860.
- Mulder C. H., 2006, *Home-Ownership and Family Formation*, „Journal of Housing and the Built Environment”, vol. 21, p. 3, 281–298.
- Mynarska M., 2011, *Kiedy Mieć Dziecko? Jakościowe Badanie Procesu Odraczania Decyzji O Rodzicielstwie [When to have a baby? Qualitative Analysis of Parenthood Postponement]*, „Psychologia Społeczna”, vol. 3, no. 18, 226–240.
- Mynarska M., Matysiak A., Rybińska A., Tocchioni V., Vignoli D., 2013, *Diverse Paths into Childlessness over the Life Course*, Working Paper no. 34, Institute of Statistics and Demography, Warsaw School of Economics, Warsaw.
- Mynarska M., Styrac M., 2014, *Preferencje i Ograniczenia. Czynniki Determinujące Intencje Posiadania Dziecka [Attitudes and Constraints. Factors Determining Childbearing Intentions]*, [in:]: A. Matysiak, *Nowe wzorce formowania i Rozwoju Rodziny w Polsce: Przyczyny oraz Wpływ na Zadolenie z Życia [New Patterns of Family Formation in Poland: Determinants and Consequences for Subjective Well-Being]* (p. 55–77), Scholar, Warsaw.
- National Statistical Office, 2012, online source, www.stat.gov.pl/gus (date accessed: 01.05.13).
- National Vital Statistics System, 2012, online source, www.cdc.gov//data_access/vitalstats/VitalStats_Births.htm (date accessed: 01.05.2013).
- Philipov D., Spéder Z., Billari F.C., 2006, *Soon, Later, or Ever? The Impact of Anomie and Social Capital on Fertility Intentions in Bulgaria 2002 and Hungary 2001*, „Population Studies”, vol. 60, no. 3, 289–308.
- Population Database Eurostat, 2012, online source, www.eurostat.eu (date accessed: 01.05.2013).
- Rindfuss R.R., Brauner-Otto S.R., 2008, *Institutions and the Transition to Adulthood Implications for Fertility Tempo in Low-Fertility Settings*, „Vienna Yearbook of Population Research”, 57–87.
- Rindfuss R.R., Bumpass L., St. John C., 1980, *Education and Fertility Implications for the Roles Women Occupy*, „American Sociological Review”, 431–47.

- Rybińska A., 2013, *Application of Sequence Analysis in Demographic Research Case Study of Polish Late Mothers*. Master Thesis, Warsaw School of Economics, Warsaw.
- Sobotka T., 2004, *Is Lowest-Low Fertility in Europe Explained by the Postponement of Childbearing?* „Population and Development Review”, vol. 30, no. 2, 195–220.
- Soloway N. M., Smith R.M., Pillai V.K., Vasilev D., Sarrible G., de Saboulin M., Maxwell N.L., Kim I.K., Watanabe Y., Etzler C., 1987, *Antecedents of Late Birthing Decisions of Men and Women in Dual-Career Marriages*, „Family Relations”, vol. 36, no. 3, 258–262.
- Testa M.R., 2007, *Childbearing Preferences and Family Issues in Europe Evidence from the Eurobarometer 2006 Survey*, „Vienna Yearbook of Population Research”, 357–379.
- Van Bavel J., 2010, *Choice of Study Discipline and the Postponement of Motherhood in Europe The Impact of Expected Earnings, Gender Composition, and Family Attitudes*, „Demography”, vol. 47, no. 2, 439–458.
- Van de Kaa D. J., 1987, *Europe's Second Demographic Transition*, „Population Bulletin”, vol. 42, no. 1, 1–59.
- Vienna Institute of Demography. European demographic data sheet, 2012, online source, www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/download/European_Demographic_Data_Sheet_2012.pdf (date accessed: 01.05.2013).
- Walker, A.J., Pratt C.C., Eddy L., 1995, *Informal Caregiving to Aging Family Members A Critical Review*, „Family Relations”, 402–411.
- Windridge K.C., Berryman J.C., 1999, *Women's Experiences of Giving Birth after 35*, „Birth”, vol. 26, no. 1, 16–23.

APPENDIX

Table 5. Full list of all states created during sequence construction

State description	Abbreviation
In education, not working, single	EdNoWrkS
In education, not working, in union	EdNoWrkU
In education, not working, separated	EdNoWrkSep
In education, working, single	EdWrkS
In education, working, in union	EdWrkU
In education, working, separated	EdWrkSep
Finished education, not working, single	FinEdNoWrkS
Finished education, not working, in union	FinEdNoWrkU
Finished education, not working, separated	FinEdNoWrkSep
Finished education, working, single	FinEdWrkS
Finished education, working, in union	FinEdWrkU
Finished education, working, separated	FinEdWrkSep

Source: Own calculations.

MOTHERHOOD AFTER THE AGE OF 35 IN POLAND

ABSTRACT

Postponing motherhood is a widespread phenomenon across developed countries, however only few studies look into very late motherhood in post-socialist countries using individual level data. In this study, I look at the context of the first childbirth in Poland in the midst of the political transformation of 1989. Employing sequence analysis I reconstructed life trajectories of women who experienced the transition to adulthood during the late 1980's and the early 1990's and have just completed their fertility histories. Individual data from the 2011 GGS-PL and the 2011 FAMWELL Survey were used. Comparing paths of mothers' lives, I searched for differences in educational, professional and conjugal careers between women who gave birth before the age of 30 and after the age of 35. The results show how various life careers crisscross over the life course leading women to late motherhood.

Keywords: late motherhood, motherhood postponement, fertility in Poland, sequence analysis

Katarzyna Kocot-Górecka

Instytut Statystyki i Demografii

Szkoła Główna Handlowa

kkocot@sgh.waw.pl

SPÓŁECZNO-DEMOGRAFICZNE PREDYKTORY POGLĄDÓW KOBIET I MĘŻCZYŹN DOTYCZĄCYCH KULTUROWYCH RÓL PŁCI W POLSCE¹

WPROWADZENIE

Zmiany niektórych zachowań demograficznych dotyczących rodziny związane z drugim przejściem demograficznym pojawiły się w Polsce jeszcze przed 1989 rokiem. Przede wszystkim dotyczyło to spadku płodności, która w miastach już od drugiej połowy lat 1960-tych nie gwarantowała prostej zastępowalności pokoleń. Przełom lat 1970-tych i 1980-tych przyniósł niewielki wzrost płodności, ale w latach następnych nastąpił powrót do trendu spadkowego. Jednak w latach 1990-tych tempo obniżania się współczynników dzietności w całym kraju zwiększyło się. W tym samym czasie pojawił się również wyraźny wzrost liczby rozwodów, spadała liczba zawieranych małżeństw mimo tego, że rosła liczba osób w wieku 20–29 lat i coraz częściej rodziny tworzone były przez pary pozostające w kohabitacji. Przyczyn nowych zjawisk demograficznych w Polsce, a także w innych krajach Europy Środkowo-Wschodniej zaczęto doszukiwać się w zmianie warunków uczestnictwa na rynku pracy, w tym zagrożenia bezrobociem i rosnącej niepewności zatrudnienia, jak również w ograniczeniu funkcji opiekuńczej państwa (Kotowska 1999, Frejka 2008, Kotowska 2009).

Zmiany procesu formowania i rozwoju rodziny w krajach tego regionu są również przypisywane przenoszeniu wzorców zachowań występujących w Europie Zachodniej określanym za Caldwellem (1976) jako westernizacja (Kotowska 1999, Frejka 2008, Sobotka 2004, Kotowska i inni 2008, Lesthaeghe i Surkyn 2002). W Europie

¹ Autorka bardzo dziękuje Profesor Irenie E. Kotowskiej za cenne uwagi w trakcie realizacji badań oraz przy opracowywaniu niniejszego artykułu.

Zachodniej spadek dzietności do poziomu poniżej prostej zastępowalności pokoleń, wzrost częstości rozwodów oraz rozpowszechnienie się różnych form tworzenia rodziny rozpoczęły się już w latach 1960-tych. W poszukiwaniu ich przyczyn twórcy teorii drugiego przejścia demograficznego (van de Kaa i Lesthaeghe 1986) przypisują wiodącą rolę czynnikom światopoglądowym, w tym zasadniczym zmianom wartości, norm i postaw społecznych. Przejawiają się one wzrostem autonomii jednostki, równości społecznej, tolerancji i indywidualizmu (Lesthaeghe i Surkyn 1988). Wynikiem liberalizacji było, między innymi, stopniowe przekształcanie kulturowych ról płci (*gender*) w kierunku ich coraz większego egalitaryzmu (Fischer i Hout 2006, Jackson 1998, Thornton i Young-DeMarco 2001).

Do rozważań dotyczących zachowań demograficznych koncepcję *gender system*, czyli systemu społecznych zależności płci, wprowadziła Mason (1995). Rozwijając tę ideę, McDonald (2000a, 2000b), przedstawił koncepcję równości płci i jej wpływu na płodność oraz formowanie i rozwój rodziny. Rozpatrywał równość płci w dwóch wymiarach: równość płci w instytucjach zorientowanych na jednostkę (przede wszystkim rynek pracy i edukacja) oraz w instytucjach zorientowanych na rodzinę i w samej rodzinie. Rozważając zależność między płodnością a tymi dwoma kategoriami równości płci, McDonald sformułował hipotezę, że bardzo niska płodność jest wynikiem dysproporcji pomiędzy stosunkowo większym zaawansowaniem zmian dotyczących równości płci w instytucjach ukierunkowanych na jednostkę i względnie niskim postępowaniem zmian w zakresie równości płci w instytucjach zorientowanych na rodzinę i w samej rodzinie. Koncepcja McDonalda wprowadziła na stałe kulturowe role płci do teoretycznych i empirycznych badań nad uwarunkowaniami płodności w krajach rozwiniętych, choć wcześniej znaczenie kulturowych ról kobiet i mężczyzn było podejmowane w pracach demografów (np. Rindfuss, Brewster i Kavee 1996), zwłaszcza w kontekście wzajemnych powiązań między płodnością i aktywnością ekonomiczną kobiet (Liefbroer i Corijn 1999). W licznych publikacjach rozpatrujących te powiązania zarówno na poziomie makro jak i w skali mikro czynione są odwołania do kontekstu obejmującego rozwiązanie instytucjonalne, struktur rynku pracy oraz percepcji ról społecznych kobiet i mężczyzn (np. Engelhardt, Kogel i Prskawetz 2004, Kotowska 2005, 2009, Muszyńska 2007, Oláh i Bernhardt 2008, Matysiak 2011, 2012). Także w pracach traktujących o uwarunkowaniach niskiej dzietności kontekst, w tym zmiany społecznych ról płci, są stale przywoływane zarówno w odniesieniu do zachowań prokreacyjnych jak i planów rodzicielskich (np. Rindfuss, Guzzo i Morgan 2003, Kohler, Billari i Ortega 2006, Muszyńska 2007, Prskawetz, Mamolo i Engelhardt 2010, Goldscheider, Oláh i Puur 2010, Matysiak 2012, Neyer, Lappergard i Vignoli 2011, Mynarska, Styrc 2014).

Szereg zmian społeczno-demograficznych w Polsce, które miały miejsce w ostatnich dwóch dekadach, mogło dodatkowo przyczynić się do zwiększenia zróżnicowania postaw wobec równości płci. Szczególnie ze względu na trudną sytuację na rynku pracy różnice w możliwościach planowania i realizowania kariery zawo-

dowej i rodzinnej przez osoby różnej płci, w różnym wieku, o różnym poziomie wykształcenia i miejscu zamieszkania mogą kształtować w odmienny sposób te postawy. W artykule podjęto próbę znalezienia istotnych predyktorów postaw kobiet i mężczyzn wobec kulturowych ról płci na podstawie danych badania ankietowego „Generacje, Rodziny i Płeć Kulturowa” (GGS-PL-1) zrealizowanego w Polsce na przełomie 2010 i 2011 roku. Zestaw analizowanych cech został poszerzony o charakterystyki domu rodzinnego, które w tak zmieniającej się rzeczywistości mogły również zmienić swoje znaczenie dla postaw osób na początku drugiej dekady XXI wieku. Po krótkim wprowadzeniu do przedmiotu rozważań przedstawione jest podejście analityczne do analiz kulturowych ról płci: operacjonalizacja postaw wobec równości płci, wykorzystane dane oraz metody analizy. Następnie dyskutowane są kolejno wyniki analiz opisowych oraz analiz modelowych. Podsumowanie wyników analiz empirycznych i sugestie dalszych badań kończą artykuł.

CZYNNIKI KSZTAŁTUJĄCE KULTUROWE ROLE PŁCI

Kulturowe role płci wyrażają różnice społeczno-kulturowe między kobietami i mężczyznami wynikające z przypisywania jednostkom różnych rodzajów aktywności uznanych za potrzebne dla życia społecznego na podstawie płci biologicznej. Również według płci przypisywane są cechy osobowościowe jednostek uzasadniające ich aktywność. W ten sposób utrwalają się nie tylko pewne wzorce męskości i kobiecości, które wpływają na ocenianie przydatności jednostek do aktywności zawodowej, rodzinnej i społecznej, ale także kształtują się postawy wobec ról pełnionych przez kobiety i mężczyzn zarówno w sferze prywatnej jak i publicznej. Ta niejednakowa sytuacja kobiet i mężczyzn tworzy w społeczeństwie dysproporcje płci w dostępie do zasobów, siły i prestiżu (Mason 1995).

Aronson (1997) definiuje postawę jako trwałą ocenę (pozytywna lub negatywna) ludzi, obiektów i idei, na którą składają się trzy komponenty: emocjonalny – reakcje emocjonalne wobec przedmiotu postawy; poznawczy – myśli i przekonania o przedmiocie postawy oraz behawioralny – działania (zachowanie) wobec przedmiotu postawy. W tym artykule skupiamy się na jednym komponentcie postaw wobec kulturowych ról płci tzn. na poglądach dotyczących tych ról.

Postawy społeczne kształtują się pod wpływem różnych czynników społeczno-kulturowych. Według Mądryckiego (1997) są to: wpływ kultury, grup społecznych, wiedza, płeć i wiek. Ważnym czynnikiem wpływającym na kształtowanie się postaw jest edukacja. Zdobywana wiedza sprzyja wypieraniu uprzedzeń i przesądów oraz kształtowaniu się tolerancji. Na ten proces wpływa także płeć poprzez stosowanie odrębnych metod wychowania zgodnych z panującymi wzorcami kulturowych ról płci.

Jednocześnie należy podkreślić, że wykształcenie odgrywa szczególną rolę wśród kobiet, bowiem stanowi stymulantę ich aktywności zawodowej. Posiadając wysokie umiejętności zawodowe, mają one większe możliwości korzystania z równego

traktowania w miejscu pracy, a jednocześnie – mając wysokie aspiracje wynikające z wykształcenia – mogą bardziej odczuwać skutki nierównego traktowania.

Postawy wobec kulturowych ról płci mogą ulegać zmianom w przebiegu życia. W ich kształtowaniu ważny jest okres dzieciństwa. W procesie wychowawczym przyswajane są bowiem zasady organizujące życie społeczne przekazywane przez rodzinę i dalsze otoczenie. W okresie młodości jednostka stosunkowo łatwo przyswaja nowe wartości. Wraz z wiekiem jednostka doświadcza coraz więcej nowych zadań, kontaktuje się z nowymi osobami i grupami społecznymi i pod ich wpływem również może zmieniać swoje postawy.

Postawy jednostek wobec kulturowych ról płci zmieniają się bardzo powoli (Inglehart, Norris 2009). W pewnych okolicznościach proces ten może być szybszy. Na przykład H.Eysenck i M.Eysenck (1998) głoszą, że gdy okoliczności zmuszają do zmiany własnych zachowań, powstaje potrzeba wytłumaczenia ich przed samym sobą. Sprzyjającymi do tego warunkami mogą się stać trudności w znalezieniu pracy, zorganizowaniu opieki nad dzieckiem, konieczności pracy obojga partnerów i nowego podziału obowiązków domowych. Są to trudności, które przede wszystkim dotyczą młodsze pokolenia. W związku z tym wśród starszych zmiany postaw mogą następować wolniej i utrwalone stereotypy na temat kulturowych ról płci są wyraźniejsze.

Przyczynami powstawania różnic postaw wobec kulturowych ról płci pomiędzy młodszymi i starszymi pokoleniami są odmienne warunki dorastania i formowania własnej kariery rodzinnej i zawodowej w różnych okresach historycznych. Inglehart (1989) twierdzi, że kohorty, które dorastały po II wojnie światowej w okresie gospodarczego wzrostu, szerzej przyswoiły egalitarne wartości. Inglehart i Norris (2003) udowodnili też, że przynależność do generacji silniej wpływa na postawy niż płeć, klasa społeczna czy edukacja.

Ewolucji kulturowych ról płci w krajach europejskich w kierunku coraz większego równouprawnienia towarzyszy rozpowszechnianie się ekonomicznego modelu rodziny, w którym zarówno mężczyzna jak i kobieta pracują zawodowo (*dual earner family*). Tym samym dla wielu kobiet dostarczanie środków na utrzymanie rodziny (rola żywiciela rodziny) i realizowanie się w pracy zawodowej stały się częścią ich tożsamości (Goldin 2006). Jednak zarówno rozwiązania instytucjonalne nakierowane na jednostkę jak i rozwiązania nastawione na rodzinę nie są dostosowane do tej nowej roli kobiet, podobnie jak zmiany podziału zobowiązań w rodzinie, generując tzw. konflikt strukturalny i konflikt kulturowy (Liefbroer i Corijn 1999, Muszyńska 2007; Kotowska 2005, 2009; Matysiak 2006, 2011). Zmiany w kierunku równości płci są bardziej zaawansowane w sferze publicznej niż w prywatnej (Mc Donald 2000a), bowiem zmiany postaw wobec ról pełnionych w rodzinie przebiegają znacznie wolniej (Blossfeld i Drobnic 2001). Skala tego niedostosowania wpływa na zakres obciążeń kobiet, które z jednej strony mają obowiązki zawodowe jak mężczyźni, z drugiej zaś – zobowiązania rodzinne w stopniu większym niż mężczyźni. Stąd praktykowany model rodziny to na ogół

model z podwójnym obciążeniem kobiet (*dual earner – double burden of women*) (Matysiak 2006, Kotowska 2005, 2009).

W Polsce występuje brak równowagi w równouprawnieniu płci w sferze publicznej i prywatnej (Muszyńska 2007). Na początku lat 1990-tych Polska była postrzegana jako kraj katolicki z powszechnym tradycyjnym podejściem do roli kobiet, w którym jednak istniał utrwalony przez lata komunistycznego systemu wizerunek kobiety pracującej zawodowo. W pierwszych latach gospodarki rynkowej konflikt ról płci dodatkowo się nasilił. Po pierwsze, zmiany na rynku pracy wymusiły większe zaangażowanie w znalezienie i utrzymanie zatrudnienia. Po drugie, istniejące trudności na rynku pracy i bezrobocie sprzyjały wyrażaniu opinii, że przy niedoborze miejsc pracy to zatrudnienie mężczyzn powinno być preferowane. Pojawiło się postrzeganie kobiet jako konkurujących z mężczyznami o miejsca pracy. W dodatku malejąca dzietność sprawiła, że równouprawnienie kobiet oraz ich obowiązki wobec dzieci i tym samym wobec przyszłego pokolenia stały się częstym tematem dyskusji publicznych, w których dość mocno wyrażano poglądy o podporządkowaniu pracy zawodowej kobiet ich roli w rodzinie, czyli preferowaniu modelu rodziny określanego jako *'modernised breadwinner model'* (Kotowska 2005; Matysiak 2006). W następnej dekadzie w dalszym ciągu do tych kwestii nawiązuje część mediów i ugrupowań politycznych, choć coraz silniej zaznacza się wątek równego traktowania kobiet i mężczyzn. W ostatnich latach obserwujemy coraz więcej działań zmierzających do zwiększenia równouprawnienia płci zarówno w sferze publicznej jak i prywatnej sferach (np. wprowadzenie urlopów ojcowskich i rodzicielskich, programy i akcje w mediach dotyczące równego traktowania kobiet i mężczyzn w miejscu pracy, promocję zaangażowania ojców w opiekę nad dziećmi, działalność organizacji pozarządowych), a także rosnący udział mężczyzn w obowiązkach domowych i opiekuńczych.

Ogólnie pojęcie nowoczesnej postawy wobec kulturowych ról płci oznacza akceptację równouprawnienia kobiet i mężczyzn zarówno w sferze publicznej jak i prywatnej. Tradycyjna postawa wiąże się z brakiem takiej akceptacji. Jednak stopień aprobaty zrównania praw i obowiązków obu płci nie musi być identyczny w każdej sferze życia. Akceptacja równouprawnienia płci w pracy nie oznacza takiej samej postawy wobec równości płci w rodzinie, czy popierania równego udziału kobiet w strukturach rządowych (Philipov 2008).

W niniejszym artykule do oceny postaw wobec równości płci w społeczeństwie polskim posłużyły dane pochodzące z panelowego badania ankietowego „Generacje, Rodziny i Płeć Kulturowa” (GGs-PL-1), którego pierwsza runda zrealizowana była w Polsce na przełomie lat 2010 i 2011. Bliższe informacje o tym badaniu można znaleźć w tekście Kotowskiej i Józwiak (2011). Do konstruowania zmiennych charakteryzujących postawy respondentów wykorzystano zawarte w nim informacje o ich poglądach na temat kulturowych ról płci.

Celem analizy empirycznej była ocena predyktorów poglądów na temat kulturowych ról płci wśród kobiet i mężczyzn urodzonych w latach 1950–1989 w Polsce.

Szczególne istotnym wyznacznikiem tych postaw wydają się dom rodzinny i indywidualne cechy społeczno-demograficzne.

Odpowiedzi na pytania dotyczące opinii o równości płci w sferze publicznej oraz w związku pomiędzy partnerami/współmałżonkami wykazały dużą zbieżność. To stanowiło przesłankę opisaną tych odpowiedzi łącznie za pomocą jednej zmiennej syntetycznej, która charakteryzuje poglądy respondentów dotyczące sfery publicznej oraz związku. Dalej będzie stosowane określenie ‘poglądy respondentów dotyczące sfery społecznej’. Natomiast rozkłady odpowiedzi na pytania dotyczące roli matki i ojca w rodzinie wyraźnie się różniły od pozostałych. Te odpowiedzi opisano łącznie za pomocą drugiej zmiennej syntetycznej, która dotyczy poglądów na temat odpowiedzialności za dziecko. Skonstruowano zatem dwie syntetyczne zmienne charakteryzujące poglądy respondentów wobec równości płci w sferze społecznej i sferze prywatnej, czyli opisujące postawy respondentów wobec równości płci.

Analizy empiryczne są podporządkowane weryfikacji dwóch hipotez badawczych odnoszących się do wyodrębnionych sfer:

H1: Istotnymi predyktorami poglądów kobiet i mężczyzn wobec równości płci w sferze społecznej oraz sferze odpowiedzialności za dziecko są: aktywność zawodowa, wykształcenie, miejsce zamieszkania, liczba dzieci oraz religijność.

H2: Cechy domu rodzinnego są istotnymi predyktorami poglądów kobiet i mężczyzn wobec równości płci w sferze społecznej oraz sferze odpowiedzialności za dziecko.

DANE I METODA

Wyznaczenie cech jednostkowych oraz cech domu rodzinnego, które mogą wpływać na poglądy wobec kulturowych ról płci kobiet i mężczyzn, wymagało analizy wielu aspektów życia codziennego obecnie i w przeszłości. Badanie „Generacje, Rodziny i Płeć Kulturowa” (GGs-PL-1) zrealizowano na reprezentatywnej próbie 20 tys. osób w okresie październik 2010 rok – luty 2011 rok. Respondentom zadano pytania dotyczące opinii na temat równości płci w sferze publicznej, w związku pomiędzy partnerami/współmałżonkami, podziału zobowiązań w rodzinie oraz na temat rodziny pochodzenia, biografii rodzinnej i zawodowej, a także organizacji zajęć w gospodarstwie domowym.

Zasady konstrukcji dwóch syntetycznych zmiennych opisujących poglądy dotyczące kulturowych ról płci są zamieszczone w poniższej tabeli. Opierała się ona na wynikach analizy czynnikowej odpowiedzi respondentów na poszczególne stwierdzenia. Ujawniła dużą zgodność poglądów dotyczących kwestii społecznych (test alfa Cronbacha = 0,743) oraz poglądów na temat roli matki i ojca względem małych dzieci (test alfa Cronbacha = 0,813). Pozwoliło to na utworzenie zmiennych wyrażających stopień aprobaty równości płci (egalitaryzmu) poprzez zsumowanie kodów odpowiedzi według skali Likerta.

