WSPÓŁCZESNE PROBLEMY DEMOGRAFICZNE W DOBIE GLOBALIZACJI – ASPEKTY POZYTYWNE I NEGATYWNE

„Studia Ekonomiczne”

ZESZYTY NAUKOWE
WYDZIAŁOWE
UNIWERSYTETU EKONOMICZNEGO
W KATOWICACH

WSPÓŁCZESNE PROBLEMY DEMOGRAFICZNE W DOBIE GLOBALIZACJI – ASPEKTY POZYTYWNE I NEGATYWNE

Katowice 2011

Praca współfinansowana przez Polską Akademię Nauk

Komitet Redakcyjny

Stanisław Swadźba (redaktor naczelny), Magdalena Tusińska (sekretarz),
Teresa Kraśnicka, Maria Michałowska, Celina M. Olszak

Redaktor naukowy

Maria Balcerowicz-Szkutnik

Recenzenci

Ewa Frątczak
Paweł Dittmann
Sławomir Kurek

Redaktor

Elżbieta Spadzińska-Żak

© Copyright by Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach 2011

ISBN 978-83-7246-728-7
ISSN 2083-8611

Wszelkie prawa zastrzeżone. Każda reprodukcja lub adaptacja całości bądź części
niniejszej publikacji, niezależnie od zastosowanej techniki reprodukcji,
wymaga pisemnej zgody Wydawcy

WYDAWNICTWO UNIWERSYTETU EKONOMICZNEGO W KATOWICACH

ul. 1 Maja 50, 40-287 Katowice, tel. 32 25 77 635, fax 32 25 77 643

www.ue.katowice.pl, e-mail: wydawnictwo@ue.katowice.pl

SPIS TREŚCI

WSTĘP 11

Ewa Soja: KONWERGENCJA PŁODNOŚCI KRAJÓW EUROPEJSKICH 13

Summary 19

Krzysztof Szwarc: PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE DZIETNOŚCI W POLSCE 21

Summary 30

Joanna Krupowicz: CYKLICZNOŚĆ ZMIAN ZMIENNYCH DEMOGRAFICZNYCH CHARAKTERYZUJĄCYCH PROCES URODZEŃ 31

Summary 41

Małgorzata Wróbel: WPŁYW CZYNNIKA EKONOMICZNEGO NA DZIETNOŚĆ W MIASTACH 100-TYSIĘCZNYCH I WIĘKSZYCH W POLSCE WEDŁUG REGIONÓW STATYSTYCZNYCH W LATACH 1998-2009 43

Summary 53

Anna Ojrzyńska: ESTYMACJA ODPORNA W MODELOWANIU UMIERALNOŚCI 55

Summary 63

Ewa Wędrowska, Marcin Forkiewicz: WYKORZYSTANIE MIAR DYWERGENCJI CSISZÁRA DO OCENY PODOBIEŃSTWA STRUKTURY LUDNOŚCI KRAJÓW REGIONU MORZA BAŁTYCKIEGO 65

Summary 72

Aneta Ptak-Chmielewska: POTENCJALNE WYKORZYSTANIE METOD ANALIZY HISTORII ZDARZEŃ DO ANALIZY PRZEŻYWALNOŚCI PRZEDSIĘBIORSTW – ADDYTYWNE I MULTIPLIKATYWNE MODELE RELATYWNYCH WSKAŹNIKÓW PRZEŻYCIA 73

Summary 81

Monika Papież: WYKORZYSTANIE MODELU LEE-CARTERA DO PROGNOZOWANIA WSPÓŁCZYNNIKÓW ZGONÓW W POLSCE 83
Summary 92

Sławomir Kurek, Milena Lange: PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE ZACHOWAŃ PROKREACYJNYCH W POLSCE 93
Summary 101

Witold Śmigielski: PREFERENCJE W WYBORZE PRZYSZŁYCH MODELI ŻYCIA RODZINNEGO ŁÓDZKIEJ MŁODZIEŻY AKADEMICKIEJ 103
Summary 109

Milena Lange: ZMIANY W ZACHOWANIACH PROKREACYJNYCH ŁODZIANEK – URODZENIA POZAMAŁŻEŃSKIE 111
Summary 117

Urszula Grzega: DOCHODY I WYDATKI POLSKICH GOSPODARSTW DOMOWYCH JAKO DETERMINANTA ROZWOJU RODZIN 119
Summary 127

Małgorzata Podogrodzka: RYNEK PRACY DETERMINANTĄ PRZESTRZENNEGO ZRÓŻNICOWANIA PROCESU ZAWIERANIA MAŁŻEŃSTW W POLSCE W LATACH 1990-2009 129
Summary 138

Monika Wesołowska: WYLUDNIANIE SIĘ I ZANIK WSI W WOJEWÓDZTWIE LUBELSKIM 139
Summary 146

Małgorzata Krywult-Albańska, Monika Wałaszek: PROCESY REPRODUKCJI LUDNOŚCI W EUROPIE 147
Summary 154

Anna Majdzińska: PROCESY DEMOGRAFICZNE W ŚREDNICH I DUŻYCH MIASTACH POLSKI – PODOBIEŃSTWA I RÓŻNICE ORAZ PRÓBY KLASYFIKACJI 155
Summary 166

Marcin Łuszczyk: GLOBALIZACYJNE I DEMOGRAFICZNE ZAGROŻENIA ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO – IMPLIKACJE DLA POLSKI 167
Summary 173

Katarzyna Warzecha: PORÓWNANIE POZIOMU ŻYCIA LUDNOŚCI W WYBRANYCH MIASTACH WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO 175
Summary 184

Rafał Nagaj, Piotr Szkudlarek: POLITYKA PAŃSTWA NA RYNKACH REGULOWANYCH W ASPEKCIE NIWELOWANIA BARIER WYKLUCZENIA SPOŁECZNEGO 185
Summary 193

Patrycja Zwiech: ZRÓŻNICOWANIE SYTUACJI KOBIET I MĘŻCZYZN W OBSZARZE ZATRUDNIENIA 195
Summary 202

Wiktoria Pantylej: SYTUACJA ZDROWOTNO-DEMOGRAFICZNA LUDNOŚCI UKRAINY W KONTEKŚCIE DRUGIEGO PRZEJŚCIA DEMOGRAFICZNEGO I TRANSFORMACJI EPIDEMIOLOGICZNEJ 203
Summary 209

Elżbieta Grzelak-Kostulska: TERYTORIALNE ZRÓŻNICOWANIE OBCIĄŻEŃ CHOROBAMI W POPULACJI WYBRANYCH KRAJÓW EUROPEJSKICH NA TLE CZASU TRWANIA ŻYCIA 211
Summary 218

Katarzyna Dembicz: WYSPY STAROŚCI NA MORZU DEMOGRAFICZNYM AMERYKI ŁACIŃSKIEJ 219
Summary 226

Paweł Najman, Marta Szklarska: ANALIZA PORÓWNAWCZA WPŁYWU ZMIAN PŁODNOŚCI I UMIERALNOŚCI NA STARZENIE SIĘ LUDNOŚCI W WYBRANYCH KRAJACH EUROPEJSKICH 227
Summary 233