Tabela 1. Konstrukcja zmiennych 'gender'
Table 1. Construction of the gender variables

<p>G1 – Postawy wobec równości płci w sferze społecznej G1 – Attitudes towards gender equality in the social sphere</p> <p>Suma kodów stopnia poparcia pięciu poniższych opinii.</p> <ul style="list-style-type: none">• <i>Ogólnie rzecz biorąc mężczyźni są lepszymi przywódcami politycznymi niż kobiety.</i>• <i>W sytuacji, kiedy brakuje miejsc pracy, mężczyźni powinni mieć większe prawo do pracy niż kobiety.</i>• <i>Lepiej jest, aby w związku mężczyzna był starszy od kobiety.</i>• <i>Nie jest dobrze dla związku, jeśli kobieta zarabia więcej niż mężczyzna.</i>• <i>Gdy rodzice są w potrzebie, córki powinny zajmować się nimi więcej niż synowie</i> <p>Respondenci wybierali dla każdej opinii jedną z odpowiedzi ze skali Likerta, którym zostały w następujący sposób przypisane kody: zdecydowanie zgadzam się = 1; zgadzam się = 2; ani się zgadzam ani się nie zgadzam = 3; nie zgadzam się = 4; zdecydowanie nie zgadzam się = 5. Im wyższa wartość sumy, tym postawa jest bardziej egalitarna.</p> <p>G2 – Postawy wobec równości płci w sferze dziecka G2 – Attitudes towards gender equality in the child sphere</p> <p>Suma kodów stopnia poparcia pięciu poniższych opinii:</p> <ul style="list-style-type: none">• <i>Jest ze szkodą dla małego dziecka, gdy jego matka pracuje</i>• <i>Jest ze szkodą dla dzieci, gdy ich ojcowie zbyt koncentrują się na pracy zawodowej</i>• <i>Jeśli rodzice rozwiodą się, lepiej jest dla dziecka, aby zostało z matką niż z ojcem</i>• <i>Kobieta musi mieć dzieci, by czuć się spełniona</i>• <i>Kobieta nie może zdecydować się na dziecko, jeśli nie chce pozostawać w stałym związku z mężczyzną</i> <p>Kody były przypisane odpowiedziom w analogiczny sposób jak w przypadku opinii na temat równości płci w sferze społecznej. Im wyższa wartość kodu, tym bardziej egalitarna jest postawa wobec równości płci.</p> <p>Zakres zmienności obu zmiennych jest taki sam: przyjmują wartości od 5 do 25</p>
--

Najpierw przeprowadzono analizę opisową stopnia egalitaryzmu wobec równości płci w dwóch sferach, czyli analizę rozkładów zmiennych G1 i G2. Następnie dokonano analizy pogłębionej poprzez oszacowanie modeli ekonometrycznych, w których zmiennymi objaśnianymi są zmienne G1 i G2. W analizie ekonometrycznej wykorzystano uogólnione modele regresji liniowej dwóch zmiennych zależnych z interakcjami wielu zmiennych (*generalized linear mixed model – GLM*).

Trudności w formułowaniu wniosków w kategoriach przyczynowo – skutkowych w ilościowych badaniach postaw i wartości wynikają z charakteru rozpatrywanych zagadnień. Postawy są kształtowane w całym okresie życia, w dużym stopniu w dzieciństwie, jednocześnie ich zmiana następuje w przebiegu życia i to z różnych przyczyn. Dlatego w modelach ekonometrycznych istotne zmienne objaśniające pokazują tylko współwystępowanie z określonymi postawami (poglądami). Nazywane są one predyktorami (wyznacznikami). Interpretacja związków jako przyczynowo-skutkowych w takich modelach występuje bardzo rzadko.

W celu weryfikacji hipotezy pierwszej oszacowano uogólnione modele regresji GLM dla zmiennych G1 i G2 z następującymi zmiennymi objaśniającymi: wiek, miejsce zamieszkania, wykształcenie, aktywność zawodowa stan cywilny, liczba posiadanych dzieci i częstość praktyk religijnych w ciągu roku. Aby uniknąć wzajemnego oddziaływania zmiennych, szczególnie związanych z liczbą dzieci, wprowadzono interakcje stanu cywilnego i liczby dzieci oraz miejsca zamieszkania i liczby dzieci.

Grupa modeli regresji GLM służąca weryfikacji hipotezy drugiej zawierała zmienne opisujące dom rodzinny respondenta: miejsce zamieszkania w wieku 15 lat, wykształcenie matki, pracująca matka, gdy respondent miał 15 lat, znaczenie religii w domu rodzinnym, liczba rodzeństwa. W tych modelach również wprowadzono interakcje zmiennych: pracy zawodowej i miejsca zamieszkania. Zastosowanie tej interakcji wynikało z bardziej tradycyjnego modelu życia na wsi w poprzednich dekadach i innego niż w mieście charakteru pracy kobiet, które – mieszkając na wsi – rozpoczynały pracę znacznie wcześniej pomagając rodzicom w gospodarstwie.

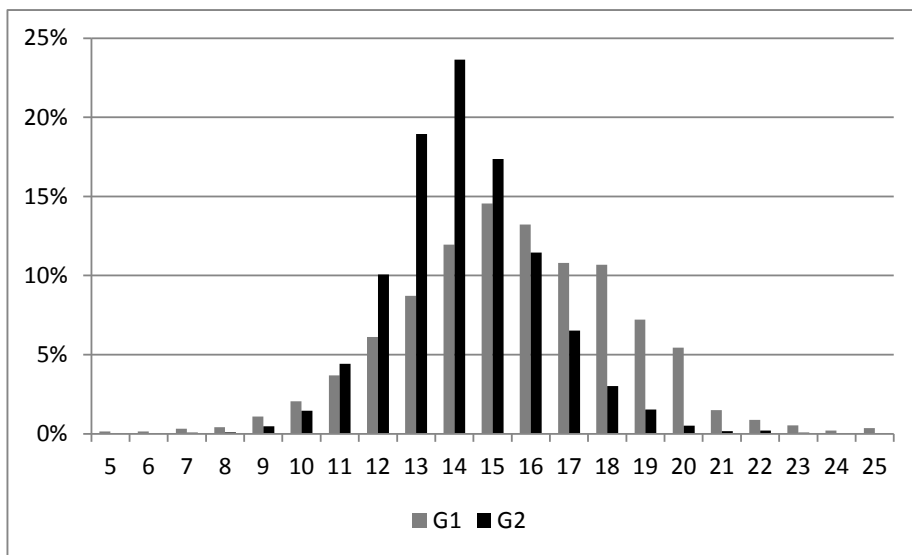
Dane wykorzystywane do szacowania modeli zostały podzielone na dwa zbiory według daty urodzenia respondentów: 1950–1969 i 1970–1989. Podział ten umożliwił analizę różnic z zbiorze istotnych predyktorów pomiędzy tymi dwiema grupami pokoleniowymi: jedna grupa całe dzieciństwo i młodość oraz znaczną część swojego dorosłego życia przeżyła przed transformacją ustrojową, zaś w drugiej grupie osób co najmniej połowa życia przypadła na lata 1990–2010.

ANALIZA OPISOWA POSTAW WOBEC KULTUROWYCH RÓL PŁCI

Ankieta panelowego badania „Generacje, Rodziny i Płeć Kulturowa” była skierowana do osób w wieku od 18 do 79 lat. Uzyskane dane potwierdziły, że bardziej egalitarne postawy wobec równości płci charakteryzowały kobiety, ale jednocześnie wśród nich występowało większe zróżnicowanie tych postaw, szczególnie w sferze obowiązków wobec dziecka (rys. 1 i 2).

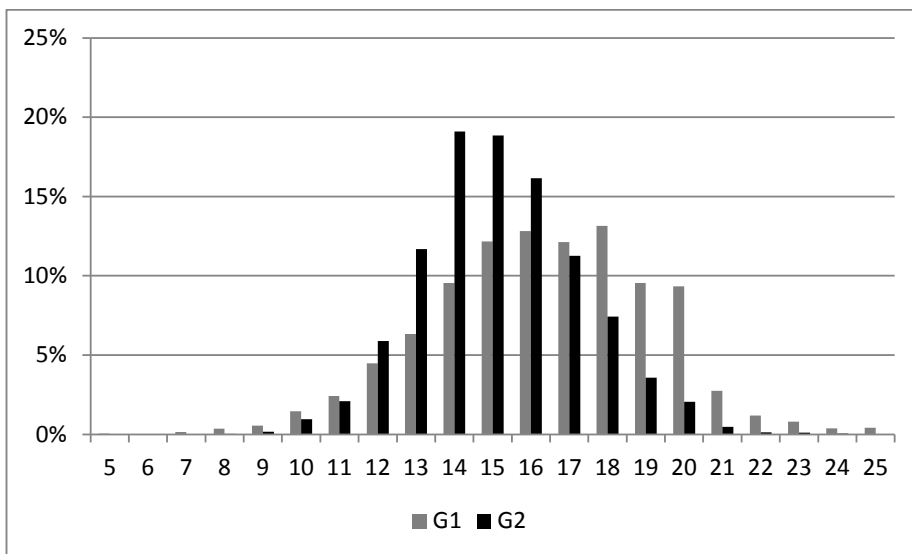
Potwierdziły się też ustalenia z innych badań dotyczące relacji postaw względem kulturowych ról płci oraz cech demograficznych i społecznych. Płeć oraz wiek (rys. 3) wyraźnie różnicowały postawy. Kobiety w każdej grupie wieku ujawniły bardziej egalitarne postawy w sferze społecznej niż mężczyźni. Ponadto wyraźnie widać wśród kobiet i mężczyzn spadek poparcia dla równości płci wraz z przechodzeniem do starszych grup wieku. Wyjątkiem jest grupa młodych mężczyzn w wieku 20–24 i 25–29 lat, którzy w porównaniu do grupy w wieku 30–35 lat mieli średnio mniej egalitarne poglądy. Podobna sytuacja wystąpiła wśród kobiet w wieku 20–24 lata, które w odniesieniu do grupy 25–29 lat miały średnio bardziej tradycyjne poglądy.

Rys. 1. Rozkład zmiennych G1 i G2 wśród mężczyzn
 Fig. 1 Distribution of the G1 and G2 variables, males



Źródło: obliczenia własne
 Source: own calculations

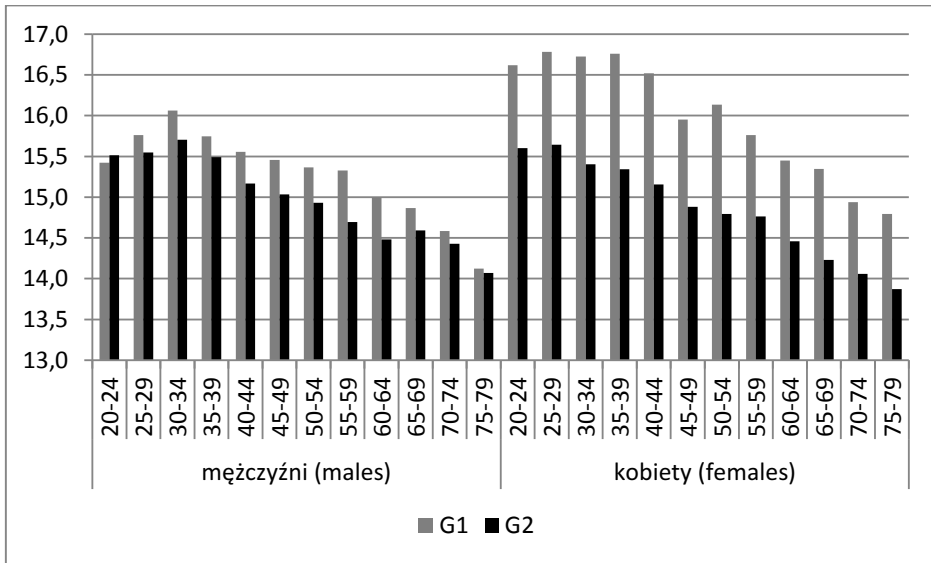
Rys 2. Rozkład zmiennych G1 i G2 wśród kobiet
 Fig. 2 Distribution of the G1 and G2 variables, females



Źródło: obliczenia własne
 Source: own calculations

Najmniej egalitarne poglądy i to w każdej grupie wieku były wyrażane w odniesieniu do opinii na temat stwierdzenia, że praca zawodowa matek szkodzi małym dzieciom (składowa zmiennej G2). Opinia o szkodliwości dla dzieci zbyt długiego koncentrowania się ojców na pracy zawodowej nie była tak zdecydowanie podzielana przez respondentów.

Rys. 3. Średnie wartości zmiennych G1 i G2 wśród kobiet i mężczyzn według wieku
 Fig. 3 Mean values of the G1 and G2 variables by age, females and males



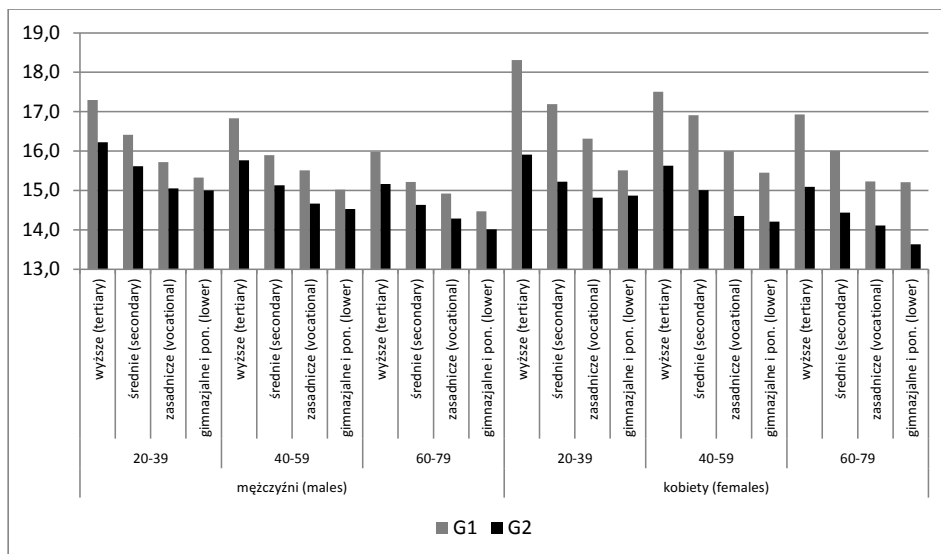
Źródło: obliczenia własne
 Source: own calculations

Wykształcenie oraz aktywność zawodowa również różnicowały postawy względem kulturowych ról płci (rys. 4 i 5). Szczególnie stopień wykształcenia był wyraźnie powiązany ze stopniem egalitaryzmu poglądów na temat równości płci i to również w najstarszych grupach wieku (60–79 lat). Im wyższe wykształcenie, tym większy udział osób o bardziej egalitarnych poglądach. Dla każdego poziomu wykształcenia wyraźnie bardziej egalitarne poglądy dotyczyły sfery społecznej niż odpowiedzialności względem dziecka. Na rys. 5 przedstawiającym rozkład wartości średnich zmiennych G1 i G2 charakteryzujących postawy według statusu na rynku pracy dla osób w wieku 20–60 lat widać, że relacje pomiędzy aktywnością zawodową a poglądami nie są już tak jednoznaczne. Wprawdzie najbardziej egalitarne poglądy wyrażają pracujący, zarówno kobiety jak i mężczyźni, ale ujawnił się jeden wyjątek: bezrobotni mężczyźni w wieku 40–59 lat mieli najwyższą (nieznacznie) wartość średnią zmiennej G2 dotyczącej poglądów na temat obowiązków wobec

dziecka. Wśród młodszych mężczyzn (20–39 lat) biernych i bezrobotnych średnie różnice wartości obu zmiennych okazały się statystycznie nieistotne. Nawet wśród starszych bezrobotnych w wieku 40–59 lat poglądy dla tych dwóch sfer średnio nie różniły się istotnie.

Rys. 4. Średnie wartości zmiennych G1 i G2 wśród kobiet i mężczyzn według wykształcenia i wieku

Fig. 4. Mean values of the G1 and G2 variables by education and age, females and males



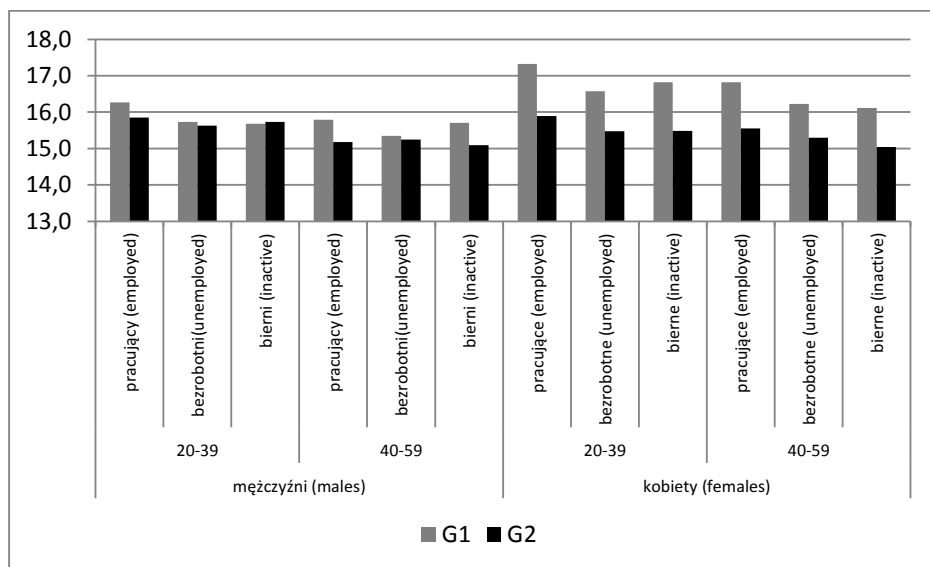
Źródło: obliczenia własne

Source: own calculations

Rozkłady zmiennych charakteryzujących postawy wobec równości płci opisują zbiorowości pod względem wybranych cech, ale nie wskazują jednoznacznie na ich istotne znaczenie jako predyktorów. Ich współwystępowanie z innymi cechami, jak na przykład aktywność zawodowa i wykształcenie, nie pozwala na nieobciążone wnioskowanie o istotności pojedynczej zmiennej dla kształtowania się postaw. Takie wnioskowanie umożliwiła analiza ekonometryczna.

Rys. 5. Średnie wartości zmiennych G1 i G2 wśród kobiet i mężczyzn według aktywności zawodowej i wieku

Fig. 5. Mean values of the G1 and G2 variables by economic activity and age, females and males



Źródło: obliczenia własne

Source: own calculations

ANALIZA EKONOMETRYCZNA POSTAW WOBEC KULTUROWYCH RÓL PŁCI

Analiza została dokonana dla zbiorowości respondentów podzielonych na dwie grupy według wieku (20–39 lat, 40–59 lat) i według płci. Na podstawie informacji z ankiety oszacowano 16 modeli dla dwóch zmiennych objaśnianych G1 i G2. Tabela 2 przedstawia oczekiwane relacje między zmiennymi G1 i G2 oraz zmiennymi uwzględnionymi w modelach. Wyniki estymacji zawierają tabele 3–6 zamieszczone w aneksie.

Oszacowania parametrów wskazały na stosunkowo niewielkie różnice w zestawach istotnych zmiennych pomiędzy kohortami oraz dość zbliżone wartości miary dopasowania modeli do danych empirycznych. We wszystkich modelach dla zmiennej G1, czyli postaw względem równości płci w sferze społecznej (Tabela 3), pojawiało się *wykształcenie wyższe* jako istotna zmienna o dodatnim kierunku oddziaływania, co potwierdziło znaczenie wykształcenia dla kształtowania egalitarnych poglądów na temat równości płci.

W grupie modeli dla mężczyzn dodatnia zależność wielkości *miejsca zamieszkania* ze zmienną G1 ujawniła się tylko wśród urodzonych w latach 1950–1969.

Tabela 2. Oczekiwane kierunki zależności predyktorów ze zmiennymi opisującymi postawy wobec równości płci

Table 2. Expected interrelations between the gender variables and their predictors

Zmienna <i>Variable</i>	Kategoria <i>Category</i>	Postawy wobec równości płci – zmienne G1 i G2 <i>Attitudes towards gender equality – the G1 and G2 variables</i>
<i>Indywidualne cechy Individual characteristics</i>		
Wiek <i>Age</i>		–
Miejsce zamieszkania: (wieś – ref.) <i>Place of residence (rural area – reference category)</i>	miasto pow.100 tys., <i>town of 100,000 and over</i>	+
	miasto pon. 100 tys., <i>town under 100,000</i>	+
Wykształcenie: (pon. średniego – ref.) <i>Education (below secondary – reference category)</i>	wyższe, <i>tertiary</i>	+
	średnie, <i>secondary</i>	+
Aktywność zawodowa: (bierny/a-ref.) <i>Economic activity (non-active – reference category)</i>	pracujący/a, <i>employed</i>	+
	bezrobotny/a, <i>unemployed</i>	+
Stan cywilny: (rozwidziony/a-ref.) <i>Marital status (divorced – reference category)</i>	kawaler/panna, <i>single</i>	+
	żonaty/zamężna, <i>married</i>	–
	wdowiec/wdowa, <i>widow, widower</i>	–
Liczba dzieci <i>Number of children</i>		–
Częstość praktyk religijnych <i>Frequency of religious practices</i>		–
<i>Cechy domu rodzinnego Characteristics of the parental home</i>		
Miejsce zamieszkania w wieku 15 lat: (wieś – ref.) <i>Place of residence (rural area – reference category)</i>	miasto pow.100 tys., <i>town of 100,000 and over</i>	+
	miasto pon. 100 tys., <i>town under 100,000</i>	+
Wykształcenie matki: (poniżej średniego – ref.) <i>Mother's education (below secondary – reference category)</i>	wyższe, <i>tertiary</i>	+
	średnie, <i>secondary</i>	+
Pracująca matka (nie-ref.) <i>Mother at paid work (non-working – reference category)</i>	tak, <i>yes</i>	+
Liczba rodzeństwa <i>Number of siblings</i>		–
Znaczenie religii w domu rodzinnym: (nieważne – ref.) <i>Value of religion at the parental home (unimportant-reference category)</i>	ważne, <i>important</i>	–
	ani ważne, ani nieważne, <i>neither important nor unimportant</i>	–

Natomiast w młodszej grupie mężczyzn tylko *duże miasta* wpływały dodatnio na zmienną G1 w porównaniu do *wsł.* Odmienna sytuacja wystąpiła wśród kobiet. W młodszej grupie ujawnił się dodatni związek obu kategorii *miast*, a w starszej grupie respondentek żadna kategoria miejsca zamieszkania nie była istotna. Istotność zmiennej *stan cywilny* ujawniła się tylko w starszych kohortach. Owdowiali mężczyźni wyrażali bardziej egalitarne poglądy w porównaniu do rozwiedzionych, zaś rozwiedzione kobiety – w porównaniu do kobiet zamężnych. Ta zależność nie wystąpiła w młodszych kohortach nawet w połączeniu z liczbą dzieci.

Praca zawodowa jako dodatni predyktor egalitarnych poglądów ujawniła się tylko w modelach dla zmiennej G1 oszacowanych dla kobiet. W tych samych modelach można było również dostrzec niejednoznaczność kierunku zależności zmiennej *wiek*. Jedynie wśród kobiet urodzonych w latach 1950–1969 kierunek współzależności był ujemny, czyli im starsze kobiety tym mniej aprobaty dla równości płci. W modelach dla młodszych grup wieku kierunek był odwrotny zarówno wśród mężczyzn jak i kobiet. Taki wynik potwierdza zależności widoczne w analizie opisowej: najmłodsze roczniki w porównaniu do trzydziestolatków miały średnio bardziej tradycyjne poglądy.

W każdym modelu dla zmiennej G1 wśród kobiet i mężczyzn (Tabela 3) religijność w stosunkowo niedużym stopniu była ujemnie związana z tą zmienną. Natomiast *liczba dzieci* okazała się istotna tylko w połączeniu z innymi zmiennymi (mężczyźni: *stan cywilny* i *miejsce zamieszkania* (1950–1969), wśród kobiet tylko z *miejsce zamieszkania* (1950–1969). Istotnie słabszy stopień egalitaryzmu poglądów wykazywali mężczyźni urodzeni w latach 1950–1969 wśród *wdowców z dziećmi* i *mieszkających w miastach z dziećmi*. W młodszej grupie pokoleniowej zróżnicowanie według liczby dzieci w powiązaniu z tymi zmiennymi już się nie ujawniło.

We wszystkich modelach dotyczących zmiennej G2 (Tabela 4), tak jak wcześniej, istotne były: *miejsce zamieszkania*, *wykształcenie* i *religijność*. Zmienna *stan cywilny* tylko w niewielkim stopniu różnicowała zbiorowość kobiet urodzonych w latach 1950–1969. Wśród nich bardziej egalitarne poglądy w porównaniu do kobiet rozwiedzionych wykazywały panny. *Wiek* podobnie jak w poprzednich modelach był ujemnie skorelowany wśród kobiet i mężczyzn urodzonych w latach 1950–1969 i dodatnio wśród kobiet urodzonych w latach 1970–1989. W tej grupie modeli można było oczekiwać większego znaczenia *liczby dzieci*. Jednak tylko w modelu dla kobiet urodzonych w latach 1950–1969 zmienna ta ujawniła się samodzielnie jako istotna ujemnie. W interakcji z klasą miejscowości pojawiła się również w starszym pokoleniu kobiet i mężczyzn. Ten ostatni wynik wskazuje, że mniej egalitarne poglądy wyrażali starsi mężczyźni *z dziećmi w miastach poniżej 100 tys.* niż na *wsł.*, a bardziej egalitarne – starsze kobiety *mieszkające z dziećmi w dużych i w mniejszych miastach* niż na *wsł.* W młodszym pokoleniu istotność tych interakcji już się nie ujawniła.

Druga grupa modeli dotyczyła zależności pomiędzy zmiennymi charakteryzującymi poglądy w dwóch rozważanych sferach a zmiennymi opisującymi dom

rodzinny (Tabela 5 i Tabela 6). Zmienną kontrolną był *wiek*. Modele te w mniejszym stopniu wyjaśniają zmienność zmiennych G1 i G2, ale podobnie jak w poprzednich modelach *wykształcenie* (tym razem matki), *miejsce zamieszkania* (tym razem w młodości) i *religijność* (tym razem w domu rodzinnym) ujawniły istotny związek z poglądami respondentów, tzn. im wyższe wykształcenie matki, im większa miejscowość zamieszkania (przede wszystkim w starszym pokoleniu w modelach zmiennej G2) i mniejsze znaczenie religii w domu rodzinnym, tym bardziej egalitarne poglądy wyrażali respondenci.

Ponadto prawie we wszystkich modelach istotną zmienną okazała się *liczba rodzeństwa*. Znak stojący przy zmiennej pokazał, że im mniej rodzeństwa, tym bardziej nowoczesne poglądy respondentów. Wyjątkiem były kobiety urodzone w latach 1970–1989, dla których zależność ta się nie ujawniła.

Zmienna charakteryzująca *aktywność zawodową matek* w okresie młodości mężczyzn była istotnie powiązana tylko ze stopniem egalitaryzmu respondentów urodzonych w latach 1950–1969 w modelu dotyczącym zmiennej G1. Kierunek współwystępowania wskazał, że synowie *pracujących matek* w przeszłości, czyli w latach od 1965–1985, w chwili badania mieli średnio mniej nowoczesne poglądy niż ich rówieśnicy – synowie matek niepracujących. Ten kierunek zależności ujawnił się po wprowadzeniu interakcji tej zmiennej z klasą miejscowości. Połączenie to pokazało, że respondenci pochodzący z rodzin, w których *matki pracowały i mieszkający w miastach* mieli średnio bardziej nowoczesne poglądy w porównaniu do synów *matek niepracujących i mieszkających na wsi*. Taki sam kierunek zależności pojawił się również wśród kobiet urodzonych w latach 1970–1989 w modelach dla zmiennej G1: kobiety, których *matki pracowały i mieszkały w mniejszych miastach* miały średnio bardziej egalitarne poglądy niż kobiety, których *matki nie pracowały na wsi*. W modelach zmiennej G2 dla kobiet *aktywność zawodowa ich matek* z połączeniem z *miejscem zamieszkania* okazała się istotna w każdej z dwóch wyróżnionych generacji: córki *matek pracujących i mieszkających w mniejszych miastach* miały średnio bardziej nowoczesne poglądy niż córki *matek niepracujących i mieszkających na wsi*.

PODSUMOWANIE

Analiza poglądów na temat równości płci w sferze społecznej oraz w sferze odpowiedzialności za dziecko potwierdziła, że w Polsce poglądy te są stosunkowo tradycyjne. Niewiele osób opowiadało się w pełni za równością w poruszanych w analizach aspektach. Najbardziej tradycyjne poglądy dotyczyły sfery odpowiedzialności za dziecko.

Na podstawie danych z przełomu lat 2010 i 2011 opisane zostały postawy wobec kulturowych ról płci dwóch grup pokoleniowych kobiet i mężczyzn i ich zróżnicowanie według cech demograficznych i społecznych. Wspólnymi cechami osób

o bardziej egalitarnych poglądach niezależnie od pokolenia były: wykształcenie wyższe, zamieszkiwanie w dużym mieście i mniejsza częstotliwość uczestnictwa w praktykach religijnych. Nie potwierdziły się natomiast przypuszczenia dotyczące współzależności poglądów na temat równości płci z liczbą dzieci oraz aktywnością zawodową. Zmienne te były istotne tylko wśród kobiet: wystąpiła ujemna zależność liczby dzieci w modelu poglądów starszych kobiet na temat równości płci w sferze dziecka, a aktywność zawodowa miała znaczenie tylko dla poglądów w sferze społecznej zarówno wśród kobiet młodszych jak i starszych – praca zawodowa sprzyja poglądom bardziej egalitarnym.

Generalnie, uzyskane wyniki potwierdzają pierwszą hipotezę głoszącą, że istotnymi predyktorami poglądów kobiet i mężczyzn dotyczących równości płci w sferze społecznej i sferze odpowiedzialności za dziecko są: wykształcenie, aktywność zawodowa, miejsce zamieszkania, liczba dzieci oraz częstość praktyk religijnych, aczkolwiek ich znaczenie jest odmienne dla poszczególnych grup pokoleniowych oraz dla kobiet i mężczyzn, tzn. nie wszystkie zmienne były istotne statystycznie w rozpatrywanych modelach. Innymi słowy, zestawy predyktorów różniły się między kobietami i mężczyznami, a także między grupami pokoleniowymi zwłaszcza dla kobiet.

Oszacowania modeli zawierających zmienne charakteryzujące dom rodzinny respondentów potwierdziły hipotezę drugą o znaczeniu domu rodzinnego dla kształtowania się poglądów dotyczących równości płci w obu rozpatrywanych sferach. Prawie wszystkie wybrane zmienne do modeli okazały się statystycznie istotne, zarówno w modelach poglądów w sferze społecznej jak i w sferze odpowiedzialności za dziecko. Wyjątkiem była aktywność zawodowa matek, która tylko dla starszych mężczyzn w modelach poglądów na temat równości płci w sferze społecznej ujawniła negatywne znaczenie pracującej matki. Wykształcenie matki było istotnie dodatnio związane ze zmiennymi G1 i G2 w każdym modelu kobiet i mężczyzn. Jest to najbardziej znaczący predyktor postaw wobec równości płci. Wyniki potwierdziły związek cech domu rodzinnego z poglądami w dorosłym życiu i jednocześnie ujawniły „dziedziczność” ich znaczenia – kierunek i istotność zależności tych samych cech respondentów, tak kobiet jak i mężczyzn, był taki sam jak dla ich matek i domu rodzinnego.

Analizowanie poglądów w dwóch grupach generacyjnych pozwoliło ujawnić kilka różnic, przede wszystkim wśród kobiet. Dotyczyły one współzależności poglądów z wiekiem, miejscem zamieszkania i stanem cywilnym. W młodszej grupie pokoleniowej kobiet większego znaczenia dla egalitarnych poglądów w sferze społecznej nabrało zamieszkiwanie w mieście, w starszym pokoleniu kobiet utrzymywało się więcej tradycyjnych poglądów wśród mężatek. W sferze poglądów na temat dziecka tylko wśród starszych kobiet ujawniła się ujemna zależność nowoczesnych poglądów z liczbą dzieci.

Wśród mężczyzn podział na generacje nie pokazał wielu różnic w zestawie predyktorów postaw wobec równości płci. Na uwagę zasługuje praca zawodowa matki, która tylko w starszym pokoleniu okazała się ujemnie oddziaływać na poglądy męż-

czynn dotyczących sfery społecznej. Różnice pojawiły się również przy zmiennej *wiek*, która była dodatnio skorelowana z poglądami w młodszej grupie pokoleniowej i ujemnie w starszej. Powyższa relacja wśród osób urodzonych w latach 1970–1989 może wynikać z tego, że wśród dwudziestolatków była jeszcze znaczna grupa, która nie doświadczyła trudności godzenia życia zawodowego i rodzinnego, a ich poglądy wyniesione z domu rodzinnego nie zostały skonfrontowane z sytuacją osób łączących wychowanie dzieci i pracę zawodową.

Powyższe wyniki tylko częściowo potwierdziły rezultaty uzyskane w analizie empirycznej Philipova (2008), który korzystał z danych pochodzących z badania Population Policy Acceptance Survey zrealizowanego w Polsce w końcu 2001 roku. Jego wyniki wskazywały, że wśród mężczyzn występowała istotna korelacja pomiędzy postawami i wykształceniem oraz aktywnością zawodową, a wśród kobiet pomiędzy stanem cywilnym, wiekiem i znaczeniem religii w ich życiu. W naszej analizie wykształcenie wyższe i znaczenie religii są predyktorem egalitarnych poglądów kobiet i mężczyzn, a praca zawodowa – ważnym wyznacznikiem aprobaty równości płci w sferze społecznej jedynie wśród kobiet. Zmiana znaczenia stanu cywilnego może wynikać z rosnącego zróżnicowania sytuacji rodzinnej respondentów i malejącej wartości informacyjnej tej zmiennej jako charakteryzującej tę sytuację. Natomiast odmienna od oczekiwanej zależność poglądów od wieku wśród młodszego pokolenia ujawniła się w wyniku oddzielnego analizowania dwóch grup pokoleniowych.

Różnice między wynikami niniejszych analiz i tymi, jakie uzyskał D.Philipov mogą wynikać z innej konstrukcji zmiennych charakteryzujących postawy wobec kulturowych ról płci. Wśród zmiennych D.Philipova tylko stwierdzenie „Dziecko w wieku przedszkolnym prawdopodobnie cierpi, jeśli jego matka pracuje” pojawiło się w badaniu GGS-PL-1 w nieznacznie zmienionej formie *Jest ze szkodą dla małego dziecka, gdy jego matka pracuje*. Pozostałe stwierdzenia tworzące zmienne opisujące postawy były albo inne albo tylko częściowo pokrywały się z tymi, z których korzystano w tym artykule. Dotyczyły one przede wszystkim spełnienia się kobiety w roli żony i matki, podziału obowiązków w rodzinie, skutków braku czasu dla rodziny wśród pracujących rodziców i pracy zawodowej kobiet.

Innym czynnikiem mogącym wpłynąć ma różnice wyników był upływ czasu. Badanie GGS-PL-1 było zrealizowane prawie dekadę później. W tym okresie miał miejsce kryzys gospodarczy, zmieniał się rynek pracy, a także uległa zmianom tematyka debaty publicznej na temat rodziny i podziału obowiązków, o czym już wspomniano. Pod koniec tego okresu urodziło się w Polsce więcej dzieci, w tym wiele planowanych już wcześniej. Te opóźnione decyzje o urodzeniu dzieci były realizowane w dużym stopniu wśród pracujących trzydziestolatków, którzy stawali przed problemem godzenia obowiązków domowych i zawodowych. To również mogło wpłynąć na wyrażane poglądy na temat równości płci.

Kolejna druga runda panelowego badania „Generacje, Rodziny i Płeć Kulturowa”, realizowana w czwartym kwartale 2014 roku, pozwoli na pozyskanie danych

nie tylko o zmianach w czasie samych postaw respondentów wobec kulturowych ról płci. Umożliwi także określenie, czy były one powiązane ze zdarzeniami, jakie wystąpiły w życiu respondentów w tym czasie (np. urodzenie dziecka, podjęcie czy utrata pracy, zmiana partnera, zmiana miejsca pobytu).

LITERATURA

- Aronson E., 1997, *Człowiek istota społeczna*, Warszawa: PWN.
- Blossfeld, H-P, Drobnič, S., (red.) 2001, *Careers of Couples in Contemporary Societies: From Male Breadwinner to Dual-Earner Families*. Oxford: Oxford University Press.
- Caldwell, J.C., 1976, *Towards a restatement of demographic transition theory*, "Population and Development Review", nr 2, 321–366.
- Engelhardt H., Kogel T., Prskawetz A., 2004, *Fertility and women's employment reconsidered: A macro-level time-series analysis for developed countries, 1960–2000*, "Population Studies", nr 58, 1, 109–120.
- Eysenck H., Eysenck M., 1998, *Podpatrywanie umysłu*, Gdańsk: GWP.
- Fischer C.S., Hout M., 2006, *Century of Difference: How America Changed in the Last One Hundred Years*. New York: Russell Sage Foundation.
- Frejka T., 2008, *Determinants of family formation and childbearing during the societal transition in central and Eastern Europe*, [w:] T. Frejka, T. Sobotka, J.M. Hoem, L. Toulemon (red.) *Childbearing Trends and Policies in Europe*, "Demographic Research", nr 19; Article 22: 139–170.
- Goldin C., 2006, *The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family*, "American Economic Review", nr 96, 2, 1–21.
- Goldscheider F., Oláh L., Puur A., 2010, *Reconciling studies of men's gender attitudes and fertility: Response to Westoff and Higgins*, "Demographic Research", nr 22, 8, 189–198. <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol22/8/>
- Inglehart, R., 1989, *Culture shift in advanced industrial society*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Inglehart, R., Norris, P., 2003, *Rising tide: Gender equality and cultural change*. New York: Cambridge University Press.
- Inglehart, R.; Norris, P., 2009, *Wzbierająca fala: równouprawnienie płci a zmiana kulturowa na świecie*. Przełożyła B. Hellmann. Warszawa: PIW.
- Jackson, R.M., 1998, *Destined for equality: The inevitable rise of women's status*. Cambridge: Harvard University Press.
- Kaa D.J. van de, Lesthaeghe R., 1986, *Twee demografische transitities*, [w:] D.J. van de Kaa, R. Lesthaeghe. (red.) *Bevölkerung: groei en krimp*, Deventer: van Loghem Slaterus.
- Kohler H-P., Billari F. C., Ortega J. A., 2006, *Low Fertility in Europe: Causes, Implications and Policy Options*, [w:] F. R. Harris (red.) *The Baby Bust: Who will do the Work? Who Will Pay the Taxes?* (s. 48–109), Lanham, MD: Rowman & Littlefield Publishers.
- Kotowska I.E., 1999, *Drugie przejście demograficzne i jego uwarunkowania*, [w:] I.E. Kotowska (red.), *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90. w świetle drugiego przejścia demograficznego*, Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Kotowska I.E., 2005, *Work and parenthood: main findings of comparative data analysis and some policy implications*, "Studia Demograficzne", nr 2/148, 54–82.
- Kotowska I.E., Józwiak J., Matysiak A., Baranowska A., 2008, *Poland: Fertility decline – a response to profound societal change and transformations in the labour market?* "Demographic Research", Special Collection 7: *Childbearing Trends and Policies in Europe*, nr 19, article 22, 795–854. <http://www.demographic-research.org/>

- Kotowska I.E., 2009, *Zmiany modelu rodziny a zmiany aktywności zawodowej kobiet w Europie*, [w:] I.E. Kotowska (red.), *Strukturalne i kulturowe uwarunkowania aktywności zawodowej kobiet w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR.
- Kotowska I.E., Józwiak J., 2011, *Panelowe badanie przemian relacji między pokoleniami, w rodzinie oraz między kobietami i mężczyznami: Generacje, Rodziny i Płeć Kulturowa GGS-PL*, „Studia Demograficzne”, nr 1/159, 99–106.
- Lesthaeghe R., Surkyn J., 1988, *Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change*, “Population and Development Review”, nr 1.
- Lesthaeghe R., Surkyn J., 2002, *New forms of household formation in Central and Eastern Europe: are they related to newly emerging value orientations*, “Economic Survey of Europe” 2002/1. New York and Geneva: United Nations, Economic Commission for Europe, 197–216.
- Liefbroer A.C., Corijn M., 1999, *Who, What, Where, and When? Specifying the Impact of Educational Attainment and Labour Force Participation on Family Formation*, “European Journal of Population”, nr 15, 1, 45–75.
- Mądrzycki T., 1997, *Psychologiczne prawidłowości kształtowania się postaw*, Warszawa: WSiP.
- Mason, K.O., 1995, *Gender and Demographic Change: What do we Know?* IUSSP Paper.
- Matysiak A., 2006, *Sharing Professional and household duties within the Polish couples – preferences and actual choices*, “Studia Demograficzne”, nr 1/147, 122–153.
- Matysiak A., 2011, *Interdependencies between Fertility and Women’s Labour Supply*, “European Studies of Population”, nr 17, Dortrecht, Heidelberg, London, New York: Springer.
- Matysiak A., 2012, *Fertility developments in Central and Eastern Europe: the role of work-family tensions*, “Demográfia” – *The English Edition*, 54(5), 307–325.
- McDonald P., 2000a, *Gender equity in theories of fertility*, “Population and Development Review”, nr 26, 3, 427–439.
- McDonald P., 2000b, *Gender equity, social institutions and the future of fertility*, “Journal of Population Research”, nr. 17, 1, 1–12.
- Muszyńska M., 2007, *Structural and cultural determinants of fertility in Europe*, Warsaw: Warsaw School of Economics Publisher.
- Mynarska M., Styrz M., 2014, *Preferencje i ograniczenia. Czynniki determinujące intencje posiadania pierwszego i drugiego dziecka* [w:] A. Matysiak (red.), *Nowe wzorce formowania i rozwoju rodziny w Polsce. Przyczyny oraz wpływ na zadowolenie z życia*, Scholar, Warszawa.
- Neyer G., Lappergard T., Vignoli D., 2011, *Gender equality and fertility: Which equality matters*, “European Journal of Population”, nr 29, 3, 245–272.
- Oláh L.Sz., Bernhardt E.M., 2008, *Sweden: Combining childbearing and gender equality*, “Demographic Research”, Special Collection 7: *Childbearing Trends and Policies in Europe*, nr 19, article 28, 1105–1144. <http://www.demographic-research.org/>
- Philipov D., 2008, *The three dimensions of gender-role attitudes*, [w:] Ch. Höhn, D. Avramov, I. Kotowska (red.), *People, Population Change and Policies: Lessons from the Population Policy Acceptance Study* (s. 153–174), Vol 2. Springer.
- Prskawetz A., Mamolo M., Engelhardt H., 2010, *On the relation between fertility, natality, and nuptiality*, “European Sociological Review”, nr 26, 6, 675–689.
- Rindfuss, R.R., Brewster K.L., Kavee A.L., 1996, *Women, work, and children: Behavioral and attitudinal change in the United States*, “Population and Development Review”, 22:457–482.
- Rindfuss R.R., Guzzo K.B., Morgan S.P., 2003, *The Changing Institutional Context of Low Fertility*, “Population Research and Policy Review”, nr 22, 411–438.
- Sobotka T., 2004, *Postponement of Childbearing and Low Fertility in Europe*. Amsterdam: Dutch University Press.
- Thornton A., Young-DeMarco L., 2001, *Four Decades of Trends in Attitudes Toward Family Issues in the United States: The 1960s Through the 1990s*, “Journal of Marriage and the Family”, nr 63, 4.

ANEKS

Tabela 3. Wyniki estymacji modeli GLM zmiennej G1 (postawy wobec równości płci w sferze społecznej) dla mężczyzn i kobiet, kohorty urodzeniowe 1950–1969 i 1970–1989

Table 3. Estimation results of the G1 – GLM models (attitudes towards gender equality in the social sphere) for males and females, birth cohorts of 1950–1969 and 1970–1989

Zmienna <i>Variable</i>	Kategoria <i>Category</i>	Mężczyźni <i>Males</i>		Kobiety <i>Females</i>	
		1950–1969	1970–1989	1950–1969	1970–1989
Wiek, <i>Age</i>		-0,011	0,021**	-0,020**	0,030***
Miejsce zamieszkania (wieś – ref.), <i>Place of residence (rural area – reference category)</i>	miasto pow.100 tys., <i>town of 100,000 and over</i>	1,025***	0,869**	0,059	1,019***
	miasto pon. 100 tys., <i>town under 100,000</i>	0,782**	0,293	0,344	0,674***
Wykształcenie (poniżej średniego – ref.), <i>Education (below secondary reference category)</i>	wyższe, <i>tertiary</i>	1,019***	1,119***	1,322***	1,510***
	średnie, <i>secondary</i>	0,332**	0,612***	0,859***	0,836***
Aktywność zawodowa (bierny-ref.), <i>Economic activity (non-active – reference category)</i>	pracujący/a, <i>employed</i>	0,101	0,208	0,394***	0,255**
	bezrobotny/a, <i>unemployed</i>	-0,216	0,085	0,201	0,119
Stan cywilny (rozwidziony/a-ref.), <i>Marital status (divorced – reference category)</i>	kawaler/panna, <i>single</i>	-0,074	0,149	-0,188	-0,203
	żonaty/zamężna, <i>married</i>	0,352	0,629	-0,751**	-0,223
	wdowiec/wdowa, <i>widowed</i>	1,752***	-1,224	-0,483	1,090
Liczba dzieci <i>Number of children</i>		0,175	0,223	-0,186	0,251
Częstość praktyk religijnych <i>Frequency of religious practices</i>		-0,008***	-0,005***	-0,005***	-0,006***
<u>Stan cywilny*liczba dzieci</u> (rozwidziony/a*liczba dzieci – ref.) <u>Marital status*number of children</u> (divorced*number of children – reference category)	kawaler/panna* liczba dzieci, <i>single *number of children</i>	0,480	-0,483	0,262	-0,255
	żonaty/zamężna* liczba dzieci, <i>married * number of children</i>	-0,135	-0,332	0,130	-0,229
	wdowiec/wdowa* liczba dzieci, <i>widowed *number of children</i>			-0,043	-0,614

Tabela 3.

Zmienna <i>Variable</i>	Kategoria <i>Category</i>	Mężczyźni <i>Males</i>		Kobiety <i>Females</i>	
		1950–1969	1970–1989	1950–1969	1970–1989
Miejsce zamieszkania * liczba dzieci (wieś*liczba dzieci – ref.) <i>Place of residence*number of children (rural area*number of children – reference category)</i>	miasto pow.100 tys *liczba dzieci, town of 100,000 and over * number of children	-0,242	-0,077	0,255**	-0,329***
	miasto pon.100 tys *liczba dzieci, town under 100,000 * number of children	-0,192	0,168	0,076	-0,096
N		3081	2928	4059	3476
R ²		0,051	0,060	0,080	0,086

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z GGS-PL-1. Krytyczny poziom istotności:
*** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,1

Source: Own calculations based on GGS-PL-1 data. Significance level: *** < 0,01; ** < 0,05;
* < 0,1

Tabela 4. Wyniki estymacji modeli GLM zmiennej G2 (postawy wobec równości płci w sferze odpowiedzialności za dziecko) dla mężczyzn i kobiet, kohorty urodzeniowe 1950–1969 i 1970–1989

Table 4. Estimation results of the G2 – GLM models (attitudes towards gender equality regarding the responsibility for a child) for males and females, birth cohorts of 1950–1969 and 1970–1989

Zmienna <i>Variable</i>	Kategoria <i>Category</i>	Mężczyźni <i>Males</i>		Kobiety <i>Females</i>	
		1950–1969	1970–1989	1950–1969	1970–1989
Wiek, <i>Age</i>		-0,029***	0,008	-0,012*	0,028***
Miejsce zamieszkania (wieś – ref.), <i>Place of residence (rural area – reference category)</i>	miasto pow.100 tys., town of 100,000 and over	0,358**	0,535***	0,344**	0,736***
	miasto pon. 100 tys., town under 100,000	0,489***	0,223*	0,057	0,278
Wykształcenie (poniżej średniego – ref.), <i>Education (below secondary reference category)</i>	wyższe, <i>tertiary</i>	0,703***	0,899***	0,981***	0,764***
	średnie, <i>secondary</i>	0,393***	0,510***	0,524***	0,294***
Aktywność zawodowa (bierny-ref.), <i>Economic activity (non-active – reference category)</i>	pracujący/a, <i>employed</i>	0,053	0,088	0,106	0,097
	bezrobotny/a, <i>unemployed</i>	-0,037	0,190	0,144	0,099

Tabela 4.