Adam Rossmanith: STARZENIE SIĘ LUDNOŚCI W BIESZCZADACH I KARKONOSZACH 235
Summary 243

Marcin Forkiewicz, Anita Richert-Kaźmierska, Ewa Wędrowska: UWARUNKOWANIA AKTYWNOŚCI ZAWODOWEJ OSÓB STARSZYCH W OCENIE SŁUCHACZY UNIWERSYTETÓW TRZECIEGO WIEKU 245
Summary 254

Marzena Lilianna Pytel: RÓWNOWAGA PRACA – ŻYCIE A WSPÓŁCZESNE PROBLEMY DEMOGRAFICZNE W DOBIE GLOBALIZACJI 255
Summary 261

Marek Ręklewski: WPŁYW ZMIENNYCH RYNKU PRACY NA DZIETNOŚĆ KOBIET W POLSCE – ANALIZA Z WYKORZYSTANIEM MODELI PANELOWYCH 263
Summary 270

Wioletta Grzenda: WYKORZYSTANIE MODELI DRZEW DECYZYJNYCH ORAZ REGRESJI LOGISTYCZNEJ DO ANALIZY CZYNNIKÓW DEMOGRAFICZNYCH ORAZ SPOŁECZNO-EKONOMICZNYCH WPŁYWAJĄCYCH NA SZANSE ZNALEZIENIA PRACY 271
Summary 277

Dorota Strózik: PROCESY DEZINTEGRACJI MAŁŻEŃSTW A SKALA DZIETNOŚCI W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ 279
Summary 288

Katarzyna Maruszewska: TERYTORIALNE ZRÓŻNICOWANIE NATĘŻENIA I STRUKTURY EMIGRACJI Z POLSKI W OKRESIE TRANSFORMACJI 289
Summary 296

Irena Kin-Dittmann, Ewa Mika: PRZEDWCZESNA UMIERALNOŚĆ MIESZKAŃCÓW POŁUDNIOWO-ZACHODNIEJ POLSKI 297
Summary 306

Maria Balcerowicz-Szkutnik, Włodzimierz Szkutnik: MIERNIKI ANTYCYPACJI PEŁNOSPRAWNOŚCI W ZNACZENIU OCENY LAT ŻYCIA W STANIE PEŁNOSPRAWNYM 307
Summary 320

Monika Dyduch: PRÓBA ZASTOSOWANIA MODELI NEURONOWYCH DO PROGNOZOWANIA LICZBY URODZEŃ ŻYWYCH 321
Summary 328
Joanna Szczepaniak: DEINSTYTUCJONALIZACJA RODZINY W POLSCE NA TLE EUROPY 329
Summary 335

WSTĘP

Prezentowane prace stanowią podsumowanie dyskusji naukowej prowadzonej w gronie specjalistów różnych dyscyplin naukowych na temat wpływu dynamicznie zmieniających się procesów demograficznych na coraz szersze dziedziny życia. Autorzy poszczególnych opracowań dostrzegli nie tylko zmieniające się w różnym tempie i z różną intensywnością, zależną od rozkładu terytorialnego, procesy czysto demograficzne, takie jak urodzenia czy zgony lub zmiana struktury wieku populacji, ale zwrócili również uwagę na coraz bardziej widoczne wpływy tych zmian na gospodarkę, rynek pracy czy zagospodarowanie przestrzenne różnych jednostek terytorialnych. Nie bez znaczenia jest wpływ procesu globalizacji na te zmiany. Szerokie spektrum metod badawczych wykorzystane w poszczególnych analizach, poczynając od najprostszych metod opisu analitycznego, poprzez metody statystyczne wykorzystujące miary struktury, po bardzo finezyjne metody matematyczne, pozwalające na precyzyjne analizy i konstrukcje prognoz zmian poszczególnych procesów demograficznych lub procesów gospodarczych z nimi związanych.

Analizy prowadzone są nie tylko w zawężeniu do Polski i jej problemów, ale rozszerzają się na inne jednostki terytorialne. Pozwala to na przeprowadzenie licznych porównań, co w przypadku szerokich analiz demograficznych jest jak najbardziej wskazane. Również określenie coraz szerszych związków procesów demograficznych i ich wpływu na inne dziedziny jest cennym elementem prezentowanych opracowań.

Maria Balcerowicz-Szkutnik

Ewa Soja

KONWERGENCJA PŁODNOŚCI KRAJÓW EUROPEJSKICH

Wprowadzenie

Obecny poziom płodności w krajach Europy nie zapewnia prostej zastępowalności pokoleń. Utrzymująca się niska dzietność poszczególnych państw jest zróżnicowana. We wszystkich krajach przechodzących transformację systemową charakterystyczne jest występowanie najniższej płodności. Wyjaśniając przyczyny długookresowego spadku płodności w ramach drugiego przejścia demograficznego, badacze sugerują wyodrębnienie się dwóch ścieżek przejścia[1]. Wynikają one z odmiennych uwarunkowań ekonomicznych – społecznych i kulturowych państw europejskich. Proponowany podział obejmuje kraje byłego bloku wschodniego oraz pozostałe, tworzące tzw. grupę państw Europy Zachodniej.

W pracy podjęto próbę odpowiedzi na pytania, czy spadkowi dzietności obserwowanemu od lat 60. XX wieku towarzyszyła konwergencja płodności krajów europejskich oraz jak zróżnicowane ścieżki przemian płodności wyodrębnionych grup państw Europy wpływały na badany proces.

Wśród znaczących prac podejmujących zagadnienie konwergencji zjawisk demograficznych należy wymienić publikacje Chrisa Wilsona[2]. W swoich pracach analizował przemiany płodności i umieralności w ujęciu globalnym. W artykule z 2011 roku stwierdził występowanie długookresowej konwergencji dzietności w trzech regionach, które obejmowały całą populację świata. Kraje europejskie nie były rozpatrywane oddzielnie, lecz razem z Ameryką Północną, Australią i Japonią tworzyły tzw. rozwinięty region świata (*developed world*). W odróżnieniu od globalnej analizy Wilsona, niniejsza praca odnosi się tylko do krajów Europy i ma na celu rozpoznanie prawidłowości przemian dzietności nie tylko w długim okresie, ale także w okresach pośrednich.

---

[1] T. Frejka, T. Sobotka, J. Hoem, L. Toulemon: *Summary and general conclusions: Childbearing Trends and Policies in Europe*. „Demographic Research" 2008, No. 19 (2), s. 5-14.

[2] Ch. Wilson: *On the scale of global demographic convergence 1950-2000*. „Population and Development Review" 2001, No. 27(1) s. 155-171; Ch. Wilson: *Understanding global demographic convergence since 1950*. „Population and Development Review" 2011, No. 37(2), s. 375-388.