Zmienna <i>Variable</i>	Kategoria <i>Category</i>	Mężczyźni <i>Males</i>		Kobiety <i>Females</i>	
		1950–1969	1970–1989	1950–1969	1970–1989
Stan cywilny (rozwód/a-ref.), <i>Marital status (divorced – reference category)</i>	kawaler/panna, <i>single</i>	-0,251	-0,390	0,700***	0,089
	żonaty/zamężna, <i>married</i>	-0,217	0,253	0,024	-0,319
	wdowiec/wdowa, <i>widowed</i>	-0,045	-0,455	-0,376	0,479
Liczba dzieci, <i>Number of children</i>		-0,110	0,002	-0,175*	-0,168
Częstość praktyk religijnych, <i>Frequency of religious practices</i>		-0,009***	-0,007***	-0,007***	-0,010***
<u>Stan cywilny*liczba dzieci</u> (rozwód/a*liczba dzieci – ref.), <i>Marital status*number of children</i> (divorced*number of children – reference category)	kawaler/panna* liczba dzieci, <i>single *number of children</i>	0,289	-0,153	-0,040	-0,056
	żonaty/zamężna* liczba dzieci, <i>married * number of children</i>	0,064	-0,097	-0,004	0,133
	wdowiec/wdowa* liczba dzieci, <i>widowed*number of children</i>			-0,104	-0,551
<u>Miejsce zamieszkania* liczba dzieci</u> (wieś*liczba dzieci – ref.), <i>Place of residence*number of children (rural area*number of children – reference category)</i>	miasto pow.100 tys *liczba dzieci, <i>town of 100,000 and over * number of children</i>	-0,090	0,047	0,156**	-0,250**
	miasto pon.100 tys *liczba dzieci, <i>town under 100,000 * number of children</i>	-0,187	0,033	0,097	0,065
N		3081	2928	4059	3476
R ²		0,072	0,077	0,116	0,093

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z GGS-PL-1. Krytyczny poziom istotności:
*** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,1

Source: Own calculations based on GGS-PL-1 data. Significance level: *** < 0,01; ** < 0,05;
* < 0,1

Tabela 5. Wyniki estymacji modeli GLM zmiennej G1 dla mężczyzn i kobiet względem cech domu rodzinnego, kohorty urodzeniowe 1950–1969 i 1970–1989

Table 5. Estimation results of the G1 – GLM models for males and females with parental home variables, birth cohorts of 1950–1969 and 1970–1989

Zmienna <i>Variable</i>	Kategoria <i>Category</i>	Mężczyźni <i>Males</i>		Kobiety <i>Females</i>	
		1950–1969	1970–1989	1950–1969	1970–1989
Wiek, <i>Age</i>		-0,007	0,040***	-0,033***	0,023***
Miejsce zamieszkania w wieku 15 lat (wieś – ref), <i>Place of residence at age 15 (rural area – reference category)</i>	miasto pow.100 tys., <i>town of 100,000 and over</i>	0,001	0,584*	0,338*	0,163
	miasto pon. 100 tys., <i>town under 100,000</i>	0,277	0,168	0,441*	0,077
Wykształcenie matki (poniżej średniego – ref), <i>Mother's education (below secondary – reference category)</i>	wyższe, <i>tertiary</i>	1,461***	0,802***	1,495***	1,071***
	średnie, <i>secondary</i>	0,363**	0,593**	0,381**	0,528***
Pracująca matka (nie – ref.), <i>Mother at paid work (non-working – reference category)</i>	tak, <i>yes</i>	-0,528***	0,013	-0,032	-0,241
Liczba rodzeństwa, <i>Number of siblings</i>		-0,043*	-0,097***	-0,059**	-0,104***
Znaczenie religii w domu rodzinnym (nieważne – ref.), <i>Value of religion at parental home (unimportant – reference category)</i>	ważne, <i>important</i>	-0,874***	-0,676***	-0,670*	-1,019***
	ani ważne, ani nieważne, <i>neither important nor unimportant</i>	-0,440	-0,204	-0,187	-0,606**
Pracująca matka*miejsce zamieszkania w wieku 15 lat (niepracująca matka*wieś – ref.), <i>Mother at paid work* place of residence at age 15 (non-working mother *rural area)</i>	pracująca matka *miasto pow. 100 tys., <i>mother at paid work * town of 100,000 and over</i>	0,505*	-0,008	0,315	0,338
	pracująca matka *miasto pon. 100 tys., <i>mother at paid work * town under 100,000</i>	0,672**	0,265	0,198	0,559*
N		3023	2890	3974	3487
R ²		0,031	0,045	0,044	0,054

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z GGS-PL-1. Krytyczny poziom istotności: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,1

Source: Own calculations based on GGS-PL-1 data. Significance level: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,1

Tabela 6. Wyniki estymacji modeli GLM zmiennej G2 dla mężczyzn i kobiet względem cech domu rodzinnego, kohorty urodzeniowe 1950–1969 i 1970–1989

Table 6. Estimation results of the G2 – GLM models for males and females with parental home variables, birth cohorts of 1950–1969 and 1970–1989

Zmienna <i>Variable</i>	Kategoria <i>Category</i>	Mężczyźni <i>Males</i>		Kobiety <i>Females</i>	
		1950–1969	1970–1989	1950–1969	1970–1989
Wiek, <i>Age</i>		-0,026***	0,008	-0,014**	0,007
Miejsce zamieszkania w wieku 15 lat (wieś-ref) <i>Place of residence at age 15 (rural area – reference category)</i>	miasto pow.100 tys., <i>town of 100,000 and over</i>	0,466**	0,320	0,882***	0,525
	miasto pon. 100 tys., <i>town under 100,000</i>	0,285*	0,301	0,209	0,355
Wykształcenie matki (poniżej średniego – ref) <i>Mother's education (below secondary – reference category)</i>	wyższe, <i>tertiary</i>	0,556***	0,549***	0,990***	0,624***
	średnie, <i>secondary</i>	0,190*	0,326***	0,393***	0,550***
Pracująca matka (nie – ref.) <i>Mother at paid work (non-working – reference category)</i>	tak, <i>yes</i>	-0,043	-0,048	-0,130	0,107
Liczba rodzeństwa, <i>Number of siblings</i>		-0,045***	-0,053*	-0,045***	-0,028
Znaczenie religii w domu rodzinnym (nieważne – ref.), <i>Value of religion at parental home (unimportant – reference category)</i>	ważne, <i>important</i>	-0,741***	-0,745***	-0,726***	-0,993***
	ani ważne, ani nieważne, <i>neither important nor unimportant</i>	-0,164	-0,291	-0,179	-0,154
Pracująca matka*miejsce zamieszkania w wieku 15 lat (niepracująca matka*wieś - ref.), <i>Mother at paid work* place of residence at age 15 (non-working mother *rural area)</i>	pracująca matka *miasto pow. 100 tys., <i>mother at paid work * town of 100,000 and over</i>	-0,225	0,160	-0,070	0,342
	pracująca matka *miasto pon. 100 tys., <i>mother at paid work * town under 100,000</i>	-0,067	0,028	0,408**	0,587***
N		3023	2890	3974	3487
R ²		0,044	0,054	0,079	0,077

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z GGS-PL-1. Krytyczny poziom istotności: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,1

Source: Own calculations based on GGS-PL-1 data. Significance level: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,1

SOCIO-ECONOMIC PREDICTORS OF WOMEN'S AND MEN'S VIEWS ON GENDER IN POLAND

ABSTRACT

Fertility decline in developed countries over recent five decades and persisting low fertility in the remarkable number of countries are increasingly attributed to changing gender roles, particularly to incompatibilities between institutional adjustments of individual- and family- oriented institutions as well as within the family and changing perceptions on social roles of women and men. These arguments are voiced also when debating on low fertility in Poland. The article focuses on perceptions of gender roles and their diversity across population groups which differ by socio-demographic attributes. Additionally, possible influences of parental home on opinions about gender roles are accounted for.

The data coming from the Generations and Gender Survey, carried out in Poland in 2010/2011, made it possible to define two synthetic variables which described attitudes towards gender equality in the social sphere and in the private sphere (a responsibility for a child). Descriptive results confirmed findings of other studies: the gender attitudes are more diversified among women than men, especially as regards gender equality in the social sphere, women show more egalitarian attitudes than men, and within an age increase a social approval for gender equality declines.

The generalized linear mixed models of two synthetic gender variables were used to identify predictors of gender attitudes across two birth cohorts of women and men – those born either in the years 1950–1969 or in the years 1970–1989. Among individual characteristics education, religiosity and place of residence were found out – as expected – the main predictors of gender attitudes. Contrary to expectations, labour market status, marital status and a number of children did not always play a significant role for distinguished cohorts of men and women. Economic activity showed its impact on women's gender attitudes only. There are also some signs that in the 1970–1989 cohorts younger people are less in favour of gender equality than those over 30 years of age.

Parental home attributes (place of residence at age 15, mother' education and mother's economic activity, number of siblings, and religiosity) were displayed as relevant predictors of gender attitudes for both birth cohorts of men and women. However, paid work of a mother seemed to be a weaker predictor than expected.

Keywords: gender equality, gender attitudes, predictors of gender attitudes

Izabela Grabowska

Institute of Statistics and Demography

Warsaw School of Economics

e-mail: izagje@gmail.com

DEVELOPMENTS OF EMPLOYMENT BY BROAD AGE-GROUPS IN POLAND IN THE YEARS 1998–2008. DO THEIR DETERMINANTS DIFFER?

INTRODUCTION

Ageing and shrinking of population observed and foreseen in Poland and other EU countries creates a need for better utilization of remaining labour resources in order to sustain economic growth in the future. The crucial issue for evidence-based policy aimed at groups underrepresented in the labour market (i.e. the youth, the older workers, women) is to better understand employment determinants of different age groups. In particular, knowledge on possible impact of different factors on employability and work ability is needed. The former is defined as: *‘a set of achievements – skills, understandings and personal attributes – that make graduates more likely to gain employment and be successful in their chosen occupations, which benefits themselves, the workforce, the community and the economy’* (Yorke 2004, p. 8), while for the latter a concept developed by Ilmarinen (1999) is used. This concept is explained in the paper.

The aim of this article is to reveal differences in basic determinants of employment for three groups: youth and young adults, prime-aged and older workers in Poland in the years 1998–2008. In this period we can observe both different business cycles and structural changes on the labour market. The determinants selected include individual characteristics (such as: age, sex, education, family and household context) and the contextual factors (general economic conditions and the time-variant situation in the regional labour market). My objective is also to study changes in employment profiles of the identified age groups in the period under consideration. However, longitudinal data on this topic are not available for Poland and thus longitudinal approaches cannot be used in the paper.

The paper is organized as follows. First, theoretical framework is discussed. It refers to a work ability concept (Ilmarinen 1999) over the life course (Reday-Mulvey 2005). In addition, a brief overview of empirical research on employment determinants in Poland is presented. The multilevel models of employment determinants are under focus in the subsequent section, which is followed by empirical results. The paper ends with final conclusions.

THE FRAMEWORK FOR AN EMPRICAL APPROACH

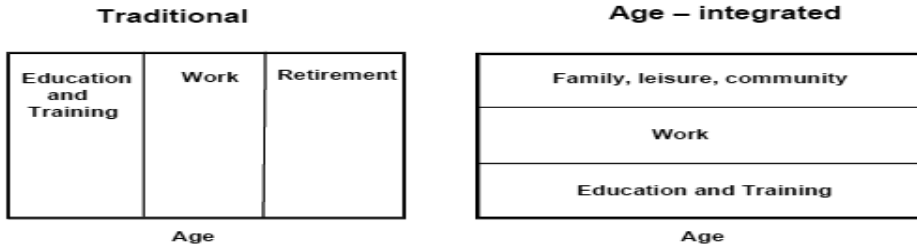
The basic recommendation coming from the literature on the economic activity of working age population states that in order to increase employment policymakers should focus on complex measures aimed at individuals, employers, as well as institutions and organizations having influence on labour market policies. It is essential to take into account besides individual factors also the social context of employment decisions and external factors like the economic performance and employment regulations. Attention should be paid to employability and work ability (Ilmarinen 1999) of the working-age population over the life course (Reday-Mulvey 2005). It is essential to include these two perspectives for designing tailored-made policy aimed at increasing economic activity and employment of all age groups.

The work ability concept (Ilmarinen 1999) integrates a wide range of employment determinants. It concerns not only factors reflecting an individual potential (such as health and functional abilities, human capital, as well as motivation and attitudes towards work), but also it emphasizes the essential role of work conditions for maintaining work ability i.e. work organization, management and physical conditions. Moreover, it highlights importance of external environment outside work, such as family, friends and relatives. Other factors like legislation, infrastructure, and the structure of economy create a broader background for the individual work ability (Grabowska 2012).

Work ability changes over the life course. The driver of change is, inter alia, the stepwise ageing process of an individual and its impact on an individual human capital. In this respect lifelong learning, accumulation of experience, skills and knowledge should also be taken into account. In parallel, organization, methods and tools of work, as well as work intensity change nowadays much faster than individual adaptive capabilities (Ilmarinen, Tuomi 2004, Villosio 2008).

Sustaining work ability demands proper decisions connected with all dimensions of work ability in a life course perspective, not only at later stages of a professional career. Therefore, an adequate approach should focus on economic activity by age placed in a broader context of changing demand for labour, work organisation as well as work-family balance (Chłoń-Domińczak, Kotowska 2012, Redey-Mulvey 2005, Bengtson, Allen 1993). This means a change from the traditional model to the integrated model of life phases (see Figure 1).

Figure 1. Life phases – traditional and integrated approach



Source: Reday-Mulvey G., 2005, Working beyond 60. Key Policies and Practices in Europe, Palgrave Macmillan, London.

The integrated approach implies that different life activities cannot be solely assigned to a particular life stage. On the contrary, they should be considered as parallel activities and constitutive elements of the whole life perspective. A life course approach on a supply side takes into account factors determining employment decisions at each particular life stage while on a demand side it gives employers more information on capabilities of employees at different life stages. However, it is to be stressed that a proper understanding of employment from the life course perspective creates opportunity to establish employment patterns suited to needs of employers and employees.

The paper focuses on a supply side. Different life stages are depicted by broad age: for youth and young adults (15–29 years old) – that stage of life course concerns a transition to adulthood, prime-aged (30–54 years old) – here family formation, a transition to parenthood and stabilization on the labour market are distinctive as ‘makers’ of that life stage, and older workers (55–59 years old for women and 55–64 years old for men) – in that stage of life exits from the labour market start while family life is characterised by the ‘empty nest’ phase. To investigate which factors determine employment of persons from these three subgroups over the years 1998–2008, determinants usually referred to are classified.

The employment determinants and their impacts are broadly discussed in the literature. Firstly, it is to mention that employment determinants are usually considered separately for men and women due to different life and career histories of both sexes (e.g. Kotowska, Sztanderska 2007, Grabowska 2012, Matysiak 2011). Secondly, empirical research concerns mainly groups which are underrepresented on the labour market, such as women (e.g. Matysiak 2011), youth and young adults (Knijn 2012, Kotowska et al. 2010) or older workers (e.g. Grabowska 2012, Chłoń-Domińczak, Kotowska 2012, Ruzik 2004, Kotowska et al. 2010). When it comes to women’s employment attention has been paid to interdependencies between labour market activity and motherhood (Matysiak 2011, Kotowska, Sztanderska 2007). In case of youth and young adults the transition to adulthood has been analysed, including such processes as leaving parental home, finding a first job and starting

own family (Baranowska 2011). In the literature different approaches have been used to define youth and young adults. They refer to the following age groups: 18–34, 15–24, 15–29 (e.g. Billari, Liefbroer 2010, Knijn 2012).

Employment determinants considered usually in the literature could be grouped into a few broad categories:

1. Economic:

- connected with economy and business cycle, as well as with labour market situation (e.g. Strzelecki, Kotowska 2009, European Commission 2005, 2009 and 2011, OECD 2007);
- workplace environment (e.g. Sztanderska 2008, Villosio 2008, Bohacek, Myck 2008);

2. Institutional:

connected with public policy, for example social security regulations (e.g. Blöndal, Scarpetta 1999, Gruber, Wise 1999, Disney, Whitehouse 1999, Casey et. al. 2003), tax policy (e.g. Socha, Sztanderska 2000), family policy (e.g. Kotowska, Sztanderska 2007);

3. Individual (including family determinants):

- health and disability issues (e.g. Currie, Madrian 1999, Lumsdaine, Mitchel 1999, Bound 1991, Anderson, Burkhauser 1985);
- care responsibilities and other family arrangements (e.g. Kotowska, Sztanderska, Wóycicka 2007, Kotowska, Wóycicka 2008);
- human capital (e.g. Vlasblom, Nekkers 2001, Blöndal, Scarpetta 1999, Socha-Sztanderska 2000);

4. Socio-cultural:

- norms and attitudes towards different subpopulations and their economic activity (e.g. Józwiak, Kotowska, Abramowska 2008, Kotowska, Wóycicka 2008, Schoenmaeckres, Callens, Vanderleyden, Vidovicova 2008, Grabowska 2012).

The presented classification is an example of several typologies used in the literature. A commonly used typology distinguishes between push and pull factors. In the grouping proposed here the direction of possible impacts is a key issue. The factor itself can both push out of and pull onto the labour market depending on its construction or a level of analyses.

In this paper, a focus will be mainly on individual determinants and on factors connected with the business cycle and the labour market situation (contextual variables).

DATA AND METHOD

Determinants of employment of three main working age groups in Poland in the years 1998–2008 will be studied on data coming from the Labour Force Surveys (LFS) and regional labour market data. Impacts of individual characteristics, the

general economic situation and other contextual determinants (e.g. regional labour market differences) are to be identified by use of multilevel logistic regressions. Firstly, a model for the whole working-age population was formulated to examine factors affecting the likelihood of being employed. Since they differ by sex (Kotowska, Sztanderska 2007, Matysiak 2011), the model is estimated for women and men separately. Here, the main age groups distinguished are disaggregated into five age groups to get more detailed insights into youth and young adults as well a prime-age population.

Then, the age-specific models were estimated to investigate how employment determinants vary between different life stages. Three age-specific models were considered: for youth and young adults (15–29 years old), prime-aged (30–54 years old), and older workers (55–59 years old for women and 55–64 years old for men). These models have been specified for men and women separately and for agricultural and non-agricultural sectors. That approach allows to seek for an answer to the basic research question: do determinants of employment vary across the main age-groups of population which refer to different stages of the life course?

The method applied is a multilevel logistic regression (i.e. Kreft, De Leeuw 1998, Goldstein 1999, Callens 2005). Multilevel models are used to nested data structures. In our approach two levels are considered: the first level represents n_j individuals ($i = 1, \dots, n_j$), who belong to N groups ($j = 1, \dots, N$). In each group responses y_{ij} are correlated. In the multilevel logistic regression binary responses y_{ij} depend on individual-level explicative variables (x_{ij}), as well as on group-level explicative variables (z_j). In this case a standard logistic regression model is not adequate, because an independence assumption is violated and an inclusion of multiple group-level covariates is impossible.

To illustrate the difference between the standard logistic regression and the multilevel model I present below estimation equations:

- standard logistic regression model

$$\text{logit}(p_{ij}) = \log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \alpha + \beta x_{ij} \quad (1)$$

- random logistic regression models

$$\text{logit}(p_{ij}) = \alpha_j + \beta_j x_{ij} \quad (2)$$

Random intercept: $\alpha_j \sim \mathbf{N}(\alpha, \sigma_0^2)$

Random slope: $\beta_j \sim \mathbf{N}(\beta, \sigma_1^2)$

- extended random logistic regression models

$$\text{logit}(p_{ij}) = \alpha_j + \beta_1 x_{ij} + \beta_2 z_j + \beta_3 x_{ij} z_j \quad (3)$$

It is also worth noting the most important advantages of multilevel modelling. First of all, multilevel models make it possible to analyze complex data structure (nested data), for which individuals are not independent. Moreover, they let to incorporate random effects – when researchers want to draw conclusions on population, from which individuals are taken, and not on individuals themselves. It is also important that multilevel modelling enable us to estimate both individual and group level variations. This method corrects underestimation of standard errors.

To estimate multilevel models of employment the Laplace estimation has been used. It is a good approximation of the maximum likelihood method. It provides also estimates of deviance statistics, which are used to verify the models. Calculations were performed in the R programme (lmer procedure).

The estimation of all models was based on individual data coming from the Labour Force Survey (LFS) database for the fourth quarters of 11 years, from 1998 to 2008. Employment rates in Poland vary strongly across regions (voivodeships). Moreover, they fluctuate with time (Bukowski 2010, Strzelecki, Kotowska 2009). So, it was assumed that the data used in the analysis had a nested structure. A group is constituted by a particular region in a particular year. Taking into account the period covered (11 years from the period 1998–2008) in 16 regions, the number of groups is 176. Therefore, the data set constructed includes:

- on the first level of the model, the standardized LFS data for the period 1998–2008. Data coming from fourth quarters of each year were taken into account to avoid seasonality of employment data;
- on the second level of the model, indicators reflecting changes in the regional labour market conditions in Poland for years 1998–2008 (quarterly data).

The estimated models can be divided into three groups:

- (1) The first class analyses employment determinants focusing on the whole population constituted of men (15–64 years old) and women (15–59 years old). The difference in the upper age limit between men and women results from different statutory retirement age in Poland in the period under considerations (60 years for women and 65 years for men). The binary dependent variable was defined as follows: Y=1, if a respondent was in employment and Y=0, if a respondent did not work;
- (2) The second class constitutes models for three age groups selected: youth and young adults (15–29 years old), prime-aged (30–54 years old) and older workers

(55–59 years) for women and 55–64 for men). The binary dependent variable was defined as follows: $Y=1$, if respondent worked in non-agricultural sector or $Y=0$, if respondent did not work or the last workplace was in the non-agricultural sector for persons aged 30–54 and 55–59/64 years;

- (3) The third class also concerns models for the three groups selected: youth and young adults (15–29 years old), prime-aged (30–54 years old) and older workers (55–59 years for women and 55–64 for men). However, it takes only agricultural sector into consideration to test how specific are employment determinants for this particular sector. The binary dependent variable was defined as follows: $Y=1$, if respondent worked in agricultural sector or $Y=0$, if respondent did not work or the last workplace was in the agricultural sector for persons at age 30–54 and 55–59/64 years.

For all models the explanatory variables were grouped in two categories:

- individual variables: age, sex, education, household position, place of residence (for models from the third group a place of residence was a control variable);
- contextual variables connected with general economic conditions: time of the survey, time-variant conditions on regional labour markets (employment rate – quarterly data provided for voivodships).

All individual variables and time of the survey (1998–2003, 2004–2008), which reflected the business cycle, were measured on the first level, whereas time-variant conditions on regional labour markets were measured on the second level. Due to the fact that all types of models were estimated separately for men and women, there were altogether 14 models:

- (1) two models general models with all age groups for men and women;
- (2) six models for non-agricultural sector for chosen age groups, those are:
 - two models for 15–29 age groups for men and women;
 - two models for 30–54 age groups for men and women;
 - two models for 55–59/64 age groups for men and women;
- (3) six models for agricultural sector for chosen age groups, those are:
 - two models for 15–29 age groups for men and women;
 - two models for 30–54 age groups for men and women;
 - two models for 55–59/64 age groups for men and women.

To verify impacts of both individual factors (the first level) and determinants associated with the regional labour market situation in particular year (second level variables) a random intercept logistic regression model was chosen. However, at this point I am not interested in testing how a particular explanatory variable varies randomly across groups in the analyzed data structure. The decision about the analytical approach was based on the assumption that the dependent variable was influenced not only by individual characteristics but also by contextual variables, such as the regional labour market situation at the moment of the survey. This assumption led to estimation of the following equation:

$$\text{logit}(p_{ij}) = \log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \gamma_{00} + \beta_{1j}X_{ij} + \beta_{2j}Z_j + u_{0j} \quad (4)$$

where γ_{00} is random intercept and β coefficients are fixed regression parameters.

The procedure to check whether a multilevel approach is correct makes use of an interclass correlation coefficient (ICC), which measures a model variability. The ICC ranges from 0 to 1. If the ICC is small, the question arises: is it justified to use multilevel modelling? To answer this question a design effect defined by the formulae (5) should be taken into account.

$$\text{DEFF (design effect)} = 1 + (\text{average group size} - 1) \times \text{ICC} \quad (5)$$

If its value is over 2, multilevel modelling is reasonable.

The ICC for each model (level 2 variability) was computed on the basis of the empty model (without explanatory variables). It could be interpreted as a measure of an individual independence. Next the DEFF was calculated. Both measures are given in Table A1. Their values allow to conclude that multilevel modelling brings new information for all estimated models.

To test the parsimony of modelling, for each model three submodels have been estimated: the empty submodel (M0), the submodel with only individual level covariates (M1) and the submodel with both individual and group levels covariates (M2). The M0 submodel concerns population of groups, where a success probability is constant in each group. The M1 submodel incorporates individual covariates to the model making a success probability inconstant for individuals in each group. The M2 submodel includes the full set of variables taken into account. In Table A2 basic statistics of submodels used to test the parsimony of the models are presented. According to the Akaike Information Criterion (AIC)¹ as well as chi-square² test based on deviance (for $\alpha=0,05$) the best submodel for all 14 models is M2 with all variables (individual and group-levels).

INDIVIDUAL AND CONTEXTUAL DETERMINANTS OF EMPLOYMENT

ESTIMATION RESULTS OF MODELS FOR THE WORKING AGE POPULATION

The results of the general model (for the entire working-age population and all sectors) presented below (Table 1) are consistent with the evaluation of the labour market in Poland for that period based on aggregate indicators (Strzelecki, Kotowska 2009).

¹ AIC = $-2\log\text{Lik} + 2K$, K - number of parameters in the model, the smallest AIC the better model.

² $\chi^2 = |\text{difference in deviance of both compared models}| \sim \chi^2$ distribution with degrees of freedom = difference in parameters of both compared models. If the χ^2 value is statistically insignificant, the more complicated model is not better.

Developments of employment by broad age-groups in Poland in the years 1998-2008

Table 1. Estimation results of employment determinants, population aged 15–64 (men) and 15–59 (women) years old

Variables	Coding	Men		Women	
		Odds ratio	Sig.	Odds ratio	Sig.
Age	15–24 years old	5,01	***	7,69	***
	25–29 years old	18,38	***	20,12	***
	30–39 years old	33,87	***	20,10	***
	40–54 years old	8,79	***	12,63	***
	55–64 years old (M)/ 55–59 years old (W)	ref.		ref.	
Household position	head	ref.		ref.	
	partner of the head	0,32	***	0,62	***
	others	0,27	***	0,57	***
Education	primary	ref.		ref.	
	primary vocational	1,80	***	1,56	***
	secondary vocational	2,86	***	3,01	***
	general upper secondary	2,15	***	2,24	***
	tertiary	6,28	***	8,55	***
Place of residence	big cities (above 100k)	0,73	***	0,77	***
	middle-sized towns (20–100k)	0,59	***	0,62	***
	small towns (below 20k)	0,60	***	0,63	***
	villages	ref.		ref.	
Period	1998–2003	ref.		ref.	
	2004–2008	1,22	***	0,99	
Quarterly employment rate by regions		1.07	***	1,07	***
Quarterly employment rate by regions x age	quarterly employment rate by regions x age 15–24	1,00		0,98	***
	quarterly employment rate by regions x age 25–29	0,99		0,97	***
	quarterly employment rate by regions x age 30–39	0,98	***	0,98	***
	quarterly employment rate by regions x age 40–54	0,99	*	0,98	***
	quarterly employment rate by regions x age 55–64(M); 55–59 (W)	ref.		ref.	

Significance level: 0.001: ‘***’; 0.01: ‘**’; 0.05: ‘*’.

Source: own calculations.

The probability of being employed is significantly higher for those at age 25–29 years for those in the reference group (men aged 55–64 and women aged 55–59). However, the highest probability of being employed is observed among men aged 30–39, who have a significantly better employment outlook than 25–29 year-olds and the reference group. The age profile for women is not so differentiated, presumably due to childcare responsibilities. Both 25–29 and 30–39 age groups have the same relative chance of employment. The household position (defined as the relationship to the head of a household) is also of a paramount importance. In general, heads of households are more likely to be employed than other household members. Wives of household heads work more often than other female household members. Husbands married to household heads are also characterized by higher employment probabilities than other male household members, although it is lower than that of wives'. These relations are attributable to economic and cultural factors and to family patterns of employment with a dominant position of a dual earner model also among families with children under 14 years of age (Baranowska-Rataj, Rynko, 2013). Due to existing gender wage gap, the higher wages of men make them usually a head of a household within a dual earner model. Therefore, should a man not be a household head, it is usually due to his unemployment rather than to lower earnings. Household positions other than a household head limit significantly employment prospects for people aged 15–29 and 30–54. These are usually adult children who have not formed their own household for economic or other reasons (education, health).

For both men and women, more education increases the probability of being employed. The highest sex difference in terms of returns to education is found for the tertiary level. The chances for employment of females with tertiary education are significantly higher than of men (compared to the reference group, i.e. persons with primary education).

The place of residence is another factor influencing on employment prospects. Urban dwellers (especially those living in small towns) have on average lower employment chances than people living in the countryside (although agriculture is the predominant sector offering employment in rural areas).

Men benefited to a greater extent from the economic upturn of 2004–2008. By contrast, female employment prospects did not change much in the two time periods under study, possibly due to occupational segregation with respect to sex as well as to changes in the demand for labour in specific sectors of the economy. Generally speaking, better economic conditions improve the labour market situation for those working in construction and manufacturing, i.e. in male-dominated sectors (BAEL 2008). In the model, differences in the labour market situation between regions are approximated by the quarterly employment rate in each region (voivodeship). The increasing regional employment rate appears to have more impact on the likelihood of being employed for older workers than for persons at prime-age (which is especially true of women). Therefore, a positive demand shock only slightly closes

the employment gap between the oldest group and 30–54 year olds. It should be borne in mind that the disproportion between employment rates in both groups (30–54 year-olds and 55–59/64 year-olds) is still extensive, regardless of the business cycle phase (Kotowska et al. 2010, European Commission 2009, 2011).

ESTIMATION RESULTS OF MODELS FOR YOUTH AND YOUNG ADULTS, PRIME-AGED AND OLDER WORKERS IN THE NON-AGRICULTURAL SECTOR

The different nature of employment in agriculture as compared to the non-agricultural sector may potentially distort the impact of labour supply characteristics and contextual variables on the employment opportunities for the total population. Thus, separate models to identify employment determinants in the non-agricultural sector and agriculture are proposed. Here, our focus is on the model for the former sector. In the previous section, the multilevel regression model described the probability of employment with age as one of the explanatory variables. However, it can be assumed that the impact of other independent variables varies across age groups. To test this assumption subsequent models were estimated for men and women independently for the following age groups: 15–29, 30–54 and 55–59 (women) and 55–64 (men) (see Tables 2, 3, and 4).

It is necessary to explain that the population of the non-employed was defined differently for the youngest and for other age groups. The non-employed population in these models does not include people aged 30–54 and 55–64 who previously worked in agriculture. This was motivated by the fact that in these age groups labour flows between agriculture and other sectors of the economy are very rare, similarly to the flow from agriculture to unemployment (see Strzelecki, Kotowska 2009). For the youngest age group (15–29 years), which register the greatest flows between sectors, the non-employed population included all persons regardless of their last workplace. In the models formulated for agriculture the same definition of the non-employed population was applied.

Table 2. Estimation results of employment determinants, population aged 15–29 years old (non-agricultural sector)

Variables	Coding	Men		Women	
		Odds ratio	Sig.	Odds ratio	Sig.
Age	15–24 years old	0,39	**	0,33	***
	25–29 years old	ref.		ref.	
Household position	head	ref.		ref.	
	partner of the head	0,23	***	0,38	***
	others	0,21	***	0,54	***
Education	primary	ref.		ref.	
	primary vocational	3,08	***	3,43	***
	secondary vocational	4,74	***	6,73	***
	general upper secondary	3,33	***	4,78	***
	tertiary	6,53	***	14,98	***
Place of residence	big cities (above 100k)	0,95		1,47	***
	middle-sized towns (20–100k)	0,77	***	1,1	**
	small towns (below 20k)	0,79	***	1,04	
	villages	ref.		ref.	
Period	1998–2003	ref.		ref.	
	2004–2008	1,31	***	1,06	
Quarterly employment rate by regions		1,06	***	1,02	***
Quarterly employment rate by regions x age	quarterly employment rate by regions x age 15–24	1,00		1,01	*
	quarterly employment rate by regions: age 25–29	ref.		ref.	

Significance level: 0.001: ‘***’; 0.01: ‘**’; 0.05: ‘*’.

Source: own calculations.

Developments of employment by broad age-groups in Poland in the years 1998-2008

Table 3. Estimation results of employment determinants, population aged 30–54 years old (non-agricultural sector)

Variables	Coding	Men		Women	
		Odds ratio	Sig.	Odds ratio	Sig.
Age	30–39 years old	3,77	***	1,76	**
	40–54 years old	ref.		ref.	
Household position	head	ref.		ref.	
	partner of the head	0,27	***	0,52	***
	others	0,23	***	0,47	***
Education	primary	ref.		ref.	
	primary vocational	2,47	***	1,98	***
	secondary vocational	4,31	***	4,61	***
	general upper secondary	3,16	***	3,32	***
	tertiary	12,12	***	16,87	***
Place of residence	big cities (above 100k)	1,07	**	1,17	***
	middle-sized towns (20–100k)	0,91	***	1,01	
	small towns (below 20k)	0,88	***	1,04	.
	villages	ref.		ref.	
Period	1998–2003	ref.		ref.	
	2004–2008	1,21	***	0,99	
Quarterly employment rate by regions		1,05	***	1,04	***
Quarterly employment rate by regions x age	quarterly employment rate by regions x age 30–39	0,99	.	0,99	*
	quarterly employment rate by regions x age 40–54	ref.		ref.	

Significance level: 0.001: '***'; 0.01: '**'; 0.05: '*'; 0,1: '.'.

Source: own calculations.

Table 4. Estimation results of employment determinants, population aged 55–64 (men) and 55–59 (women) years old (non-agricultural sector)

Variables	Coding	Men		Women	
		Odds ratio	Sig.	Odds ratio	Sig.
Age	55–64 (M); 55–59 (W)	0,86	*	0,58	**
Household position	head	ref.		ref.	
	partner of the head	0,48	***	0,6	***
	others	0,38	***	0,46	***
Education	primary	ref.		ref.	
	primary vocational	1,67	***	1,37	***
	secondary vocational	2,97	***	2,8	***
	general upper secondary	2,96	***	2,63	***
	tertiary	8,5	***	8,48	***
Place of residence	big cities (above 100k)	1,61	***	1,47	***
	middle-sized towns (20–100k)	1,09	*	1,03	
	small towns (below 20k)	1,13	*	0,97	
	villages	ref.		ref.	
Period	1998–2003	ref.		ref.	
	2004–2008	1,2	***	0,92	.
Quarterly employment rate by regions		1,18	.	0,76	
Quarterly employment rate by regions x age		1		1,01	

Significance level: 0.001: ‘***’; 0.01: ‘**’; 0.05: ‘*’; 0,1: ‘.’.

Source: own calculations.

Our findings based on the analysis performed exclusively for the non-agricultural sector are consistent with previous observations. There are, however, certain differences in how strongly age impacts the probability of being employed: people aged 15–24 are still less likely to be in employment than 25–29 year-olds, but the drop in probability of being employed is stronger for women than for men in that age group. Sex differences in education may influence on this situation. Among older

workers the likelihood to remain in employment decreases with age, much more smoothly for males than for females. The household position has a similar effect on employment opportunities in the non-agricultural sector as in the models estimated for the whole economy. Employment returns to education are much stronger in the models for the non-agricultural sector. This proves that additional qualifications and skills are rewarded much more in non-agriculture as compared to agriculture. In effect, a continuously changing educational structure of employment will provide stronger incentives for the better educated young people to leave agriculture. The previous findings concerning employment bonuses for different age groups deriving from educational achievement remain valid, that is, the 30–54 year-olds are better rewarded in this respect than the youngest and older workers, for whom this factor demonstrates a dropping tendency. It is noteworthy that women benefit more from tertiary education, especially those aged 15–29 and 30–54. In the oldest age group, benefits from tertiary education are the same for both sexes (see also Kotowska et al. 2010, European Commission 2009, 2011).

Some of the outcomes regarding the impact of place of residence on employment prospects are worth emphasizing. Among the youngest women, residents of small towns are characterized by almost the same probability of being employed as their village counterparts. However, females residing in bigger cities enjoy much better employment prospects than those living in middle-sized towns. On the one hand, it might be related to different ways of sharing family duties between spouses in large cities and towns or, on the other hand, to differences in absorbing women's labour supply by both types of labour markets. The first interpretation is supported by the fact that women aged 30–54 residing in large cities have a higher likelihood of being employed than their village counterparts, even though the regional differences are markedly lower than those for the youngest women. Even females residing in small towns stand better chances of finding a job than women living in villages. For young men, differences in employment opportunities in the non-agricultural sector by place of residence are not so pronounced. Unlike women, young males from large cities are just as likely to be employed outside the agricultural sector as their counterparts from the countryside, while the probability of being employed for men in middle-sized and small towns in the non-agricultural sector is even smaller. This points to a relatively more difficult labour market situation of young men residing in cities. It may be correlated with their low level of human capital, constituting a strong employment determinant in this sector in cities. Employment opportunities of females aged 30–54 residing in middle sized and small towns are close to those of their counterparts living in villages. The situation of males and females residing in large cities has changed – they enjoy better employment prospects than their village counterparts. Those from middle-sized and small towns are again less likely to find a job outside agriculture than their rural counterparts. As could be expected, chances for employment outside agriculture differ more significantly between older male workers residing in cities, especially the large ones, and those

living in villages. In contrast, older women from middle-sized and small towns show similar probabilities to work in non-agriculture as women of that age residing in rural areas.

The economic upturn of 2004–2008 had slightly different effects on the estimates for the non-agricultural sector than for the entire economy. This can be linked directly to an increased demand for labour outside the agricultural sector. A better economic performance generally raises the chances for men to find jobs outside agriculture. The strongest employment effects of better economic conditions are observed for the youngest age group. In the two remaining groups, employment probabilities for men went up by a comparable amount, mainly due to the fact that employment opportunities in the non-agricultural sector soared also for older workers. For women the effect of the economic upturn is significant only for the oldest group, but the direction of impact is different than for men – better economic performance reduces the probability of finding jobs outside agriculture.

The situation in the regional labour markets matters for employment opportunities of persons aged 15–29 and 30–54 years: the better situation in the regional labour markets the higher probability of employment outside agriculture. For the oldest age group the conclusion is valid only for men.

To sum up, the results of the model for the non-agricultural sector show that there is a stronger impact of specific individual characteristics (especially education levels and place of residence) than this found in the models estimated for the whole economy. Education has a strong positive effect on the work record of women over their life course, which is particularly visible in younger age groups. A place of residence is another factor of paramount importance – females living in large cities (particularly the youngest and the oldest) have greater employment opportunities. Our results also suggest a diversified impact of contextual variables, such as general economic conditions or the labour market situation at the regional markets. The groups that benefit most from the economic recovery are the youngest people (both sexes) and men aged 55–64. The regional labour market situation matters for employment opportunities outside agriculture of persons aged 15–29 and 30–54 (both sexes), and raises the likelihood of older men to remain in employment outside agriculture.

ESTIMATION RESULTS OF MODELS FOR YOUTH AND YOUNG ADULTS, PRIME-AGED AND OLDER WORKERS IN THE AGRICULTURAL SECTOR

The models for the agricultural sector supplement our study on employment determinants in the non-agricultural sector. Like in the previous section, the models were estimated separately for men and women for the following age groups: 15–29, 30–54 and 55–59 (women) and 55–64 (men) (see Tables 5,6 and 7).

Developments of employment by broad age-groups in Poland in the years 1998-2008

Table 5. Estimation results of employment determinants, population aged 15–29 years old (agricultural sector)

Variables	Coding	Men		Women	
		Odds ratio	Sig.	Odds ratio	Sig.
Age	15–24 years old	0,36	.	0,32	.
	25–29 years old	ref.		ref.	
Household position	head	ref.		ref.	
	partner of the head	0,14	***	1,03	
	others	0,19	***	0,63	***
Education	primary	ref.		ref.	
	primary vocational	1,31	***	1,18	*
	secondary vocational	1,4	***	1,16	*
	general upper secondary	0,84		0,78	*
	tertiary	1,24		0,69	**
Period	1998–2003	ref.		ref.	
	2004–2008	1,12		1,05	
Quarterly employment rate by regions		1,12	***	1,14	***
Quarterly employment rate by regions x age	quarterly employment rate by regions x age 15–24	1,01		1,01	
	quarterly employment rate by regions x age 25–29	ref.		ref.	

Control variable: place of residence

Significance level: 0.001: '***'; 0.01: '**'; 0.05: '*'; 0,1: '.'

Source: own calculations.

Table 6. Estimation results of employment determinants, population aged 30–54 years old (agricultural sector)

Variables	Coding	Men		Women	
		Odds ratio	Sig.	Odds ratio	Sig.
Age	30–39 years old	1,04		0,14	*
	40–54 years old	ref.		ref.	
Household position	head	ref.		ref.	
	partner of the head	0,29	***	1,43	***
	others	0,4	***	0,73	***
Education	primary	ref.		ref.	
	primary vocational	1,77	***	2,21	***
	secondary vocational	2,5	***	2,2	***
	general upper secondary	3,57	***	2	***
	tertiary	4,84	***	6,62	***
Period	1998–2003	ref.		ref.	
	2004–2008	1,78	***	1,59	***
Quarterly employment rate by regions		1.1	***	1,08	***
Quarterly employment rate by regions x age	quarterly employment rate by regions: age 30–39	1,01		1,05	**
	quarterly employment rate by regions: age 40–54	ref.		ref.	

Control variable: place of residence

Significance level: 0.001: ‘***’; 0.01: ‘**’; 0.05: ‘*’.

Source: own calculations.

Table 7. Estimation results of employment determinants, population aged 55–64 (men) and 55–59 (women) years old (agricultural sector)

Variables	Coding	Men		Women	
		Odds ratio	Sig.	Odds ratio	Sig.
Age:	55–64 (M); 55–59 (W)	0,87	***	0,82	
Household position	head	ref.		ref.	
	partner of the head	0,64	***	0,87	
	others	0,68	***	0,63	***
Education	primary	ref.		ref.	
	primary vocational	1,12		1,06	
	secondary vocational	1,5	**	1,27	
	general upper secondary	2,32	**	1,03	
	tertiary	2,99	***	4,14	***
Period	1998–2003	ref.		ref.	
	2004–2008	1,19		1,28	*
Quarterly employment rate by regions		1,11	***	1,08	
Quarterly employment rate by regions x age*		not included in the model		1	

Control variable: place of residence

Significance level: 0.001: ‘***’; 0.01: ‘**’; 0.05: ‘*’.

Source: own calculations.

The results confirm that the influence of other variables on the employment probability differs across age groups. The population aged 15–24 years old is less likely to be employed compared to 25–29 years old, both for males and females. Employment opportunities for females aged 30–39 are much smaller than those for females aged 40–54 (approximately 86%). For males there is no effect recorded. The strong effect for females is connected with their family obligations, stronger in rural areas. The likelihood of being employed drops sharply with age. It is the lowest in the oldest age group but in agricultural sector the effect is significant only for men.

As for non-agriculture the impacts of education differ across age groups, however, returns to education are considerably lower in general. Among the youngest men only those having either primary vocational or secondary vocational education are more likely to be employed in the agriculture sector in comparison to persons with primary education. The youngest women reveal a different pattern of influence: those with vocational education (primary or secondary) are more likely to work in agriculture than women with the lowest level of education while general upper secondary and tertiary education reduce remarkably chances to be employed in that sectors. These results are consistent with empirical evidence about young persons' preferences for job – those with better skills, especially women, are seeking for jobs outside agriculture.

For the prime-aged the education effect is more pronounced than for the youth. In contrast to findings for the youngest persons, here the better educated persons have the higher employment opportunities. This gradual improvement of opportunities is clearly visible for men, while for women tertiary education makes the most visible difference. It might be related to the ongoing modernization of agriculture in Poland, accelerated after the EU accession.

Results for older workers show that a selection to employment in agriculture by education is also in place, especially among men. The effect for women is significant only for tertiary education, and stronger than for men.

Being the head of the household increases the probability of employment in agricultural sector, with exemption of women in prime age who are the partner (usually wife) of the head.

Better macroeconomic outlook after 2003 improved employment opportunities for prime-aged respondents (stronger for men) and older women. Other groups of people did not experience positive impacts of the economic recovery.

The higher regional employment rate coexists with employment chances in agriculture significantly higher for all population groups considered, except for women aged 55–59. This effect is generally more pronounced as compared with non-agriculture.

In general, the results obtained are different than for non-agricultural sector. It is related to a specific character of employment in agriculture, which is accompanied by stronger family and cultural influences on labour market behaviours. This seems to confirm that in studies on employment developments in Poland a distinction between changes in agricultural and non-agricultural employment provides valuable insights.

CONCLUSIONS

The work ability concept suggests to study employment from an individual perspective using a wide range of factors and context variables referring to both demand and supply side of the labour market. However, an individual work ability

should be considered within the life course framework, i.e. referring to different stages of both professional and private life, because the impact of particular work ability dimensions can vary with age. That approach was used to search how determinants of employment differ across main age groups, which reflect different stages of the life course.

In the proposed approach three main dimensions of work ability were considered: sex (women – men), age (youth and young adults – prime-aged – older workers) and sector of employment (agricultural – non-agricultural). They defined multilevel logistic models applied to identify main determinants of work ability quantified by a probability to be in employment.

Impacts of basic employment determinants, which reflect both individual and context characteristics, differ by age, sex, and sectors of employment. Results of the general models of employment opportunities show that the prime aged population, both men and women, has better employment outlook. Men, especially 30–39 year-olds, are characterized by much better employment prospects than persons from other age groups. For women of that age do not benefit from such improvements in employment opportunities, mainly due to their childcare responsibilities. The youngest age group (15–24 years old) are characterized by higher employment probabilities than the oldest one (55–59/64), especially for women. Moreover, women reveal higher returns to education than men. The place of residence affects similarly employment of men and women – the bigger cities show better employment opportunities for both sexes. Men benefited more from the economic upturn of 2004–2008.

In-depth analyses of employment opportunities outside agriculture and in agriculture of the youth and young adults, prime-aged persons and older workers illustrate differences of main effects by sex, age, and sector of employment.

The results for the non-agricultural sector reveal a stronger impact of education levels and place of residence. Education has a strong positive effect on the work record of women over their life course, significantly greater than for men of the youngest age and the prime-age. Employment returns to education in agriculture are much weaker than for non-agriculture, however, the positive selection to employment is visible as well except for youth. The youngest population (15–29 years old) with vocational education (primary or secondary) has better employment prospects than youth with only primary level of education. In addition, females at that age with higher education levels are characterized by lower probabilities of employment in agriculture. Young, well educated women inhibiting rural areas search employment outside agriculture. Contrary to that, the better educated prime-age people and older workers benefit from the better employment opportunities in the agricultural sector. For women with tertiary education the employment returns are stronger than for men. These results seem to confirm that skills matter also for employment in agriculture due to on-going modernization, but still there is a considerable gap in demand for skills between non-agriculture and agriculture.

The economic recovery matters for employment opportunities outside agriculture of the youngest people (both sexes) and the oldest men. This effect is smaller in agriculture and refers to the prime-aged persons (especially men) and older women.

The situation on regional labour markets similarly affects employment opportunities in both sectors: the better situation improves the probability to find employment for persons aged 15–29 and 30–54 (both sexes) and raises the likelihood of older men to remain in employment. In the agricultural sector the impact of regional labour market is stronger for the youngest and the prime-aged, while in the non-agricultural sector the effect is stronger for the oldest men.

These findings confirm that the proposed approach with three main dimensions of work ability (sex, age and sector of employment) proved to be right. Differences in impacts of determinants considered across these dimensions allow for a conclusion that effective policy measures aimed at increasing employment should be tailored-made according to patterns revealed.