1. Metoda badawcza i dane

Jako narzędzie do analizy przemian płodności wykorzystano metody zaadoptowane przez demografów[3] z badań nad konwergencją w modelach wzrostu gospodarczego[4]. Pozwalają one rozważać problem upodabniania się badanych procesów w dwóch ujęciach, które są określane odpowiednio mianem sigma konwergencji i beta konwergencji. Z sigma konwergencją mamy do czynienia wówczas, gdy dyspersja badanego zjawiska zmniejsza się w czasie, co można wyrazić następującą formułą[5]:

$$\sigma_t > \sigma_{t+T} \qquad (V_t > V_{t+T}) \tag{1}$$

gdzie:

σ_t, (V_t) – odchylenie standardowe (współczynnik zmienności) miernika badanego procesu w czasie *t*,

σ_{t+T} (V_{t+T}) – odchylenie standardowe (współczynnik zmienności) miernika badanego procesu w czasie t+T,

T – długość rozważanego okresu.

Jeśli wystąpi silna nierówność o kierunku przeciwnym niż we wzorze (1), to mówimy o sigma dywergencji. Brak wyraźnych różnic danych mierników wskazuje na ustabilizowanie się procesu w czasie.

Analiza beta konwergencji polega na zbadaniu zależności między średniookresowym tempem zmian przyjętego miernika i jego wartością początkową w grupie badanych jednostek. Należy oszacować parametry podanego niżej równania[6]:

$$\ln\left(\frac{y_{j,(t+T)}}{y_{j,t}}\right)\Big/T = \alpha + \beta \cdot (y_{j,t}) + \varepsilon_j \tag{2}$$

gdzie $y_{j,t}$ $(y_{j,t+T})$ – wartość miernika jednostki *j* w czasie *t* (*t*+*T*),

β – współczynnik konwergencji (dywergencji).

Ujemny znak współczynnika konwergencji β wskazuje, że jednostka „opóźniona" dogania lidera – upodabnia się do niego. Dodatni znak jest wyrazem tego, że „maruder" pozostaje w tyle, co świadczy o beta dywergencji.

---

[3] S.F. Dorius: *Global demographic convergence*? *A reconsideration of changing intercountry inequality in fertility*. „Population and Development Review" 2008, No. 34(3), s. 519-537; G. Lanzieri: *Is there a fertility convergence across the Member States of the European Union*? Paper presented at the Joint Eurostat /UNECE Work Session on Demographic Projections, Lisbon, 28-30 April 2010.

[4] R. Barro, X. Sala-i-Martin: *Convergence*. „Journal of Political Economy" 1992, No. 100(2), s. 223-251.

[5] G. Lanzieri: Op. cit.

[6] Np.: S.F. Dorius: Op. cit.

Obydwie koncepcje konwergencji są ze sobą powiązane. Sigma konwergencję możemy rozumieć jako zmianę zróżnicowania poziomu miernika w czasie wokół średniej. Beta konwergencja jest warunkiem koniecznym wystąpienia sigma konwergencji i informuje, czy uporządkowanie jednostek według poziomu miernika zmieniło się w czasie.

Oprócz wymienionych metod sigma I beta konwergencji, demografowie próbowali stosować do swoich analiz inne rozwiązania zaadaptowane z ekonomii, jak na przykład warunkową klubową konwergencję związaną ze zbieżnością do pewnego stanu zrównoważonego. W ocenie konwergencji płodności czy też umieralności stosowano również prostsze metody, jak porównywanie trendów. Według Wilsona, brak jednak do tej pory dopracowanych statystycznych narzędzi do studiowania tego zagadnienia w demografii[7]. Zastosowaną w pracy metodę wybrano ze względu na jej szczególną użyteczność w analizach zmian krótkookresowych, które stanowią przedmiot niniejszego badania.

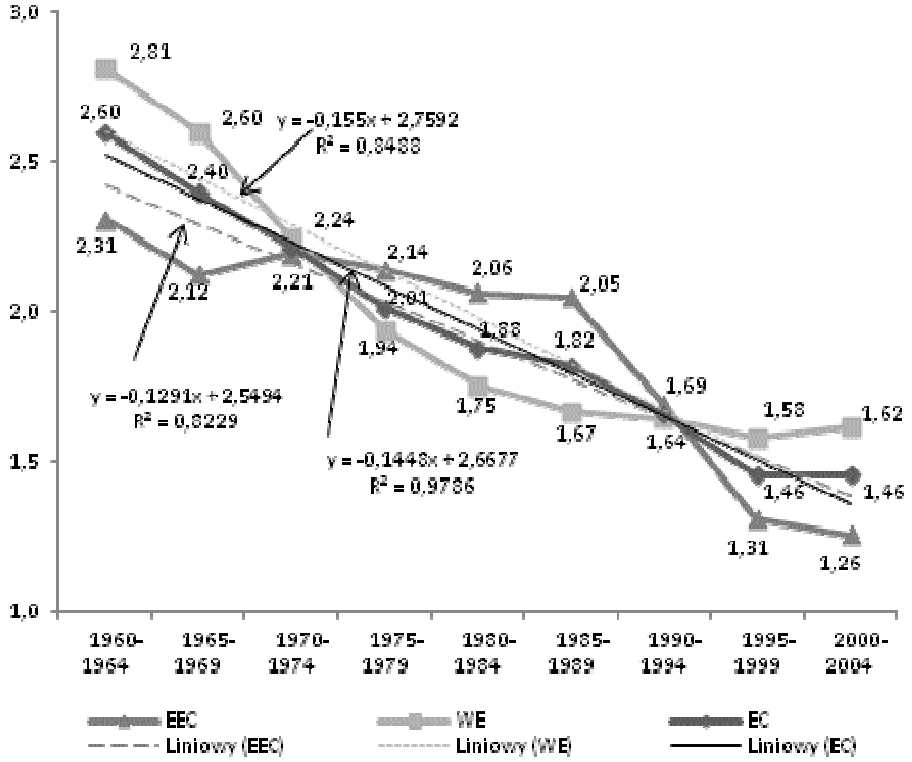
Do pomiaru płodności wykorzystano współczynniki dzietności teoretycznej, których wartości pobrano z bazy World Population Prospect (The 2008 Revision). Grupę państw Europy Zachodniej (WE) współtworzą: Austria, Belgia, Holandia, Dania, Finlandia, Francja, Niemcy, Irlandia, Włochy, Norwegia, Portugalia, Hiszpania, Szwecja, Szwajcaria, Wielka Brytania. Do grupy państw Europy Środkowo-Wschodniej (EEC) zaliczono: Białoruś, Bułgarię, Czechy, Estonię, Węgry, Łotwę, Litwę, Polskę, Rosję, Słowację I Ukrainę. Badanie procesu konwergencji objęło lata 1960-2004 oraz okresy pośrednie.

2. Analiza konwergencji współczynnika dzietności

W latach początkowych 1960-1964 poziom współczynnika dzietności teoretycznej państw europejskich wahał się w granicach od około 1,85 do 4, zaś w końcowych latach obserwacji 2000-2004 jego wartości mieściły się przedziale od 1,15 do 2. Rozpiętość poziomu współczynnika dzietności dla ogółu państw Europy (EC) zmniejszyła się o około 60%. W przypadku krajów WE zakresy wartości współczynników w pierwszym i ostatnim okresie wynosiły odpowiednio 1,66 i 0,7, a dla państw EEC odpowiednio 1,07 i 0,24. Zarówno na początku, jak i na końcu analizowanego okresu w grupie krajów WE obserwowano szerszą rozpiętość poziomu współczynników dzietności niż w grupie EEC. Jednak spadek zakresu poziomu współczynników dzietności pomiędzy latami 1960-1964 i 2000-2004 był większy prawie o 20 punktów procentowych w grupie państw bloku wschodniego (77%) niż wśród krajów Europy Zachodniej (57%). Jak wspomniano na wstępie, przemiany płodności mierzone współczynnikiem dzietności były zróżnicowane w czasie. Funkcje trendu wyznaczone dla przeciętnych wartości współczynników dzietności w rozpatrywa-

[7] Ch. Wilson: *Understanding*…, op. cit.

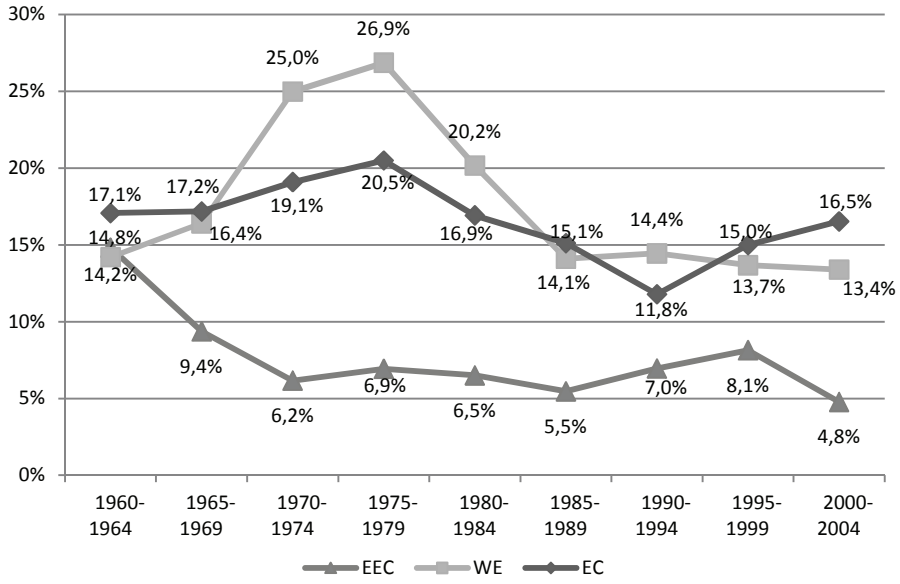
nych grupach krajów wskazują na spadek płodności w badanym okresie (zob. rys. 1). W przypadku Europy Zachodniej silniejsze zmiany obserwowano wcześniej – do 1989 roku, natomiast w grupie państw bloku wschodniego znaczący spadek wystąpił dopiero po 1989 roku. Jedynie w latach 1970-1974 oraz 1990-1994 przeciętny poziom współczynników dzietności w wyodrębnionych grupach państw był bardzo zbliżony.



Rys. 1. Trendy współczynników dzietności teoretycznej państw grupy EC, WE, EEC w latach 1960-2004

Spadek poziomu badanego miernika, jak również zmniejszenie się jego zakresu zmienności pomiędzy 1960 i 2004 rokiem pozwalają przypuszczać, że nastąpiło upodobnienie się płodności w analizowanych grupach krajów europejskich (EC, WC, EEC). W celu oceny przebiegu procesu w pośrednich okresach przeprowadzono kolejno analizę sigma i beta konwergencji współczynnika dzietności. W pierwszym przypadku oszacowano odchylenia standardowe σ_t oraz współczynniki zmienności Vt wyznaczone dla wyodrębnionych grup krajów w okresie t. Do oceny występowania konwergencji (dywergencji)

zastosowano formułę (1). Ze względu na znaczącą zbieżność wyników oszacowane wartości przedstawiono jedynie dla współczynników zmienności (zob. rys. 2).



Rys. 2. Sigma konwergencja współczynnika dzietności teoretycznej w grupach państw EC, WE, CEE mierzona współczynnikiem zmienności

Rezultaty analizy pozwoliły wyróżnić następujące okresy wystąpienia sigma konwergencji lub dywergencji współczynnika dzietności:

– kraje EC: okres 1960-2004 – sigma konwergencja; okresy pośrednie: 1975--1984, 1980-1989, 1985-1994 – sigma konwergencja, 1990-1999, 1995--2004 – sigma dywergencja;
– kraje WE: okres 1960-2004 – sigma konwergencja; okresy pośrednie: 1975--1984, 1980-1989 – sigma konwergencja, 1965-1974 – sigma dywergencja;
– kraje (EEC): cały okres 1960-2004 – sigma konwergencja; okresy pośrednie: 1960-1969, 1965-1974, 1995-2004 – sigma konwergencja.

W kolejnym kroku sprawdzono możliwość występowania beta konwergencji. Rezultaty analizy przedstawiono w tabeli 1. Ujemne wartości współczynnika *b* przy odpowiednim prawdopodobieństwie testowym *p* oznaczają występowanie beta konwergencji, zaś wartości większe od zera wskazują na dywergencję.

Tabela 1

Analizy beta konwergencji współczynników dzietności
w grupie państw EC, WE, CEE

Okres	EC		WE		EEC	
	b	p	b	p	b	p
1960-2004	**–0,004**	**0,012**	**–0,004**	**0,087**	**–0,011**	**0,000**
1960-1969	–0,005	0,160	0,002	0,542	**–0,021**	**0,003**
1970-1979	–0,001	0,865	0,000	0,965	–0,005	0,628
1980-1989	**–0,011**	**0,048**	**–0,020**	**0,018**	–0,017	0,085
1990-1999	–0,016	0,216	–0,009	0,253	–0,003	0,858
1965-1974	–0,008	0,216	**0,013**	**0,035**	**–0,020**	**0,003**
1975-1984	**–0,011**	**0,009**	**–0,013**	**0,009**	–0,024	0,092
1985-1994	**–0,028**	**0,000**	**–0,006**	**0,539**	–0,032	0,137
1995-2004	0,000	0,982	–0,004	0,429	**–0,062**	**0,002**

b – współczynnik konwergencji (dywergencji), *p* – prawdopodobieństwo testowe

Wyniki potwierdziły wcześniejszą analizę sigma konwergencji – we wszystkich latach, kiedy wystąpiła sigma konwergencja, obserwowano również beta konwergencję.

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza wskazuje na występowanie konwergencji płodności krajów europejskich w długim horyzoncie czasowym, co jest zgodne z wynikami Wilsona[8]. Proces upodabniania się płodności w Europie był jednak zróżnicowany w czasie i stanowił wypadkową przemian obserwowanych w krajach Europy Zachodniej i Środkowo-Wschodniej. Można wyróżnić trzy etapy przemian:

– początkowy, do 1974 roku, cechujący się względnie ustabilizowaną zmiennością płodności ogółu krajów Europy. Był to jednak rezultat dywergencji płodności państw Europy Zachodniej i konwergencji w grupie państw Europy Środkowo-Wschodniej;
– środkowy, obejmujący lata 1975-1994, charakteryzował się wystąpieniem konwergencji płodności krajów Europy. Było to wynikiem silnego upodabniania się płodności państw Europy Zachodniej i ustabilizowanego zróżnicowania dzietności w Europie Środkowo-Wschodniej;

[8] Ch. Wilson: *Understanding*..., op. cit.