LITERATURE

- Anderson K.H., Burkhauser R.V., 1985, *The Retirement-Health Nexus: a New Measure of an Old Puzzle*, „Journal of Human Resources”, no. 20, 315–330.
- Baranowska A., 2011, *The effects of fixed-term contracts on transition to adulthood in Poland*, PhD dissertation, Collegium of Economic Analyses, Warsaw School of Economics, Warsaw.
- Baranowska-Rataj A., Rynko M., 2013, *Dostosowanie sposobu organizacji czasu pracy do obowiązków rodzinnych w Polsce*, Studia Demograficzne, no. 2/164, 59–79.
- Bengston V., Allen K., 1993, *The life course perspective applied to families over time*, [in:] P. G. Boss, W. J. Doherty, R. LaRossa, W. R. Schumm, S. K. Steinmetz (eds.), *Sourcebook of family theories and methods: A contextual approach* (p. 469–499), New York: Plenum Press.
- Billari F.C., Liefbroer A.C., 2010, *Towards a new pattern of transition to adulthood*, “Advances in Life Course Research”, no. 15, 59–75.
- Blöndal S., Scarpetta S., 1999, *The Retirement Decisions in the OECD Countries*, Economics Department Working Paper No. 202, OECD.
- Bohacek R., Myck M., 2008, *Czech Republic and Poland – the 50+ on Labour Markets in Transition*, [in:] A. Borsch-Supan (eds.), *First Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (2004–2007) – Starting the Longitudinal Dimension*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging (MEA).
- Bound J., 1991, *Self-reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models*, „Journal of Human Resources”, no. 14, 63–75.
- Bukowski M. (eds.), 2010, *Zatrudnienie w Polsce 2008, Praca w przebiegu życia*, Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich, Warsaw.
- Callens M., 2005, *Analysis of Cross-National Longitudinal Data, Seminar: Theory and Practice in the Analysis of Cross-National and Cross-Sectional Data*, European Science Foundation.
- Casey B., Oxley H., Whitehouse E., Antolin P., Duval R. and Leibfritz W., 2003, *Policies for an ageing society: recent measures and areas for further reform*, OECD, Economic Department Working Papers No. 369.
- Chłoń-Domińczak A., Kotowska I.E., 2012, *How Europe is preparing for advanced population ageing? Facts and policies towards ageing in Europe*, Report for the European Commission, in print.

- Currie J., Madrian B.C., 1999, *Health Insurance and the Labour Market*, [in:] Ashenfelter O., Card D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, Elsevier Science B.V.
- Disney R.F., Whitehouse E.R., 1999, *Pension plans and retirement incentives*, Pension Reform Primer series, Social Protection Discussion Paper no. 9924, World Bank, Washington, D.C., 1999.
- European Commission, 2005, *Working together for growth and jobs. A new start for the Lisbon Strategy*, COM(2005) 24 final, Brussels.
- European Commission, 2009, *Employment in Europe 2009*, Directorate-General for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities, Brussels.
- European Commission, 2011, *Employment and Social Developments in Europe*, Directorate-General for Employment, Social Affairs and Inclusion, Directorate A, Brussels.
- Goldstein H., 1999, *Multilevel Statistical Models*, London: Institute of Education, Multilevel Models Project.
- Grabowska I., 2012, *Economic activity of the older working age population in the European Union*, Zeszyty Kolegium Analiz Ekonomicznych, Szkoła Główna Handlowa, Warsaw.
- Gruber J., Wise D.A. (eds.), 1999, *Social Security and Retirement Around the World*, University of Chicago Press.
- Ilmarinen I.E., 1999, *Ageing workers in the European Union – Status and promotion of work ability, employability and employment*, Helsinki: Finnish Institute of Occupational Health, Ministry of Social Affairs and Health, Ministry of Labour.
- Ilmarinen I.E., Tuomi K., 2004, *Past, present and future of work ability*, [in:] J. Ilmarinen, S. Lehtinen (eds.), *Past, Present and Future of Work Ability, People and Work* (p. 1–25), Research Reports 65, Helsinki: Finnish Institute of Occupational Health.
- Józwiak J., Kotowska I.E., Abramowska A., 2008, *Activating older workers: policies versus opinions and Expectations*, [in:] Ch. Höhn, D. Avramov, I.E. Kotowska (eds), *People, Population Change and Policies: Lessons from the Population Policy Acceptance Study*, Springer.
- Knijn T. (eds.), 2012, *Work, Family Policies and Transitions to Adulthood in Europe*, Palgrave Macmillan.
- Kotowska I.E., Grabowska I., Stoczyński T., Strzelecki P., 2010, *Młodość i doświadczenie: rywale czy sojusznicy* [in:] M. Bukowski (eds.) *Zatrudnienie w Polsce 2008, Praca w przebiegu życia* (p. 61–103), Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich, Warszawa.
- Kotowska I.E., Sztanderska U., Wóycicka I. (eds.), 2007, *Aktywność zawodowa i edukacyjna a obowiązki rodzinne w świetle badań empirycznych w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Kotowska I.E., Wóycicka I., 2008, *Sprawowanie opieki i inne uwarunkowania aktywności zawodowej osób w starszym wieku emerytalnym*, Ministry of Labour and Social Policy.
- Kotowska, I.E., Sztanderska U., 2007, *Zmiany demograficzne a zmiany na rynku pracy w Polsce*, [in:] I.E. Kotowska, U. Sztanderska, I. Woycicka (eds.), *Aktywność zawodowa i edukacyjna a obowiązki rodzinne w świetle badań empirycznych w Polsce* (p. 13–47), Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Kreft I., De Leeuw J., 1998, *Introducing multilevel modeling*, Sage: Thousand Oaks, CA.
- Lumsdaine R.L., Mitchell O.S., 1999, *New Developments in the Economic Analysis of Retirement*, [in:] O. Ashenfelter, D. Card (eds.) *Handbook of Labor Economics* (p. 3261–3307), no. 3.
- Matysiak A., 2011, *Interdependencies Between Fertility and Women's Labour Supply*, European Studies of Population, Vol. 17, Springer.
- OECD, 2007, *Economic Policy reforms: going for growth*.
- Reday-Mulvey G., 2005, *Working beyond 60. Key Policies and Practices in Europe*, Palgrave Macmillan, London.
- Ruzik A., 2004, *Podaż pracy w ostatnim okresie kariery zawodowej*, PhD thesis, Szkoła Główna Handlowa, Warsaw.
- Schoenmaeckers R., Callens M., Vanderleyden M., Vidovicova L., 2008, *Attitudes towards population ageing and older people*, [in:] Ch. Höhn, D. Avramov, I.E. Kotowska (eds), *People, Population Change and Policies: Lessons from the Population Policy Acceptance Study*, Springer.
- Socha M., Sztanderska U., 2000, *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN.

- Strzelecki P., Kotowska I.E., 2009, *Rynek pracy*, [in]: J. Czapiński, T. Panek (eds.) *Diagnoza społeczna 2009. Warunki i jakość życia Polaków* (p. 116–138), Warsaw: Rada Monitoringu Społecznego.
- The 2012 Ageing Report: *Underlying Assumptions and Projection Methodologies*, European Economy, no. 4/2011.
- Villosio C. (eds), 2008, *European Working Conditions Survey*, European Foundation for Improvement of Living and Working Conditions.
- Vlasblom J., Nekkens G., 2001, *Regional differences in labour force activity of persons aged 55+ within the European Union*, Brussels: Eurostat.
- Yorke M., 2004, *Employability in Higher Education: what it is – what it is not*, Higher Education Academy/ESECT.

APPENDIX

Table A1. Basic statistics for all estimated models (1)

Type of the model		ICC	N	Deff
15–59/64 years old all sectors	Men	0,02	174111	17,13
	Women	0,01	166659	14,34
15–29 years old agricultural sector	Men	0,04	38822	10,37
	Women	0,02	36385	5,17
30–54 years old agricultural sector	Men	0,02	105236	14,01
	Women	0,02	110821	12,86
55–59/64 years old agricultural sector	Men	0,03	30053	5,37
	Women	0,03	19453	4,08
15–29 years old agricultural sector	Men	0,11	16276	11,44
	Women	0,16	19465	18,72
30–54 years old agricultural sector	Men	0,13	17655	13,49
	Women	0,14	15224	12,89
55–59/64 years old agricultural sector	Men	0,13	5442	4,83
	Women	0,09	3171	2,59

Source: own calculations.

Table A2. Basic statistics for all estimated models (2)

Type of the model		Type of the submodel	AIC	logLik	Deviance
15–59/64 years old all sectors	Men	M0	215357	-107676	215353
		M1	179062	-89516	179032
		M2	178787	-89373	178745
	Women	M0	225222	-112609	225218
		M1	208624	-104300	208600
		M2	198558	-99258	198516
15–29 years old non-agricultural sector	Men	M0	47629	-23812	47625
		M1	41891	-20933	41867
		M2	41778	-20874	41748
	Women	M0	49953	-24974	49949
		M1	46000	-22988	45976
		M2	45915	-22943	45885
30–54 years old non-agriculture sector	Men	M0	111779	-55887	111775
		M1	98546	-49261	98522
		M2	98308	-49139	98278
	Women	M0	141997	-70996	141993
		M1	130913	-65444	130889
		M2	130648	-65309	130618
55–59/64 years old non-agricultural sector	Men	M0	39495	-19745	39491
		M1	35607	-17791	35583
		M2	35442	-17706	35412
	Women	M0	22073	-11034	22069
		M1	20693	-10334	20669
		M2	20577	-10273	20547
15–29 years old agricultural sector	Men	M0	17316	-8656	17312
		M1	13029	-6503	13005
		M2	12913	-6441	12883
	Women	M0	14173	-7084	14169
		M1	11480	-5728	11456
		M2	11382	-5676	11352

Type of the model		Type of the submodel	AIC	logLik	Deviance
30–54 years old agricultural sector	Men	M0	10902	-5449	10898
		M1	10157	-5066	10133
		M2	10084	-5027	10054
	Women	M0	10903	-5450	10899
		M1	10338	-5157	10314
		M2	10283	-5127	10253
55–59/64 years old agricultural sector	Men	M0	6747	-3371	6743
		M1	6516	-3246	6492
		M2	6477	-3255	6449
	Women	M0	4296	-2146	4292
		M1	4193	-2084	4169
		M2	4164	-2067	4134

Source: own calculations.

DEVELOPMENTS OF EMPLOYMENT BY BROAD
AGE-GROUPS IN POLAND IN THE YEARS
1998–2008. DO THEIR DETERMINANTS DIFFER?

ABSTRACT

The latest Eurostat projections show that both population and labour force ageing change employment profiles by age in the European Union countries even in case of an increase in labour force participation and employment (The 2012 Ageing Report). My research question is how basic individual (such as age, education, household position, place of residence) and contextual characteristics (such as the business cycle and the regional labour market situation) influence on employment opportunities in Poland. I test whether the impact of different factors varies with age, which has been categorized to reflect different stages of the life course: youth and young adults (15–29 years old), prime aged (30–54 years old), and older workers (for women: 55–59, for men: 55–64). To answer the research question three types of multilevel logistic models were applied: (a) general models with age as one of the basic determinants, (b) models for each age group for non-agriculture and agriculture. The data used come from the Polish Labour Force Survey (BAEL) of the years 1998–2008 and regional labour market data.

The analysis reveals that there are differences in influence of individual and context variables on employment odd ratios between age groups, sex and employment sectors.

Keywords: employment profiles, age groups, employment determinants, work ability.

Agnieszka Fihel

Ośrodek Badań nad Migracjami Uniwersytetu Warszawskiego
a.fihel@uw.edu.pl

Magdalena Muszyńska

Instytut Statystyki i Demografii
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
mmuszyns@sgh.waw.pl

Wiktoria Wróblewska

Instytut Statystyki i Demografii
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
wwrobl@sgh.waw.pl

UMIERALNOŚĆ Z PRZYCZYN NIEZNANYCH I NIEDOKŁADNIE OKREŚLONYCH ORAZ JEJ TRWAŁE ZRÓŻNICOWANIE TERYTORIALNE W POLSCE¹

WSTĘP

Dzięki rzetelnym i dokładnym danym epidemiologicznym możliwe jest prawidłowe określenie celów polityki zdrowotnej państwa oraz ocena jej skuteczności. Wśród danych odnoszących się do zdrowia i zachorowalności szczególne miejsce zajmują informacje o zgonach i ich przyczynach. Dane te zbierane są w trybie ciągłym, systematycznym i obowiązkowym. Przyczynia się to aktualności i kompletności tych danych, choć sama organizacja systemu ich pozyskiwania nie przesądza o ich wysokiej jakości. Jednym z czynników utrudniającym pełną ocenę sytuacji zdrowotnej ludności na podstawie statystyki zgonów jest rejestracja zgonów z przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonymi (NN).

¹ Tekst powstał w ramach grantu finansowanego przez Narodowe Centrum Nauki „Terytorialne zróżnicowanie umieralności w Polsce” nr 2011/01/B/HS4/04797. Autorki pragną podziękować anonimowym Recenzentom za wartościowe uwagi, które przyczyniły się do powstania ostatecznej wersji tekstu.

W Polsce orzekanie zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych jest zjawiskiem stosunkowo częstym. Przyczyny te oznaczone są w 10-tej rewizji (nowelizacji) Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób i Problemów Zdrowotnych (*International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems*, ICD) za pomocą kodów R00-R99. W 2010 roku przyczyny NN dotyczyły 6,5% wszystkich osób zmarłych, stanowiąc tym samym trzecią, po chorobach układu krążenia i nowotworach, najważniejszą grupę przyczyn zgonów (Wojtyniak i inni 2012b). W Unii Europejskiej tylko kilka krajów wyprzedza Polskę pod względem skali orzecznictwa zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych: Grecja i Portugalia (po 9,5% zgonów w 2010 roku), Dania (8,5% w 2009 roku) i Francja (8,3% w 2010 roku). Warto zauważyć, że od czasu przyjęcia 10-tej rewizji Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób w 1997 roku i zakończenia strajku lekarzy w 1999 roku odsetek zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych w Polsce systematycznie spada², jednak dystans dzielący nasz kraj od pozostałych członków Unii Europejskiej utrzymuje się na prawie stałym poziomie (Ryc. 1). W Polsce zgony z przyczyn NN orzeka się stosunkowo często w przypadku 30-, 40- i 50-latków i jest to kolejna zasadnicza różnica w stosunku do praktyki stosowanej w innych krajach europejskich, w których zgony te rozpoznaje się przede wszystkim w pierwszych latach życia oraz – w dalszej kolejności – w okolicach 30-tego roku życia.

Wysoki odsetek zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych spowodował, iż w opracowaniu wydanym pod auspicjami Światowej Organizacji Zdrowia Polska została zaliczona do krajów o niskiej jakości danych odnoszących się do umieralności³ (Mathers i in. 2005). W literaturze przedmiotu przywoływany jest jednak argument, iż częsta rejestracja przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych może świadczyć o ostrożności lekarzy orzekających o zgonie i jego okolicznościach, dzięki czemu zgony, co do których przyczyn istnieją wątpliwości nie są błędnie przypisane innym przyczynom. Z kolei we Francji orzeka się przyczyny nieznanne i niedokładnie wobec wszystkich zgonów, wobec których toczą się czynności dochodzeniowo-śledcze (Bijak 2003). Dlatego niski odsetek zgonów z przyczyn NN nie świadczy automatycznie o dobrej jakości danych statystycznych, czego

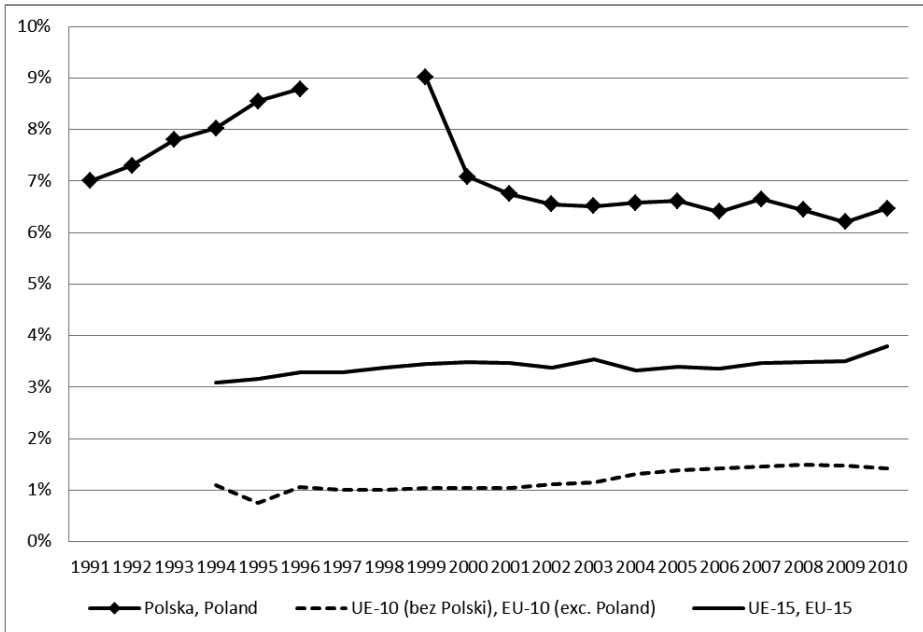
² Akcja protestacyjna polegała między innymi na odstąpieniu od obowiązku wypełnienia karty zgonu w zakresie przyczyn zgonu i chorób towarzyszących, i dlatego informacji tych brakuje w odniesieniu do 20% zgonów mających miejsce w latach 1997–1998. W sprawozdawczości Głównego Urzędu Statystycznego dane te ujęte zostały w odrębnej kategorii, jako zgony bez podania przyczyny, a nie jako zgony z powodu przyczyn nieznanych. Strajk został ostatecznie zakończony w 2002 roku, jednak już po 1999 roku jego skala była marginalna.

³ Oprócz rozdziału „objawy, cechy chorobowe oraz nieprawidłowe wyniki badań klinicznych...” autorzy zaliczyli do przyczyn niedokładnie określonych zdarzenia o nieokreślonym zamiarze (kody Y10-Y34 i Y87.2 w 10-tej rewizji Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób i Problemów Zdrowotnych), choroby układu krążenia bez konkretnej diagnozy (I46, I47.2, I49.0, I50, I51.4-I51.6, I51.9, I70.9) i wybrane nowotwory złośliwe o niedokładnie określonym umiejscowieniu (C76, C80, C97).

często cytowanym w literaturze przedmiotu przykładem pozostaje Rosja⁴, w której przyczyny te były orzekane w latach 1970–1989 niezwykle rzadko, bo w odniesieniu do mniej niż 1% wszystkich zgonów (Meslé 2002).

Ryc. 1. Odsetek zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych* wśród wszystkich zgonów w Polsce i Unii Europejskiej**, 1991–2010***

Fig. 1. *Deaths due to unknown and ill-defined causes* as percentage of all deaths in Poland and European Union**, 1991–2010****



* Kody R00-R99 według 10-tej rewizji lub 780-799 według 9-tej rewizji ICD. ** UE-10 (bez Polski): Cypr, Republika Czeska, Estonia, Litwa, Łotwa, Malta, Słowacja, Słowenia, Węgry; UE-15: Austria, Belgia, Dania, Finlandia, Francja, Grecja, Hiszpania, Holandia, Irlandia, Luksemburg, Niemcy, Portugalia, Szwecja, Wielka Brytania, Włochy. *** Braki danych dla lat 1997–1998 spowodowane strajkiem polskich lekarzy.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (2013).

* *Codes R00-R99 according to the 10th ICD revision and codes 780-799 according to the 9th revision.* ** *EU-10 (excluding Poland): Cyprus, Czech Republic, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Malta, Slovakia, Slovenia; EU-15: Austria, Belgium, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Ireland, Italy, Luxembourg, the Netherlands, Portugal, Spain, Sweden, the United Kingdom.* *** *No data available for Poland for 1997–1998 due to protest of medical doctors.* Source: own elaboration based on Eurostat (2013).

W ogólności, zjawisko częstego orzekania przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych jest niekorzystne dla statystyki zdrowia publicznego przynajmniej

⁴ Rosyjska Federacyjna Socjalistyczna Republika Radziecka.

z dwóch powodów: po pierwsze, utrudnia ono ocenę sytuacji epidemiologicznej i zdrowotnej populacji. Ma to tym większe znaczenie, gdy istnieją przesłanki świadczące o tym, że przyczyny NN są zdecydowanie częściej orzekane w przypadku wybranych grup ludności lub zdecydowanie częściej „zastępują” wybrane, dokładnie określone przyczyny. W przywołanej już Rosji udział przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych wzrósł w latach 90. XX wieku z 0,8 do 4% wszystkich zgonów mężczyzn i z 0,8 do 5,5% zgonów kobiet. Gavrilova i in. (2008) pokazali, że za wzrost ten odpowiedzialna była przede wszystkim nieprawidłowa klasyfikacja zewnętrznych przyczyn zgonu o nieokreślonym zamiarze⁵, w stosunku do których nie można było sprecyzować, czy zgon nastąpił w wyniku wypadku, zamierzonego samouszkodzenia, czy napaści. Po drugie, zjawisko częstego orzekania przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych bardzo utrudnia prowadzenie międzynarodowych porównań trendów z dziedziny umieralności według przyczyn (Bijak 2003; por. też dla Czech, Francji i Polski: Pechholdová i Fihel 2013). W demograficznych badaniach poświęconych umieralności stosuje się najczęściej praktykę polegającą na proporcjonalnym rozszacowaniu zgonów z przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych pomiędzy przyczyny określone (Meslé 2002). Tak przygotowane statystyki są używane do porównań międzynarodowych. Praktyka ta jest jednak nieprawidłowa, jeśli w danym kraju przyczyny NN orzeka się częściej zamiast jednej lub kilku wybranych przyczyn dokładnie określonych. Dla Polski Bijak (2003) pokazał, iż w województwach o niskim orzecznictwie zgonów z powodu cukrzycy orzecznictwo przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych jest istotnie wyższe, i *vice versa*, co może świadczyć o tym, że w praktyce kodyfikacyjnej przyczyny NN mogą być stosunkowo często orzekane zamiast cukrzycy, a występowanie tej ostatniej w Polsce (jako przyczyny zgonu) może być niedoszacowane w danych statystyki publicznej.

Powyższy wynik pokazuje, że w przypadku Polski ostrożność lekarzy nie jest główną przyczyną częstego rejestrowania przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych i że występują lokalne różnice w orzekaniu przyczyn zgonu, w tym przyczyn NN. Na szczególną uwagę zasługują dane zawarte w *Atlasie umieralności ludności Polski* (Wojtyniak i in. 2012b), które świadczą o prawidłowości sąsiedowania ze sobą obszarów o zbliżonych wskaźnikach umieralności dla większości analizowanych przyczyn⁶. Dotyczy to także przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych⁷, których wysoki poziom rejestracji obserwowany jest w sąsiadujących ze sobą powiatach województwa dolnośląskiego, lubelskiego, lubuskiego, łódzkiego, a stosunkowo

⁵ Chodzi o kategorie *Y10-Y34* w 10-tej rewizji Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób i Problemów Zdrowotnych.

⁶ Pokazują to również inne analizy, na przykład w odniesieniu do schorzeń układu sercowo-naczyniowego (Kupś i in. 2008), nowotworów (m.in. Zatoński i Tyczyński 1999) oraz innych chorób (Bijak 2003).

⁷ W cytowanej pracy przyczyny nieznanymi i niedokładnie określone obejmowały kategorie *R95-R99*, które stanowią ponad połowę zgonów zarejestrowanych za pomocą kodu *R*.

niski poziom – w sąsiadujących ze sobą powiatach województwa małopolskiego, mazowieckiego, pomorskiego, warmińsko-mazurskiego. Takie terytorialne „skupianie się” regionów charakteryzujących się wysokim – lub niskim – poziomem rejestracji umieralności z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych świadczyć może o znaczeniu lokalnych praktyk kodyfikacyjnych dla orzekania o przyczynach zgonu.

Celem niniejszego artykułu jest analiza terytorialnego zróżnicowania umieralności z przyczyn zgonów uznawanych jako nieznanie i niedokładnie określone na poziomie powiatów, a w szczególności pokazanie, iż zróżnicowanie to ma charakter trwały (w czasie) oraz że istnieje tendencja do powstawania (i utrzymywania się w czasie) terytorialnych skupisk regionów o podobnej skali orzecznictwa przyczyn NN. Dokonano jej na poziomie powiatów na podstawie statystyki *I* Morana, która służy weryfikacji hipotezy dotyczącej istnienia terytorialnych skupisk regionów o podobnym natężeniu danego zjawiska, w tym przypadku skali orzekania zgonów z przyczyn NN. Wzorce przestrzenne dla lat 2006–2010 zostały skontrastowane z sytuacją w latach 1991–1995 oraz pogłębioną analizą wzorca terytorialnego dotyczącego zmian pomiędzy tymi dwoma okresami. W dalszej części omawiane są możliwe przyczyny wysokiej i niejednorodnej terytorialnie rejestracji zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych oraz możliwe środki zaradcze.

DANE WYKORZYSTANE W BADANIU ORAZ METODA ANALIZY

Dane wykorzystane w niniejszej analizie pochodzą z Głównego Urzędu Statystycznego. Baza danych zawierała informację dotyczącą wszystkich zgonów według płci i wieku w powiatach (jednostki terytorialne LAU-1) oraz liczbę ludności według tych samych charakterystyk i stanu na 30 czerwca badanego roku. Sytuacja bieżąca opisana została na podstawie danych z lat 2006–2010 ze względu na to, iż były to ostatnie dostępne lata w momencie analizy. Wybór lat 1991–1995 do porównań rozwoju zjawiska w czasie podyktowany był tym, iż rok 1991 był rokiem o najwyższym poziomie umieralności, po którym rozpoczął się systematyczny spadek umieralności w Polsce. Przełomowe lata 1989–1990 cechował tymczasowy wzrost umieralności (Nolte i in. 2000) i dlatego rok 1991 stanowi punkt wyjściowy analiz przeprowadzonych w tym opracowaniu. Obliczenia wykonane zostały dla pięcioletnich grup wieku oraz pięciu lat kalendarzowych w celu eliminacji wahań przypadkowych, które byłyby spowodowane niską liczebnością podgrup ludności podlegających analizie.