– końcowy, dotyczący lat 1995-2004, odznacza się dywergencją płodności krajów europejskich wskutek konwergencji dzietności państw Europy Środkowo-Wschodniej i stabilnej zmienności współczynnika dzietności w Europie Zachodniej.

FERTILITY CONVERGENCE IN EUROPEAN COUNTRIES

Summary

This paper seeks to investigate if fertility levels in European countries between years 1960-2004 were becoming similar. This period is characterized by significant changes in fertility that ultimately have led to the lack of generations replacement in Europe. Explaining the reasons of fertility decline within the second demographic transition, researchers suggest to separate two pathways (e.g. Frejka, Sobotka, Hoem, Toulemon 2008) which result from different economic, social and cultural considerations in European countries. This division refers to countries from Western Europe and from Central and Eastern Europe. Taking this division into consideration, a convergence analysis has been performed for all European countries and for separated groups of countries. Total fertility rate was employed as a measure of fertility. In order to assess its convergence, sigma and beta convergences have been applied (e.g. Dorius 2008), which were adopted by demographers from research on convergence in economic growth models. Also, to evaluate the dynamics of the convergence process in European countries, an analysis of intermediate periods between 1960 and 2004 has been carried out.

A global depiction of demographic processes convergence has been proposed by Wilson (2011). On the basis of a fertility change analysis conducted for the world population divided into three regions (with European countries as a one group among them) a long term convergence has been proved. With respect to long term fertility changes, the results achieved by this study accord with Wilson's findings.

Krzysztof Szwarc

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE DZIETNOŚCI W POLSCE

Wprowadzenie

Natężenie urodzeń w Polsce, mierzone współczynnikiem płodności, wykazywało w ostatnich latach tendencję spadkową. Zjawisko to występowało zarówno w miastach, jak i na wsi; było obserwowane we wszystkich województwach. Konsekwencją tych przemian jest obniżenie współczynnika dzietności (rys. 1). Poziom płodności nie jest jednak taki sam we wszystkich jednostkach terytorialnych. Istnienie zróżnicowania tego natężenia urodzeń występuje zarówno w skali międzynarodowej[1], jak i na rynku lokalnym[2]. Celem niniejszego opracowania jest stwierdzenie, czy na obszarze naszego kraju istnieje zróżnicowanie współczynnika w ramach gmin. Zakres czasowy obejmuje dwa lata: 2009 i 2010. Dokonana zostanie klasyfikacja gmin ze względu na badaną cechę. Ponadto zostaną zbadane osobno tereny wiejskie i miejskie. Skoncentrowano się na gminach, gdyż – według autora – to właśnie w tych najmniejszych jednostkach administracyjnych kraju zachodzą procesy będące zalążkami wszelkich decyzji na większą skalę. Dotyczy to również dzietności, która jest uwarunkowana między innymi strukturą kobiet według wieku.

Współczynnik dzietności jest jedną z powszechniej wykorzystywanych miar w analizie płodności. Informuje, jaka liczba urodzeń żywych przypada na jedną kobietę (lub 1000 kobiet) będących w wieku rozrodczym. Daje ponadto wyobrażenie o tendencjach w zmianie struktury społeczeństwa według wieku na najbliższe lata.

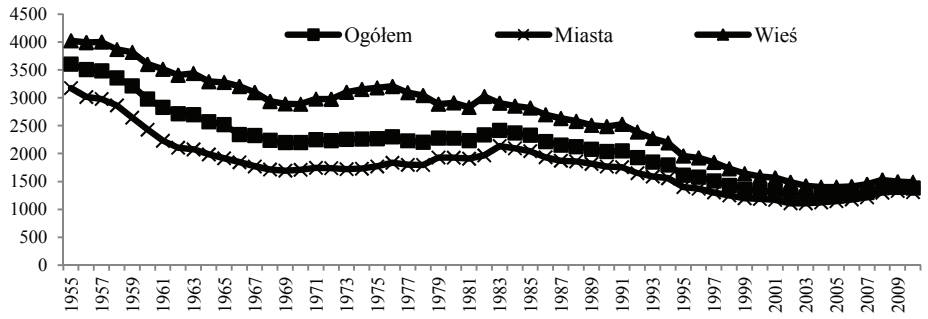
Zmiany w poziomie dzietności mogą mieć niebagatelne znaczenie dla przyszłych pokoleń. Od tego bowiem zależy między innymi zasób siły roboczej na danym obszarze, a także popyt na edukację, rozrywkę, usługi kulturalne i wiele innych. Zróżnicowanie przestrzenne tego zagadnienia powinno znaleźć

---

[1] J. Balicki, E. Frątczak, C.B. Nam: *Przemiany ludnościowe. Fakty – interpretacje – opinie*. Wydawnictwo UKSiW, Warszawa 2007.

[2] M. Pietruszek: *Terytorialne zróżnicowanie płodności w Polsce – ocena zjawiska*. Zeszyt nr 10 Sekcji Analiz Demograficznych, Warszawa 2004.

odbicie w polityce poszczególnych urzędów regionalnych. Również procesy demograficzne zachodzące w przyszłości (na przykład zawieranie związków małżeńskich czy też zakładanie rodzin) są uzależnione od dzietności w bieżącym okresie.



Rys. 1. Współczynnik dzietności w Polsce w miastach i na wsi w latach 1955-2010

Źródło: J. Balicki, E. Frątczak, C.B. Nam: *Przemiany ludnościowe. Fakty – interpretacje – opinie*. Wydawnictwo UKSiW, Warszawa 2007; GUS.

Dzietność w gminach w latach 2009 i 2010

Największym współczynnikiem dzietności w 2009 roku charakteryzowała się gmina wiejska Rzewnie, położona w powiecie makowskim (województwo mazowieckie – tabela 1). Jego wartość znacznie przewyższa poziom gwarantujący prostą zastępowalność pokoleń (2120). Kolejną gminą był Klwów, również z województwa mazowieckiego. Warto zwrócić uwagę na fakt, iż wśród 10 gmin o najwyższym współczynniku dzietności aż 6 zlokalizowanych jest na terenie województwa mazowieckiego. W 2009 roku jedynie 56 gmin charakteryzowało się dzietnością na poziomie, który gwarantował zastępowalność pokoleń.

Najniższą dzietnością cechowała się wiejska gmina Cisek z powiatu kędzierzyńsko-kozielskiego (województwo opolskie). Również w tych dolnych rejonach klasyfikacji można wyodrębnić relatywnie dużą liczbę jednostek z jednego obszaru wojewódzkiego – mianowicie z opolskiego.

W 2009 roku dominowały gminy, których współczynnik oscylował w przedziale 1400-1500 – rys. 3. Kształt wykresu rozłożenia gmin według współczynnika dzietności wskazuje na normalność tego rozkładu.