Jako przyczyny nieznanie i niedokładnie określone zdefiniowano kategorie przyczyn należące do 18-ego rozdziału 10-tej rewizji Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób i Problemów Zdrowotnych: „objawy, cechy chorobowe oraz nieprawidłowe wyniki badań klinicznych i laboratoryjnych niesklasyfikowane gdzie indziej” (kody *R00-R99*), lub w przypadku 9-tej rewizji, należące do 16-ego roz-

działu: „objawy, oznaki i stany niedokładnie określone” (kody 780-799). Chociaż w 10-tej rewizji wyróżniono ponad 90 przyczyn NN, to tylko kilka z nich jest używanych przez lekarzy orzekających w Polsce. Na przykład, spośród 24,5 tysiąca osób, które w 2010 roku zmarły z przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych w Polsce, 99,6% zaliczono do jednej z siedmiu kategorii: zatrzymanie oddechu (kod R09.2 według 10-tej rewizji ICD, 845 zgonów), starość (R54, 9 104 zgony), kacheksja (czyli znaczne zmniejszenie się masy ciała) (R64, 154 zgony), śmierć natychmiastowa (R96.0, 8 571 zgony), śmierć w ciągu pierwszych 24 godzin od pojawienia się objawów i nie dająca się wytłumaczyć inaczej (R96.1, 1 062 zgony), śmierć nieoczekiwana (R98, 540 zgonów), lub inne, niedokładnie określone i nieznanne przyczyny umieralności (R99, 4 122 zgony).

Przyjęty w pracy powyższy sposób definiowania przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych stanowi uproszczenie, ponieważ w rzeczywistości w każdym rozdziale klasyfikacji znajdują się przyczyny zgonu nie w pełni określone w zakresie miejsca rozwoju choroby, jej rodzaju, okoliczności urazu czy wypadku. Dotyczy to wszystkich kategorii, których skrótowy kod alfanumeryczny według 10-tej rewizji zakończony jest cyfrą „9”, na przykład: I70.9 – uogólniona i nieokreślona miażdżycza (przyczyna aż 28 854 zgonów w 2010 roku w Polsce) czy J18.9 – nieokreślone zapalenie płuc (7 318 zgonów). Gdyby uwzględnić wszystkie kategorie zakończone cyfrą „9”, wówczas niedokładnie określone przyczyny dotyczyłyby co drugiego (!) zgonu rejestrowanego w Polsce (Fihel 2011).

W międzynarodowej literaturze poświęconej klasyfikacji przyczyn zgonów istnieje też pojęcie *garbage codes*, czyli kategorii „śmieciowych”, „odpadowych”, „bezużytecznych”, odnoszących się do całego rozdziału R, urazów o nieokreślonym zamiarze (Y10-34, Y87.2), niesklasyfikowanych gdzie indziej nowotworów (C76, C80, C97) i chorób układu krążenia (I46, I47.2, I49.0, I50, I51.4-9, I70.9) (WHO 2013). Według najnowszej publikacji GUS (2014) odsetek zgonów z powyższych przyczyn wyniósł 27,5% w 2010 roku, a w 2012 roku – 28,3%. Oprócz powyższych przyczyn, każdy rozdział klasyfikacji zawiera kategorie „niesklasyfikowane gdzie indziej”, o „niepewnym lub nieznanym charakterze”, „niedokładnie określonym umiejscowieniu”, „nieokreślonym zamiarze” itp. O ile jednak te ostatnie są przyporządkowane konkretnym grupom przyczyn – chorobom zakaźnym i pasożytniczym, nowotworom, itd. – o tyle przyczyny zawarte w 18-tym rozdziale 10-tej rewizji (oznaczonym literą R), opierają się na bardzo nieprecyzyjnej diagnozie medycznej i nie służą lepszemu rozumieniu sytuacji epidemiologicznej, a nawet mogą ją zaburzać.

Terytorialne zróżnicowanie umieralności w Polsce opisane zostało na podstawie podstawowych statystyk dotyczących standaryzowanych odsetków zgonów ze względu na przyczyny nieznanne i niedokładnie określone w powiatach. Standaryzacji dokonano w taki sposób, iż odsetki zgonów z przyczyn NN dla poszczególnych (5-letnich) grup wieku zostały przemnożone przez strukturę wieku ludności Polski z dnia 1 stycznia 2000 roku (Human Mortality Database 2013). Na tej podstawie

obliczono jeden (standaryzowany) odsetek zgonów z przyczyn NN dla każdego powiatu. W analizie celowo posłużono się standaryzowanym procentowym udziałem zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych wśród wszystkich zgonów, ponieważ miara ta stosunkowo dobrze obrazuje różnice regionalne w sposobie orzekania o umieralności. We wcześniejszych badaniach terytorialnego zróżnicowania umieralności analizowane były standaryzowane współczynniki zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych (np. Wojtyniak i in. 2012a, b). Standaryzowane współczynniki zgonów świadczyć mogą jednak zarówno o odmiennych praktykach w zakresie orzekania przyczyn zgonów, jak i o różnicach w ogólnym poziomie umieralności pomiędzy powiatami. Dopiero analiza zróżnicowania terytorialnego w oparciu o udział zgonów nieznanych i niedokładnie określonych pozwala na ocenę różnic w sposobie orzekania przyczyn wyjściowych, gdyż nie bierze się w niej pod uwagę różnic w umieralności *per se*. Ze względu na silną dodatnią korelację na poziomie powiatów odsetków zgonów z przyczyn NN dla kobiet i mężczyzn ($r = 0,72$, wartość nie została podana w Tablicach) oraz ze względu na podobne wartości analizowanych statystyk dla obu płci, analizy w prezentowanym badaniu prowadzone były dla obu płci łącznie.

W celu odpowiedzi na pytanie, czy istnieje wzorzec przestrzenny w orzekaniu przyczyn zgonów jako nieznanne i niedokładnie określone, standaryzowane odsetki zgonów wykreślone zostały na mapach dla powiatów za pomocą programu kartograficznego MapInfo Professional (<http://www.mapinfo.com/>). Za pomocą pakietu statystycznego R (<http://www.r-project.org>) wyznaczone zostały statystyki I Morana dla standaryzowanego odsetka zgonów z przyczyny nieznanych i niedokładnie określonych w powiatach. Wartość statystyki I Morana informuje, jak duża jest zależność pomiędzy wartością statystyki w danym regionie oraz regionach bezpośrednio z nim sąsiadujących. Wyznacza się ją za pomocą wzoru:

$$I = \frac{N}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2},$$

gdzie y_i oraz y_j stanowią wartości odsetków zgonów z przyczyn NN w i -tym oraz j -tym powiecie, \bar{y} – średni odsetek dla całej Polski, N oznacza liczbę powiatów. Standaryzowane wagi przestrzenne w_{ij} obliczane są za pomocą wzoru:

$$w_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_k c_{ik}},$$

gdzie c_{ij} wynosi 1, jeśli powiat j sąsiaduje bezpośrednio z powiatem i , lub 0 w przeciwnym przypadku, zaś suma $\sum_k c_{ik}$ oznacza liczbę wszystkich powiatów bezpośrednio sąsiadujących z powiatem i (Moran 1950, cyt. za Brzozowska 2011). Sąsiedztwo

powiatów zdefiniowane zostało w badaniu jako posiadanie wspólnych granic, natomiast granice ustalone zostały na podstawie podkładów kartograficznych dostępnych na <http://www.gadm.org/>.

Statystyka *I* Morana może teoretycznie przyjmować wartości spoza zakresu od -1 do 1 . Interpretuje się ją w klasyczny sposób: wartość -1 oznacza maksymalne zróżnicowanie sąsiadujących ze sobą regionów, 0 – brak zależności przestrzennej, oraz 1 – całkowite grupowanie regionów ze względu na poziom zjawiska (Mitchell 2005, Gatrell i Elliott 2009).

W części analiz, która dotyczyła zmian w czasie (pomiędzy latami 1991–1995 oraz 2006–2010) terytorialnego zróżnicowania umieralności ze względu na przyczyny nieznanne i niedokładnie określone w Polsce, porównane zostały podstawowe statystyki standaryzowanych odsetków zgonów ze względu na przyczyny NN w powiatach. Jednocześnie w celu pokazania trwałości terytorialnego wzorca zróżnicowania orzecznictwa przyczyn NN w Polsce wyznaczone zostały podstawowe miary statystyczne (średnia, odchylenie standardowe, współczynnik zmienności, wartość minimalna i maksymalna oraz centyle) oraz współczynnik regresji między poziomem zjawiska w dwóch badanych okresach, a także statystyka *I* Morana dla zmiany w standaryzowanym odsetku zgonów w powiatach (różnica między stanem w okresie 2006–2010 a stanem w latach 1991–1995).

WYNIKI DLA LAT 2006–2010

W latach 2006–2010 w Polsce rejestrowano średnio 6,4% zgonów z przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych. W miastach i na wsiach odsetek ten był bardzo zbliżony, a test istotności dla dwóch średnich nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy zakładającej taki sam średni poziom zjawiska w tych lokalizacjach⁸. W ujęciu wojewódzkim odsetek ten był bardziej zróżnicowany. Na przykład, w 2010 roku wynosił on od 1% na Warmii i Mazurach⁹ do prawie 10% w województwie łódzkim. Na poziomie powiatów różnice te były jeszcze większe: w latach 2006–2010 wartość odsetka zmieniała się od mniej niż 1,5% w powiecie żywieckim, tczewskim, starogardzkim czy pszczyńskim, do ponad 20% w powiecie puławskim, leszczyńskim, ryckim i Lublinie, oraz aż 33% w powiecie świdnickim (Tablica 1). Współczynnik zmienności dla powiatów wyniósł 58,9%. Wynik ten wskazuje na widoczny, choć umiarkowany poziom zróżnicowania w orzekaniu przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych w polskich regionach.

⁸ Test wykonano dla rozkładu t-studenta dla roku 2010 dla regionów miejskich i wiejskich w poszczególnych województwach.

⁹ Przypadek Warmii i Mazur jest zresztą wyjątkowy: w ciągu dekady 2000–2010 udział nieznanymi i niedokładnie określonych przyczyn wśród wszystkich przyczyn spadł z ponad 14% do mniej niż 1%.

Tablica 1. Podstawowe charakterystyki odsetka zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych (NN) w latach 1991–1995 i 2006–2010

Table 1. Main characteristics of percentage of deaths due to unknown and ill-defined causes, 1991–1995 and 2006–2010

Charakterystyki <i>Characteristics</i>	1991–1995	2006–2010
Odsetek zgonów z przyczyn NN <i>Percentage of deaths due to unknown and ill-defined causes</i>	7,7	6,4
Statystyki standaryzowanego odsetka zgonów z przyczyn NN dla powiatów <i>Statistics of standardized percentage of deaths due to unknown and ill-defined causes in counties</i>		
Średnia* <i>Average*</i>	5,1	6,5
Odchylenie standardowe <i>Standard deviation</i>	3,5	3,8
Współczynnik zmienności (w %) <i>Coefficient of variation (in %)</i>	68,4	58,9
Min	0,4	1,3
Max	24,2	32,6
5-ty centyl <i>5th percentile</i>	1,17	2,16
95-ty centyl <i>95th percentile</i>	11,68	13,44

* Średnia arytmetyczna obliczona dla powiatów różni się od odsetka dla całej Polski, ponieważ nie uwzględniono różnic w liczebnościach osób zmarłych w powiatach.

Źródło: obliczenia własne na podstawie GUS (2013).

* *The average calculated for counties (powiats) differs from the percentage for Poland because it was not adjusted according to numbers of deaths in counties.*

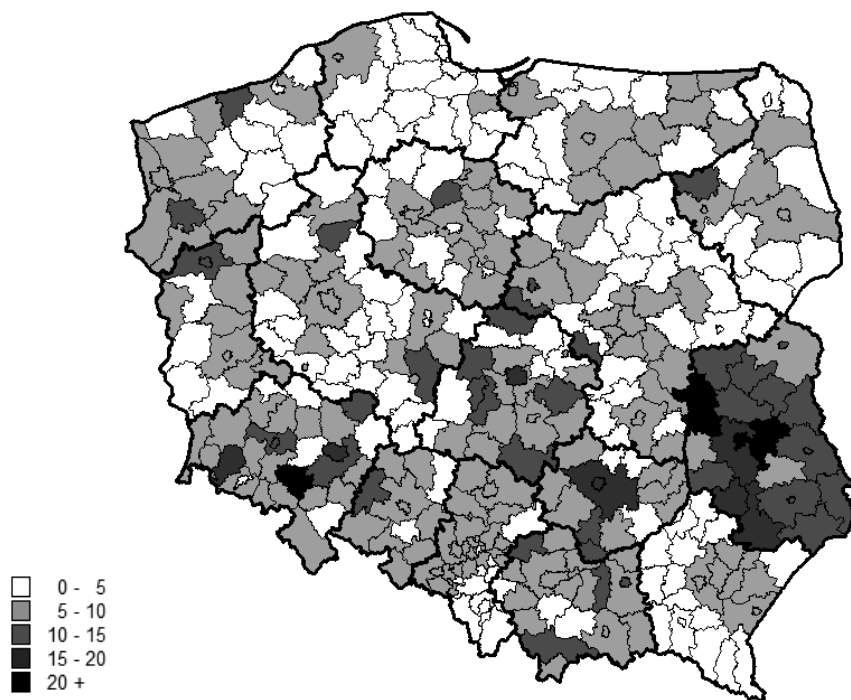
Source: own elaboration based on GUS (2013).

Na Ryc. 2 widoczne są skupiska powiatów, w których stosunkowo często rejestruje się zgony z przyczyn NN. Dotyczy to, na przykład, w województwie lubelskim, powiatu lubelskiego, świdnickiego, łęczyńskiego i puławskiego, a w województwie łódzkim – poddębickiego, zduńsko-wolskiego i łaskiego. Widać także skupiska powiatów, w których zgony takie rejestruje się stosunkowo rzadko, na przykład w znacznej części województwa kujawsko-pomorskiego oraz północnej części Mazowsza. Trzeba jednak przyznać, iż skupianie się powiatów o podobnych odsetkach zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych ma umiarkowaną siłę, co potwierdza statystyka *I* Morana dla terytorialnej autokorelacji pomiędzy powiatami o wartości 0,419 (istotność statystyczna na poziomie $\alpha \leq 0,001$). Jest to wynik podobny do wartości uzyskanej przez zespół B. Wojtyniak (Wojtyniak i in. 2012b), obliczonej na podstawie standaryzowanego wskaźnika umieralności dla przyczyn R95-R99 dla lat 2008–2011¹⁰.

¹⁰ Wartość uzyskana dla mężczyzn wyniosła 0,418, dla kobiet zaś 0,377 (Wojtyniak i in. 2012b).

Ryc. 2. Standaryzowany odsetek zgonów z przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych w latach 2006–2010

Fig. 2. Standardized percentage of deaths due to unknown and ill-defined causes in 2006–2010



Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2013).

Source: own elaboration based on GUS (2013)

Dokładniejsza analiza danych wskazuje na istotne różnice w odniesieniu do struktury przyczyn nieznanymi i niedokładnie określonych. Na przykład, na Warmii i Mazurach 99% zgonów z przyczyn niedokładnie określonych zarejestrowano w 2010 roku w odniesieniu do starości (kod R54). W tym samym roku w województwie zachodniopomorskim starość dotyczyła zaledwie 11% zgonów nieznanymi i niedokładnie określonych, a najczęstszą przyczyną z rozdziału „R” była śmierć w ciągu pierwszych 24 godzin od pojawienia się objawów, nie dająca się wytłumaczyć inaczej (R96.1, 43% zgonów nieznanymi i niedokładnie określonych). W województwie dolnośląskim i zachodniopomorskim stosunkowo często rejestrowano zgony z powodu zatrzymania oddechu (R09.2), które stanowiły, odpowiednio, 17% i 29% wszystkich zgonów nieznanymi i niedokładnie określonych. Ta przyczyna praktycznie nie była orzekana w pozostałych regionach kraju. Nie licząc Warmii i Mazur, odsetek nie w pełni zdiagnozowanych stanów chorobowych i nieznanymi przyczyn zgonu (R95-R99) wśród wszystkich przyczyn NN wahał się od 22% na Pomorzu do 61% na Ziemi Lubuskiej. Jest wątpliwe, by to sytuacja epidemiologiczna determi-

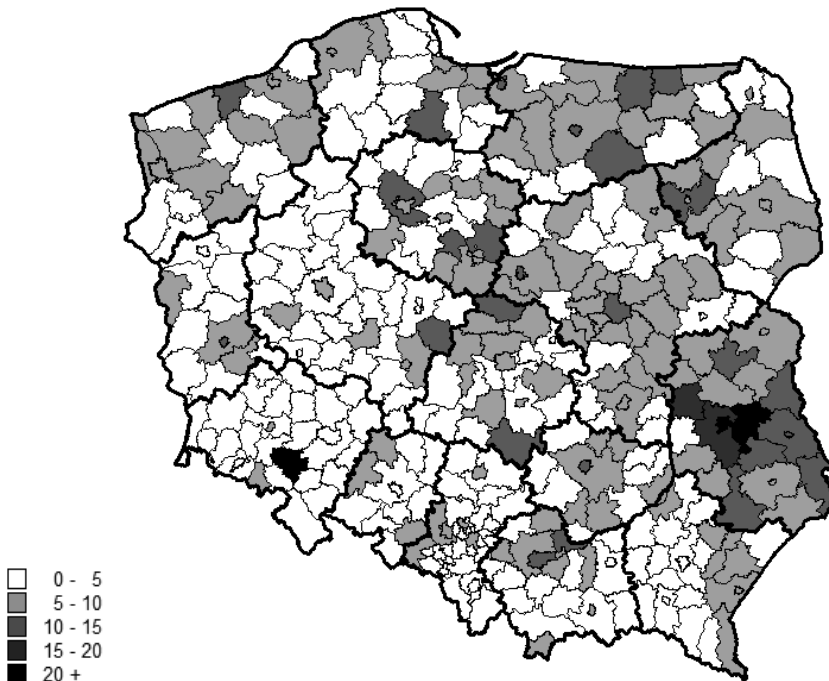
wała tak duże różnice w strukturze przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych. Wynik ten wskazuje na występowanie w polskich regionach odmiennych praktyk kodyfikacyjnych.

WYNIKI DLA LAT 1991–1995 W PORÓWNANIU Z LATAMI 2006–2010

W latach 1991–1995 blisko 8% zgonów orzeczonych zostało w Polsce jako zgony z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych, co stanowiło nieznacznie wyższy odsetek niż w latach 2006–2010 (Tablica 1). Udział zgonów z przyczyn NN oscylował od 0,4% (powiat żagański i rawicki) do 24% (powiat świdnicki), a współczynnik zmienności wyniósł 68,4%, czyli o 10 punktów procentowych więcej niż 15 lat później (Tablica 1). Spadek zróżnicowania terytorialnego w okresie transformacji ustrojowej mierzony za pomocą miary względnej, jaką jest współczynnik zmienności, współwystępował jednak ze wzrostem zróżnicowania w wymiarze absolutnym: odchylenie standardowe wzrosło z 3.5% do 3.8%.

Ryc. 3. Standaryzowany odsetek zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych w latach 1991–1995

Fig. 3. Standardized percentage of deaths due to unknown and ill-defined causes in 1991–1995

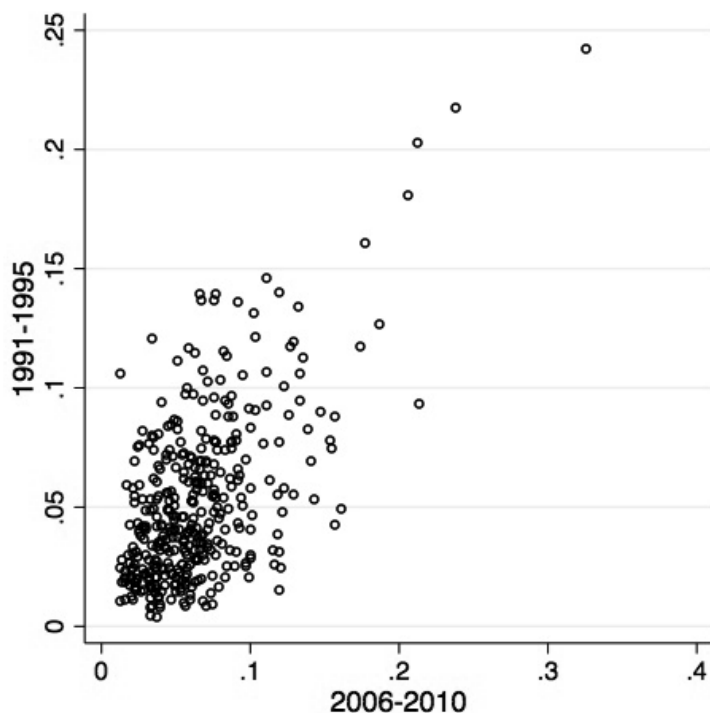


Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2013).
Source: own elaboration based on GUS (2013).

Podobnie jak w późniejszym okresie, w latach 1991–1995 widać było skupiska powiatów o stosunkowo częstym (np. w województwie lubelskim) i stosunkowo rzadkim (np. w województwie wielkopolskim) orzekaniu przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych (Ryc. 3). Statystyka *I* Morana dla terytorialnej autokorelacji pomiędzy powiatami wyniosła 0,417 (istotność statystyczna na poziomie $\alpha \leq 0,001$), co świadczy o równie umiarkowanej jak w okresie 2006–2010 tendencji do tworzenia się skupisk powiatów o zbliżonych wartościach. Jednocześnie terytorialny wzorec tych skupisk był bardzo podobny w obu okresach (por. Ryc. 2 i 3), a współczynnik korelacji *r* Pearsona pomiędzy odsetkami zgonów z przyczyn NN w powiatach między badanymi okresami wyniósł $r = 0,60$ i był istotny statystycznie (na poziomie $\alpha \leq 0,05$, Ryc. 4). Wynik ten wskazuje na utrzymywanie się w czasie lokalnych praktyk kodyfikacyjnych w polskich powiatach.

Ryc. 4. Standaryzowany odsetek zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych w powiatach, 1991–1995 oraz 2006–2010*

Fig. 4. Standardized percentage of deaths due to unknown and ill-defined causes in counties, 1991–1995 and 2006–2010*



* Wsp. *r* Pearsona wynosi 0.6, $\alpha \leq 0,05$.

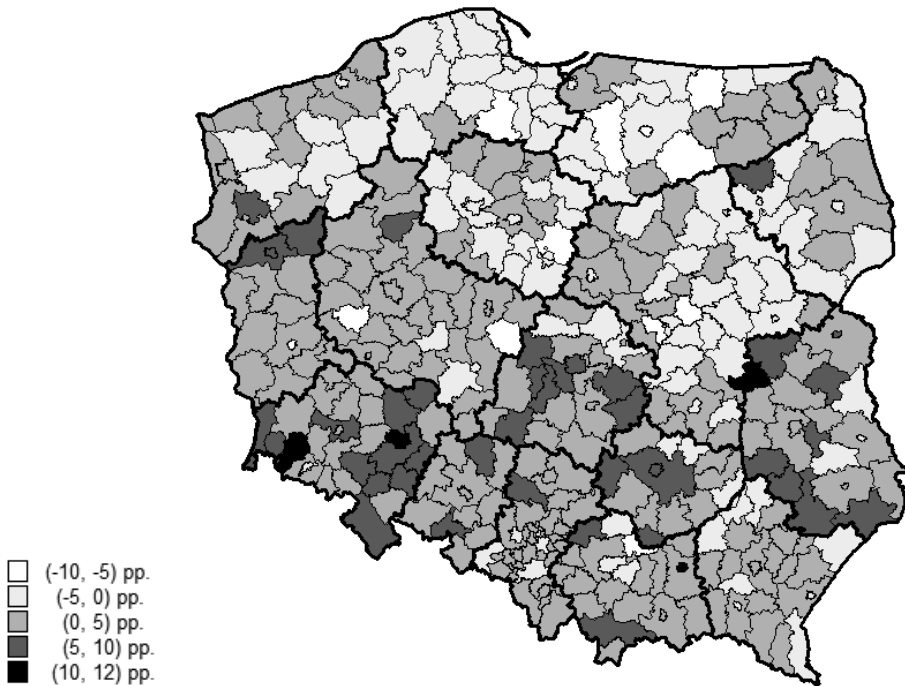
Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2013).