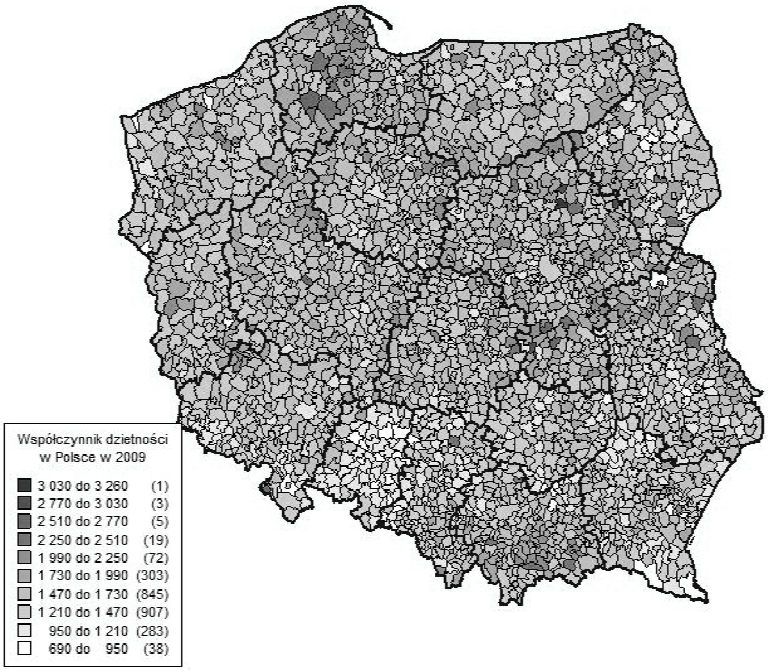
Przestrzenne zróżnicowanie dzietności w Polsce według gmin w 2009 roku przedstawia kartogram na rys. 2.

Tabela 1

Współczynnik dzietności w Polsce według gmin w roku 2009

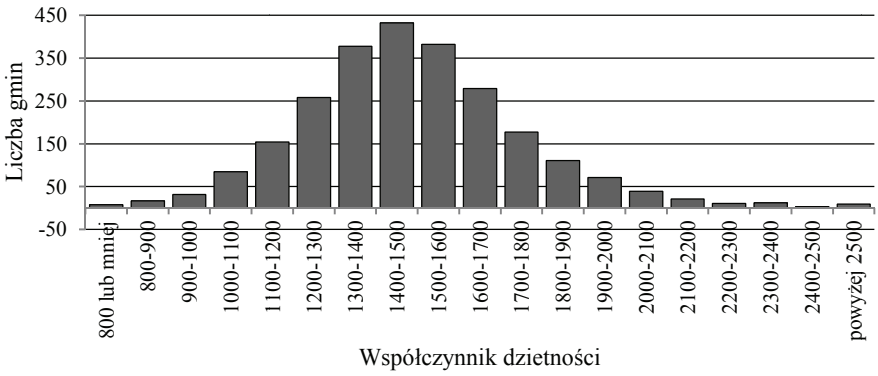
Lp.	Gmina	Powiat	Województwo	Rodzaj gminy	Współczynnik dzietności
1	Rzewnie	makowski	MAZOWIECKIE	wiejska	3251,0
2	Klwów	przysuski	MAZOWIECKIE	wiejska	3010,0
3	Szulborze Wielkie	ostrowski	MAZOWIECKIE	wiejska	2804,0
4	Młynarze	makowski	MAZOWIECKIE	wiejska	2780,6
5	Kleszczewo	poznański	WIELKOPOLSKIE	wiejska	2763,3
6	Lewin Kłodzki	kłodzki	DOLNOŚLĄSKIE	wiejska	2696,8
7	Promna	białobrzeski	MAZOWIECKIE	wiejska	2585,8
8	Stara Błotnica	białobrzeski	MAZOWIECKIE	wiejska	2560,8
9	Lipnica	bytowski	POMORSKIE	wiejska	2536,6
10	Suraż	białostocki	PODLASKIE	miejsko--wiejska	2470,4
–	–	–	–	–	–
2470	Bejsce	kazimierski	ŚWIĘTOKRZYSKIE	wiejska	823,4
2471	Wietrzychowice	tarnowski	MAŁOPOLSKIE	wiejska	795,9
2472	Krypno	moniecki	PODLASKIE	wiejska	791,6
2473	Nędza	raciborski	ŚLĄSKIE	wiejska	783,0
2474	Chrząstowice	opolski	OPOLSKIE	wiejska	769,4
2475	Knyszyn	moniecki	PODLASKIE	miejsko--wiejska	764,1
2476	Zawadzkie	strzelecki	OPOLSKIE	miejsko-wiejska	740,8
2477	Kłodzko	kłodzki	DOLNOŚLĄSKIE	wiejska	719,9
2478	Cisek	kędzierzyńsko--kozielski	OPOLSKIE	wiejska	699,2

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.



Rys. 2. Współczynnik dzietności w Polsce według gmin w roku 2009

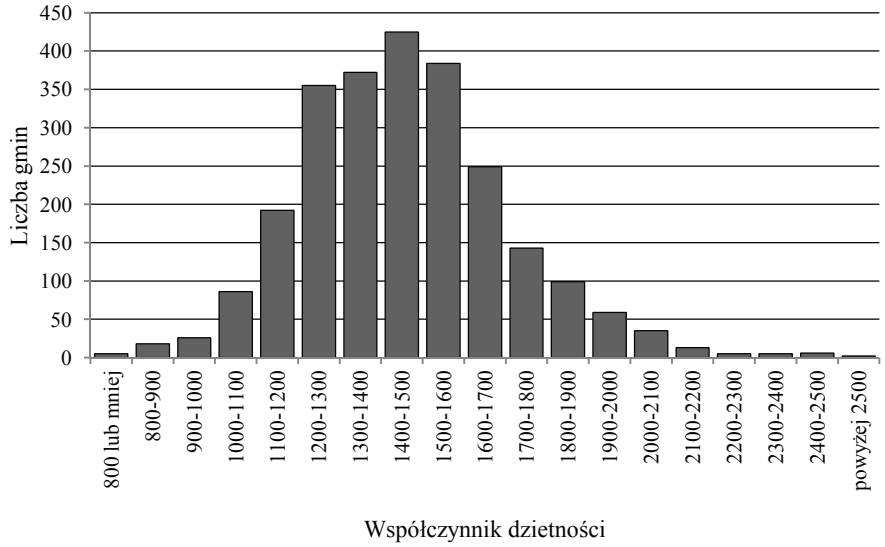
Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.



Rys. 3. Gminy według współczynnika dzietności w 2009 roku

Źródło: Ibid.