* *Pearson's r* = 0.6, $\alpha \leq 0,05$.

Source: own elaboration based on GUS (2013).

Jak już wspomniano, w okresie 2006–2010 rzadziej niż na początku lat 1990-tych orzekano zgony z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych. Można zaobserwować pewną zależność, choć niewątpliwie słabą, iż wzrost odsetka zgonów z tychże przyczyn miał miejsce w powiatach, w których skala ich orzecznictwa była początkowo stosunkowo niska (Ryc. 5). Trudno stwierdzić, co mogło być przyczyną tego zjawiska. Wyjątek od tej reguły stanowiły powiaty, w których mimo wysokiego odsetka zgonów z przyczyn NN w latach 1990-tych zarejestrowano stosunkowo duży wzrost w późniejszym okresie, jak na przykład w powiecie świdnickim (województwo dolnośląskie), mieście Lublin, powiecie łęczyńskim, puławskim oraz lubelskim (wszystkie w województwie lubelskim). Najsilniejszy wzrost odsetka wystąpił w powiecie ryckim (województwo lubelskie), lwóweckim i mieście Wrocław (oba w województwie dolnośląskim).

Ryc. 5. Różnica w standaryzowanym odsetku zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych pomiędzy okresem 2006–2010 i 1991–1995, w punktach procentowych (pp)
Fig. 5. Difference in standardized percentages of deaths due to unknown and ill-defined causes between 2006–2010 and 1991–1995, in percentage points (pp)



Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2013).
Source: own elaboration based on GUS (2013).

PRAKTYKA ORZECZNICTWA O PRZYCZYNACH ZGONU W POLSKIEJ STATYSTYCE PUBLICZNEJ

W analizowanych okresach, 1991–1995 i 2006–2010, funkcjonowały dwa różne systemy orzecznictwa o przyczynach zgonu. Na początku lat 1990-tych obowiązywała 9-ta rewizja Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób, a przyczynę zgonu ustalał lekarz stwierdzający zgon lub przeprowadzający na wniosek prokuratora lub sądu sekcję zwłok. Wprowadzenie 10-tej rewizji Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób w 1997 roku oznaczało reorganizację i nowocześniejsze systemu orzecznictwa¹¹. Zgodnie z Ustawą o statystyce publicznej z 1995 roku (Dz.U. 1995, nr 85, poz. 439, z późniejszymi zmianami) lekarz prowadzący chorego, stwierdzający zgon lub przeprowadzający sekcję zwłok jedynie wpisuje słowną informację dotyczącą bezpośredniej, wtórnej i wyjściowej przyczyny zgonu. Dokument ten jest przekazywany tzw. lekarzowi orzekającemu o wyjściowej przyczynie zgonu, współpracującemu z regionalnym urzędem statystycznym, który to lekarz ostatecznie ustala przyczynę wyjściową zgonu. W przypadku niepewności lekarz-orzecznik powinien zasięgnąć dodatkowych informacji u lekarza, który stwierdził zgon lub odwołać się do pomocy instytutów medycznych wyznaczonych przez Ustawę. Trzeba podkreślić, iż lekarze orzekający o wyjściowej przyczynie zgonu są osobami o długoletniej praktyce lekarskiej, dużym doświadczeniu, wysoce specjalistycznej wiedzy medycznej i znajomości reguł kodyfikacyjnych sformułowanych przez Światową Organizację Zdrowia. Prawdopodobnie to właśnie ich wiedza i doświadczenie przyczyniły się do spadku rejestracji zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych po wprowadzeniu 10-tej rewizji Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób.

Równocześnie jednak lekarze-orzecznicy (jest ich w Polsce około 35, por. GUS 2007) mogą mieć własne, często odmienne praktyki i zwyczaje kodyfikacyjne, które mogą tłumaczyć regionalne różnice w orzekaniu przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych. Dużo zależy od sprawowanego przez nich nadzoru nad lekarzami stwierdzającymi zgon. Ci ostatni mogą pochopnie wypełniać karty zgonu, na przykład wpisując przyczynę nieznaną lub niedokładnie określoną, taką jak śmierć nieoczekiwana (*R98*), lub w ogóle nie wpisywać bezpośredniej, wtórnej ani wyjściowej przyczyny. Może to wynikać z niechęci lekarzy do wypełniania dokumentacji medycznej, obowiązku będącego – zdaniem lekarzy – formalnością niepotrzebną, nieistotną dla statystyki publicznej (Susło 2011).

Częsta rejestracja zgonów z przyczyn NN może też wynikać z niepewności lekarzy stwierdzających zgon co do procesów lub okoliczności zdarzeń prowadzących do śmierci, zwłaszcza przy braku informacji o historii choroby czy nieznaności pacjenta. W takich przypadkach lekarze wolą nie wypełniać karty zgonu w zakresie przyczyn niż wpisać diagnozę nieprawidłową lub taką, co do której nie mają pew-

¹¹ Szerzej o tym w m.in. Fihel (2011).

ności. Wyniki przedstawionego badania sugerują, że są w Polsce regiony, w których lekarze stwierdzający zgon są bardziej – niż w innych regionach – skłonni do niedokładnego wypełniania kart zgonu, a lekarze-orzecznicy nie wyjaśniają tych przypadków. Niekiedy ma miejsce sytuacja zupełnie odmienna, kiedy lekarze stwierdzający zgon sami wpisują w kartę zgonu kod wyjściowej przyczyny zgonu, przekraczając tym samym swoje uprawnienia, ponieważ zakodowanie i ostateczne zatwierdzenie wyjściowej przyczyny zgonu jest zadaniem lekarza-orzecznika, osoby bardziej kompetentnej w dziedzinie reguł kodyfikacyjnych. O praktyce tej, niezgodnej z rozporządzeniem Ministra Zdrowia z dnia 7 grudnia 2001 roku, wspominają B. Wojtyniak i współpracownicy (2012a).

Niewątpliwie bardzo istotne znaczenie dla orzekania nieznanych i niedokładnie określonych przyczyn ma miejsce, w którym nastąpił zgon. Jeśli jest to szpital lub inny zakład opieki zdrowotnej, gdzie istnieje dokumentacja medyczna i wykonane zostały badania służące diagnostyce choroby, to wypełnienie karty zgonu w zakresie przyczyn nie powinno nastręczać większych trudności. W innej sytuacji jest lekarz, najczęściej pogotowia, wezwany do osoby, która zmarła w domu lub innym miejscu, a który nie zna osoby i nie ma dostępu do jej historii choroby, a przez to nie ma podstaw do stwierdzenia rozpoznania przyczyny zgonu, w szczególności przyczyny wtórnej i wyjściowej¹². Jeśli nie występują podejrzenia zaistnienia przyczyny kryminalnej zgonu, lekarz nie ma też podstaw do wniosku o badanie *post-mortem*. O różnicy w praktyce orzecznictwa realizowanej w zakładach opieki zdrowotnej i poza nimi świadczy to, że zgony w domach są dużo częściej rejestrowane jako te z przyczyn NN. Na przykład, w 2011 roku w domu zmarło 37% osób, w szpitalu lub innym zakładzie opieki zdrowotnej – 58%, a w innym miejscu – 6%. Tymczasem wśród osób zmarłych z przyczyn NN aż 72% zmarło w domu, jedynie 14% – w szpitalu lub innym zakładzie opieki zdrowotnej, a pozostałe 14% – w innym miejscu¹³. Stopniowa zmiana polegająca na rosnącym udziale szpitali i innych miejsc opieki zdrowotnej jako miejsc zgonu¹⁴ sprzyjać będzie zmniejszeniu skali orzecznictwa umieralności z przyczyn należących do rozdziału „R”.

Reasumując, o terytorialnym zróżnicowaniu umieralności z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych decyduje po pierwsze, staranność lekarzy stwierdzających zgon przy wypełnianiu dokumentacji medycznej oraz po drugie, dociekliwość lekarzy-orzeczników przy wyjaśnianiu okoliczności zgonu w przypadkach wątpliwych lub nieopisanych przez lekarzy stwierdzających zgon. Potwierdzają to badania, między innymi W. Jędrzychowskiego i współautorów (2001), którzy na przykładzie Krakowa pokazali pomijanie przez lekarzy stwierdzających zgon ważnych informa-

¹² Być może pełniejsze informacje o przyczynie zgonów można by uzyskać poprzez kontakt z lekarzem rodzinnym, szczególnie w przypadku osób starszych, które zmarły w domu (przyp. aut.).

¹³ Niestety, nie dysponujemy analogicznymi danymi dla każdego z powiatów lub województw, co pozwoliłoby na bardziej szczegółową analizę okoliczności orzekania przyczyn NN.

¹⁴ Na przykład, w 1990 roku 45% zgonów miało miejsce w domu i 48% w szpitalu lub innym zakładzie opieki zdrowotnej (GUS 2012).

cji o przyczynach bezpośrednich i wtórnych. Badanie zrealizowane przez Główny Urząd Statystyczny w 2005 roku w wybranych województwach Polski (GUS 2007) polegało na ponownym ustaleniu wyjściowych przyczyn w wybranych kartach zgonu. W co piątym przypadku wyjściowa przyczyna zgonu była zakodowana nieprawidłowo, a w wyniku ponownej analizy dokumentacji znacząco zmniejszyła się liczba zgonów z powodu starości (o 22%) oraz zgonów w ciągu pierwszych 24 godzin od pojawienia się objawów nie dających się wytłumaczyć inaczej (o 78%).

PODSUMOWANIE I DYSKUSJA

Skala rejestracji przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych, a także wybranych kategorii przyczyn NN jest w Polsce silnie zróżnicowana pod względem terytorialnym. Zjawisko to jest stosunkowo trwałe i ma miejsce co najmniej od początku transformacji ustrojowej. Z jednej strony występuje widoczne, choć statystycznie umiarkowane zróżnicowanie województw oraz powiatów pod względem częstości rejestracji przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych; z drugiej strony sąsiadujące ze sobą powiaty charakteryzują się podobną skalą tego zjawiska. Tego stanu rzeczy nie zmieniło wprowadzenie 10-tej rewizji i reorganizacja systemu orzekania przyczyn zgonów w 1997 roku. Wręcz przeciwnie, absolutna wartość zróżnicowania skali orzekania przyczyn NN w polskich powiatach wzrosła w badanym okresie, pomimo oddania zadania zatwierdzania przyczyn zgonów w ręce wysoce wykwalifikowanych w tym zakresie lekarzy. Wyniki te świadczą o odmiennych praktykach kodyfikacyjnych stosowanych przez lekarzy pracujących w poszczególnych regionach kraju i stwierdzających zgon oraz orzekających o przyczynach zgonu. To właśnie od ich staranności i docieklivosti zależy jakość danych dotyczących przyczyn zgonu, między innymi rzadkie (lub częste) orzekanie o przyczynach nieznanych i niedokładnie określonych.

Problemy związane z wypełnianiem kart zgonu w zakresie przyczyn nie dotyczą wyłącznie dla Polski, lecz występują one także w krajach o relatywnie dobrej jakości danych (por. np. Bijak 2003, Meslé 2006, Anderson 2011). Istnieją jednak rozwiązania, które poprawiłyby jakość polskich danych dotyczących umieralności. Do zmniejszenia odsetka zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych przyczyniłoby się położenie większego nacisku w trakcie studiów medycznych na reguły wypełniania dokumentacji oraz definiowania bezpośredniej, wtórnej i wyjściowej przyczyny zgonu. Wypełnianie kart zgonów powinno być postrzegane przez personel medyczny jako czynność ważna dla pozyskania dobrej jakości danych pozwalających na ocenę sytuacji epidemiologicznej oraz dla prowadzenia odpowiedniej polityki zdrowotnej.

Dyskusyjna jest kwestia zwiększenia liczby badań pośmiertnych. W Polsce badania *post mortem* wykonuje się stosunkowo rzadko, w przypadku około 7% zgonów, i odsetek ten pozostaje od dekady na stałym poziomie. W krajach wysoko rozwinię-

tych skala takich badań jest bardzo zróżnicowana, a od końca lat 80. obserwuje się tendencję spadkową wykonywania sekcji zwłok. Na przykład, odsetek sekcji zmalał we Francji z 15,4 (w roku 1988) do 3,7% (1997) zgonów, w Irlandii z 30,4 (1990) do 18,4% (1999), w Stanach Zjednoczonych z 26,7 (1967) do 12,4% (1993), w Szwecji z 81 (1984) do 34% (1993), a w Wielkiej Brytanii z 42,7 (1979) do 15,3% (2001) (Burton i Underwood 2007). W Polsce zwiększenie liczby sekcji zwłok łączyłoby się z dużym kosztem i nie przeciwdziałałoby pierwotnemu powodowi częstej rejestracji zgonów NN, jakim jest specyficzny sposób pracy lekarzy zaangażowanych w orzekanie przyczyn zgonu.

Poważnym problemem nie jest jedynie relatywnie duża skala orzecznictwa zgonów z przyczyn NN, ale również – a może i przede wszystkim – jej utrzymujące się i rosnące zróżnicowanie terytorialne. Zróżnicowanie to świadczy bowiem o utrzymywaniu się lokalnych praktyk odnośnie wypełniania kart zgonu i kodowania przyczyn zgonu, co utrudnia porównania międzyregionalne i ogólnopolskie. Jak wspomniano powyżej, w Polsce jest około 35 lekarzy-orzeczników, a średnia liczba kart zgonu przypadająca na jednego z nich wynosi około 10 tys. rocznie. Oznacza to, że jeden lekarz-orzecznik analizuje około 50 kart zgonu dziennie, co może stanowić zbyt duże obciążenie dla osoby chcącej wyjaśniać okoliczności wszystkich zgonów, o których informacje nie są wystarczające. Zwiększenie liczby lekarzy orzeczników na pewno spowodowałoby wydłużenie czasu poświęconego na orzeczenie przyczyny w przypadku pojedynczego zgonu. Ten dodatkowy czas mógłby zostać poświęcony kontaktowi z lekarzem stwierdzającym zgon lub lekarzem prowadzącym w celu poznania historii choroby i okoliczności zgonu.

Istnieje jednak obawa, że wzrost liczby lekarzy-orzeczników mógłby doprowadzić do jeszcze większego zróżnicowania praktyk kodyfikacyjnych w poszczególnych regionach kraju. Główny Urząd Statystyczny i Ministerstwo Zdrowia – instytucje odpowiedzialne za zbieranie danych o zgonach i ich przyczynach – organizują co roku wspólne szkolenia dla lekarzy-orzeczników; być może jednak instytucje te powinny położyć większy nacisk na zacieśnienie współpracy między lekarzami-orzecznikami pochodzącymi z różnych regionów kraju, tak by współpraca ta miała miejsce w codziennej pracy. W celu upowszechnienia wiedzy o prawidłowym podawaniu informacji o przyczynach zgonu, zapewne też z myślą o lekarzach orzekających o zgonie, na stronie internetowej GUS zamieszczono podręcznik poświadczania przyczyn zgonów w Europie oraz przykładowe, oryginalne zapisy na kartach zgonu. Równocześnie zaapelowano o „rzetelne i skrupulatne wypełnianie kart zgonów [które] powinno być zatem traktowane jako nieodzowna praktyka zwiększająca wartość merytoryczną danych o przyczynach zgonów” (GUS 2014: 2). Trudno jednak powiedzieć, czy taka pośrednia forma komunikacji z lekarzami uczestniczącymi w procesie orzekania przyczyn zgonu będzie wystarczająco efektywna.

Problemy związane z wypełnianiem kart zgonu można by w pewnym stopniu rozwiązać za pomocą elektronicznej karty pacjenta, o której wdrożeniu przez Ministerstwo Zdrowia w systemie opieki zdrowotnej w Polsce mówi się już od jakiegoś

czasu. Wprowadzenie takich kart stworzyłoby możliwość względnie łatwego dostępu lekarzy do informacji dotyczących historii choroby i wykonywanych zabiegów, a przez to podniosłoby kompletność i jakość w zakresie informacji o przyczynach zgonu. Rozwiązanie to byłoby szczególnie praktyczne w przypadku zgonów mających miejsce w domu, ponieważ lekarz-orzecznik miałby wgląd zarówno w dane dotyczące historii choroby i leczenia, jak i w informacje kontaktowe do lekarzy, którzy jako ostatni zajmowali się chorym przed jego zgonem. To właśnie w stosunku do zgonów mających miejsce w domu nadzwyczaj często orzeka się przyczyny NN, dlatego bardziej wnikliwa analiza dokumentacji osób zmarłych w domu byłaby najlepszym sposobem na zmniejszenie liczby zgonów z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych tak na poziomie lokalnym, jak i ogólnopolskim.

LITERATURA

- Anderson R., 2011, *Coding and Classifying Causes of Death: Trends and International Differences*, [w:] R. Rogers, E. Crimmins (red.), *International Handbook of Adult Mortality* (s. 467–489, t.2), Springer, Dordrecht.
- Bijak J., 2003, *Międzynarodowa porównywalność danych o zgonach według przyczyn w badaniu regionalnych różnic umieralności na przykładzie Czech, Holandii i Polski w latach 1994–1996*, „Studia Demograficzne”, nr 2/144, 3–53.
- Brzozowska Z., 2011, *Przestrzenne zróżnicowanie urodzeń pozamajątkowych w Polsce w latach 2002–2010*, „Studia Demograficzne”, nr 2/160, 59–83.
- Burton J., Underwood J., 2007, *Clinical, educational, and epidemiological value of autopsies*, „Lancet”, 369, s. 1471–1480.
- Eurostat, 2013, *Statistics – Public Health*, baza danych dostępna na stronie: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>
- Fihel A., 2011, *Umieralność według pojedynczych przyczyn zgonu: rekonstrukcja danych dla Polski 1970–2009*, „Studia Demograficzne”, nr 2/160, 3–33.
- Gatrell A. C., Elliott S. J., 2009, *Geographies of health: An introduction*, John Wiley & Sons.
- Gavrilova N., Semyonova V., Dubrovina E., Evdokushkina G., Ivanova A., Gavrilov L., 2008, *Russian Mortality Crisis and the Quality of Vital Statistics*, „Population Research and Policy Review”, 27, 5, 551–574.
- GUS, 2007, *Final report within Project No 14, Improvement of statistics of causes of death, Transition Facility 2004 – 19100.2005.001–2005.536*, raport niepublikowany, Warszawa.
- GUS, 2012, *Rocznik Demograficzny 2012*, Warszawa.
- GUS, 2013, *Baza Demografia*, baza danych dostępna na stronie: <http://demografia.stat.gov.pl/bazademografia/Tables.aspx>
- GUS, 2014, *Na co umarł pacjent – czyli, co jest wpisywane na kartach zgonów?*, GUS, Warszawa, dostępne na: <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/statystyka-przyczyn-zgonow/> (dostęp z dnia 20.05.2014).
- Human Mortality Database, 2013, *University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany)*. Dostępne na stronie: <http://www.mortality.org> (dostęp z dnia 05.07.2013).
- Jędrzychowski W., Mróz E., Wiernikowski A., Flak E., 2001, *Trafność wyboru przez lekarza wyjściowej przyczyny zgonu i kodowania danych z kart zgonów*, „Przegląd Epidemiologiczny”, 55, 3, 313–322.
- Kupść W., Piotrowski W., Kurjata B., Salaterski W., Broda G., Drygas W., 2008, *Atlas umieralności spowodowanej chorobami układu krążenia w Polsce w latach 1997–2005*, Instytut Kardiologii w Warszawie, Warszawa.

- Mathers C., Ma Fat D., Inoue M., Rao C., Lopez A., 2005, *Counting the dead and what they died from: An assessment of the global status of cause of death data*, „Bulletin of the World Health Organization”, 83, 171–177.
- Meslé F., 2002, *The registration of causes of death: Problems of comparability*, [w:] Wunsch G., Mouchart M., Duchene J. (eds.), *The Life Table. Modelling Survival and Death* (s. 171–190), European Studies of Population, EAPS, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Meslé F., 2006, *Medical Causes of Death*, [w:] G. Caselli, J. Vallin, G. Wunch (red.), *Demography. Analysis and Synthesis. A Treatise in Population Studies* (s. 45–70, vol.2), Elsevier, Amsterdam, Boston.
- Mitchell A., 2005, *The ESRI guide to GIS analysis*, tom 2: *Spatial Measurements and Statistics*, ESRI, Redlands.
- Moran P.A.P., 1950, *Notes on Continuous Stochastic Phenomena*, „Biometrika”, nr 37, 17–23.
- Nolte E., Shkolnikov V., McKee M., 2000, *Changing mortality patterns in East and West Germany and Poland II: short term trends during transition and in the 1990s*, „Journal of Epidemiology and Community Health”, 54, 899–906.
- Pechholdová M., Fihel A., 2013, *Understanding recent mortality reversal in Central Europe: case of Czech Republic and Poland*, referat prezentowany na 27 Międzynarodowym Kongresie Ludnościowym w Busan, Korea Południowa, 26–31.08.2013.
- Susło R., 2011, *Dokumentacja medyczna – uciążliwość czy ostatnia deska ratunku?*, materiał z konferencji „Prawo a Medycyna” we Wrocławiu, dostępne też na stronie: [http://www.prawoamedycyna.interpolska.pl/assets/Uploads/Prezentacje/Robert-Suslo-Dokumentacja-medycyna.pdf](http://www.prawoamedycyna.interpolska.pl/assets/Uploads/Prezentacje/Robert-Suslo-Dokumentacja-medyczna.pdf) (data dostępu 20.07.2012).
- WHO, 2013, *WHO methods and data sources for global causes of death, 2000–2011*, WHO, Genewa.
- Wojtyniak B., Jankowski K., Zdrojewski T., Opolski G., 2012a, *Regional differences in determining cardiovascular diseases as the cause of death in Poland: time for change*, „Kardiologia Polska”, 70, 7, 695–701.
- Wojtyniak B., Rabczenko D., Pokarowski P., Poznańska A., Stokwiszewski J., 2012b, *Atlas umieralności ludności Polski w latach 1999–2001 i 2008–2010*, wydanie internetowe; <http://www.atlas.pzh.gov.pl> (data dostępu 9.03.2013).
- Zatoński W., Tyczyński J. (red.), 1999, *Nowotwory złośliwe w Polsce w 1996 roku*, Centrum Onkologii, Warszawa.

MORTALITY DUE TO UNKNOWN AND ILL-DEFINED CAUSES AND ITS PERSISTENT TERRITORIAL VARIATION IN POLAND

ABSTRACT

An effective health policy can be only conducted on the basis of complete and up-to-date statistical data referring to, among others, causes of deaths. The share of deaths due to unknown and ill-defined causes constitutes one of quality indicators of data on mortality. As compared to other European countries, in Poland this share is relatively high, especially in some regions of the country. Presented analysis is devoted to spatial differences of mortality due to unknown and ill-defined causes in 1991–1995 and 2006–2010. Despite the introduction of the 10th revision of the

International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems, as well as despite the modernization of data collecting system in 1997, spatial differences remained at a constant and moderate level, which probably results from the prevalence of local coding practices. We propose possible solutions that could contribute to decrease in share of death due to unknown and ill-defined causes in Poland, among them standardization of local coding procedures concerning causes of death.

Keywords: unknown and ill-defined causes of death, mortality by causes of death, territorial / spatial diversity, Poland

SPIS TREŚCI

Nota redakcyjna	3
Anna Rybińska Motherhood after the age of 35 in Poland	7
Katarzyna Kocot-Górecka Społeczno-ekonomiczne predyktory poglądów kobiet i mężczyzn dotyczących kulturowych ról płci w Polsce	29
Izabela Grabowska Developments of employment by broad age-groups in Poland in the years 1998–2008. Do their determinants differ?	55
Agnieszka Fiel, Magdalena Muszyńska, Wiktoria Wróblewska Umieralność z przyczyn nieznanych i niedokładnie określonych oraz jej trwałé zróżnicowanie terytorialne w Polsce	83

CONTENT

Editorial note	3
Anna Rybińska	
Motherhood after the age of 35 in Poland	7
Katarzyna Kocot-Górecka	
Socio-economic predictors of women's and men's views on gender in Poland.	29
Izabela Grabowska	
Developments of employment by broad age-groups in Poland in the years 1998–2008. Do their determinants differ?	55
Agnieszka Fihel, Magdalena Muszyńska, Wiktoria Wróblewska	
Mortality due to unknown and ill-defined causes and its persistent territorial variation in Poland.	83