W 2010 roku już tylko 31 gmin charakteryzowało się dzietnością na poziomie gwarantującym zastępowalność pokoleń. Najwyższą wartość analizowanego współczynnika zanotowano w gminie Sterdyń, położonej w powiecie sokołowskim (województwo mazowieckie). Podobnie jak w roku 2009, również w 2010 wśród gmin o największej dzietności dominowały te, które są zlokalizowane w województwie mazowieckim – tabela 2. Z kolei najniższe współczynniki dzietności wystąpiły w gminach województwa opolskiego, chociaż absolutne minimum w 2010 roku odnotowano w gminie Mielnik (powiat siemiatycki, województwo podlaskie). Rozkład gmin według współczynników dzietności przedstawia rys. 4, natomiast przestrzenne zróżnicowanie tego miernika według gmin – kartogram na rys. 5.



Rys. 4. Gminy według współczynnika dzietności w 2010 roku

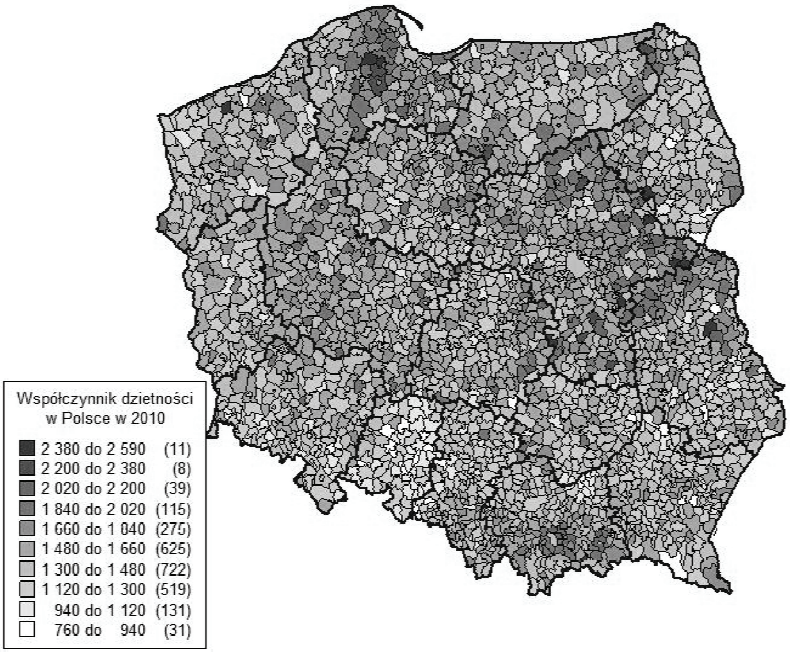
Źródło: Ibid.

Tabela 2

Współczynnik dzietności w Polsce według gmin w roku 2010

Lp.	Gmina	Powiat	Województwo	Rodzaj gminy	Współczynnik dzietności
1	Sterdyń	sokołowski	MAZOWIECKIE	wiejska	2583,6
2	Chmielno	kartuski	POMORSKIE	wiejska	2525,7
3	Huszlew	łosicki	MAZOWIECKIE	wiejska	2490,7
4	Sierakowice	kartuski	POMORSKIE	wiejska	2463,5
5	Olszanka	łosicki	MAZOWIECKIE	wiejska	2452,4
6	Sosnowica	parczewski	LUBELSKIE	wiejska	2438,2
7	Brojce	gryficki	ZACHODNIO-POMORSKIE	wiejska	2415,5
8	Odrzywół	przysuski	MAZOWIECKIE	wiejska	2403,2
9	Górzno	garwoliński	MAZOWIECKIE	wiejska	2387,2
10	Rytro	nowosądecki	MAŁOPOLSKIE	wiejska	2380,4
–	–	–	–	–	–
2470	Kolonowskie	strzelecki	OPOLSKIE	miejsko--wiejska	863,6
2471	Kleszczele	hajnowski	PODLASKIE	miejsko--wiejska	863,3
2472	Krapkowice	krapkowicki	OPOLSKIE	miejsko--wiejska	854,2
2473	Zębowice	oleski	OPOLSKIE	wiejska	842,8
2474	Murów	opolski	OPOLSKIE	wiejska	824,3
2475	Gręboszów	dąbrowski	MAŁOPOLSKIE	wiejska	790,3
2476	Platerówka	lubański	DOLNOŚLĄSKIE	wiejska	786,0
2477	Komprachcice	opolski	OPOLSKIE	wiejska	785,4
2478	Podedwórze	parczewski	LUBELSKIE	wiejska	762,3
2479	Mielnik	siemiatycki	PODLASKIE	wiejska	760,5

Źródło: Ibid.



Rys. 5. Współczynnik dzietności w Polsce według gmin w roku 2010

Źródło: Ibid.

Analizując osobno obszary miejskie i wiejskie stwierdzono, że spośród miast największą dzietnością w 2009 roku charakteryzowały się Wyśmierzyce[3] (powiat białobrzeski, województwo mazowieckie; współczynnik równy 3586,1) oraz Żelechów (powiat garwoliński, województwo mazowieckie; współczynnik 2563,3), natomiast najmniejszą Radzyń Chełmiński (powiat grudziądzki, województwo kujawsko-pomorskie; współczynnik 555,8). Z kolei w 2010 roku największą dzietność odnotowano w Nowym Wiśniczu (powiat bocheński, województwo małopolskie; współczynnik 2877,2), a najmniejszą w Sośnicowicach (powiat gliwicki, województwo śląskie; współczynnik 582). Analizując odrębnie obszary wiejskie, stwierdzono podobne rezultaty do tych, które zaprezentowano w tabelach 1 i 2.

[3] Jest to jednak najmniejsze miasto w Polsce, dlatego do podanego wyniku należy podchodzić z dużą ostrożnością.

Mobilność gmin

Spośród wszystkich gmin w Polsce[4], zaledwie 10 charakteryzowało się dzietnością na poziomie gwarantującym prostą zastępowalność pokoleń zarówno w 2009, jak i 2010 roku – tabela 3.

Tabela 3

Gminy charakteryzujące się dzietnością na poziomie powyżej 2120 zarówno w 2009, jak i w 2010 roku

Gmina	Powiat	Województwo	2009	2010
Grabów nad Pilicą	kozienicki	MAZOWIECKIE	2344,1	2274,6
Huszlew	łosicki	MAZOWIECKIE	2232,0	2490,7
Olszanka	łosicki	MAZOWIECKIE	2224,1	2452,4
Sierakowice	kartuski	POMORSKIE	2191,7	2463,5
Sosnowica	parczewski	LUBELSKIE	2169,8	2438,2
Stara Błotnica	białobrzeski	MAZOWIECKIE	2560,8	2338,6
Stężyca	kartuski	POMORSKIE	2352,4	2242,8
Szemud	wejherowski	POMORSKIE	2232,0	2132,5
Szulborze Wielkie	ostrowski	MAZOWIECKIE	2804,0	2154,6
Urszulin	włodawski	LUBELSKIE	2272,5	2174,5

Źródło: Ibid.

Do analizy siły mobilności zastosowano indeks Shorrocksa według następującej formuły:

$$S = \frac{n - tr(N)}{n - 1} \tag{1}$$

gdzie:

$tr(N)$ – ślad macierzy transformacji (suma wielkości na przekątnej macierzy, czyli liczba jednostek, które nie zmieniły w porównywalnych okresach swojego statusu przynależności do badanej sfery;

N – macierz transformacji;

n – liczba jednostek.

[4] W analizie uwzględniono tylko te obszary, które były gminami zarówno w 2009, jak i w 2010 r.

Z kolei charakter mobilności obliczono ze wzoru:

$$CM = \frac{\sum_{i>j} n_{ij}}{n} - \frac{\sum_{i<j} n_{ij}}{n} \tag{2}$$

Wykorzystana do obliczeń macierz transformacji została przedstawiona w tabeli 4.

Tabela 4

Gminy według współczynnika dzietności w 2009 i 2010 roku w odniesieniu do wartości gwarantującej zastępowalność pokoleń

2010 / 2009	Poniżej 2120	Powyżej 2120	SUMA
poniżej 2120	2401	21	2422
powyżej 2120	46	10	56
SUMA	2447	31	2478

Źródło: Ibid.

Dla tak przedstawionej macierzy wskaźnik Shorrocksa miał wartość 0,027, co oznacza znikomą siłę mobilności. Z kolei indeks charakteru mobilności (CM = –0,01) wskazuje na ujemny kierunek przepływu.

Postanowiono przesunąć granicę obszarów przepływu z wartości 2120 na średni współczynnik z obydwu badanych okresów (1473,9). Macierz transformacji miała następującą postać:

Tabela 5

Gminy według współczynnika dzietności w odniesieniu do średniej (1473,9) wartości badanego miernika w 2009 i 2010 roku

2010 / 2009	Poniżej średniej	Powyżej średniej	SUMA
poniżej średniej	882	362	1244
powyżej średniej	490	744	1234
SUMA	1372	1106	2478

Źródło: Ibid.

W tym przypadku mobilność była znacznie większa (S = 0,344), ale nadal jej siła nie była zbyt duża. Charakter mobilności nadal był ujemny (CM = –0,052).

Podsumowanie

Analizując badane zjawisko można stwierdzić, iż istnieje przestrzenne zróżnicowanie gmin ze względu na poziom dzietności, przy czym największą dzietnością charakteryzowały się gminy województwa pomorskiego i mazowieckiego, a najmniejszą – województwa opolskiego. W zaledwie 10 gminach w obydwu badanych okresach poziom dzietności gwarantował prostą zastępowalność pokoleń, a mobilność badanych obszarów charakteryzowała się niewielką siłą.

Zróżnicowanie dzietności wynika między innymi z różnej struktury kobiet według wieku. Na obszarach charakteryzujących się większą liczbą osób płci żeńskiej w starszym wieku urodzeń należy spodziewać się relatywnie mniej. Ponadto gminy są na tyle małymi jednostkami, że można domniemywać o istnieniu pewnej formy „zarażania" kobiet chęcią posiadania potomstwa.

SPATIAL DIFFERENTIATION OF FERTILITY IN POLAND

Summary

The intensity of births in Poland, measured by fertility rate in recent years showed a downward trend. This phenomenon occurred both in cities and in rural areas, was observed in all provinces. The consequence of these changes is to reduce the total fertility rate. The purpose of this article is to determine whether in our country there is a variation of this factor in territorial terms, and the classification of municipalities because of the test feature. The unit of study is the municipality and the time span covers two years: 2009 and 2010.

Joanna Krupowicz

CYKLICZNOŚĆ ZMIAN ZMIENNYCH DEMOGRAFICZNYCH CHARAKTERYZUJĄCYCH PROCES URODZEŃ

Wstęp

Celem opracowania jest identyfikacja cykliczności procesu urodzeń w wybranych krajach Europy Środkowej i Wschodniej. Wahania cykliczne obserwowane w procesach demograficznych przejawiają się w postaci powtarzających się wokół trendu okresów wzrostu i spadku wartości niektórych zmiennych. Regularnie powtarzające się zmiany rozpoznawane są jako wyże i niże demograficzne, co odbywa się poprzez wskazanie najwyższej i najniższej wartości zmiennej w badanym przedziale czasowym. Nie przywiązuje się jednak wagi do określenia długości cyklu, długości oraz intensywności faz wzrostu i faz spadku.

Korzystając z dorobku metodologicznego badaczy koniunktury gospodarczej (modyfikując go do potrzeb własnych badań), podjęto próbę identyfikacji wahań cyklicznych procesu urodzeń. Określono punkty zwrotne, długości faz wzrostu, spadku i długości cyklu. Wskazano na podobieństwa dotyczące występowania cykliczności w szeregach czasowych zmiennych w badanych krajach.

Demografowie zainteresowali się zjawiskiem cykliczności występującym w procesach demograficznych około pół wieku temu. R.A. Easterlin oraz J. Bourgeois-Pichat jako pierwsi sformułowali hipotezy wyjaśniające mechanizm cykliczności[1]. Szerszy opis można znaleźć w pracy autorki[2]. Ostatnio opublikowane wyniki badań T. Sobotki (i innych) wskazują na związek po-

[1] J. Bourgeois-Pichat: *La baisse actuelle de la fécondité en Europe s'inscrit-elle dans de modéle de la transition déographique?* „Population" 1979, No. 2, s. 167-306. R.A. Easterlin: *Economic-demographic interactions and long swings in economic growth*. „American Economic Review" 1966, s. 1063-1104.

[2] J. Krupowicz: *Cykliczność zmian liczby urodzeń na przykładzie wybranych krajów*. „Studia Demograficzne" 2009, nr 2(156), s. 3-44.

między kryzysami w gospodarce a malejącą płodnością kobiet. Autorzy badań swoje obserwacje odnieśli do recesji XX wieku, to jest wielkiej depresji lat 30., kryzysu naftowego lat 70., transformacji w Europie Środkowej i Wschodniej lat 90. i ostatniego kryzysu lat 2008-2009, wykazując, że na zmiany w płodności ma wpływ recesja[3].

1. Zakres badania i wykorzystane dane

Dla realizacji celu badania posłużono się dwiema zmiennymi charakteryzującymi proces urodzeń. Pierwszą badaną zmienną była liczba urodzeń wyrażająca absolutne rozmiary zjawiska, a drugą – współczynnik płodności wyrażający relację liczby urodzeń na 1000 kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat. Wykorzystano dane zebrane w bazie danych Human Mortality Database[4].

Niniejszy artykuł prezentuje jedynie fragment obszernych badań, którymi objęto 30 krajów; odniesiono się tu do wybranych 11 krajów Europy Środkowej i Wschodniej. Kraje cechowały się stosunkowo krótkimi szeregami czasowymi, obejmującymi okres po zakończeniu II wojny światowej[5]. Wybrane kraje tworzyły dość jednorodną grupę. Poza położeniem geograficznym łączyły je korzenie słowiańskiej kultury, wspólna historia i doświadczenia polityczne. Kraje należały do dawnego bloku wschodniego państw socjalistycznych, charakteryzującego się gospodarką centralnie sterowaną. Przeobrażenia polityczne zapoczątkowane w Polsce w 1989 roku sprzyjały zmianom systemowym i politycznym w krajach tego regionu. Sześć spośród 11 krajów do 1991 roku było republikami dawnego Związku Radzieckiego, a Czechy i Słowacja tworzyły do 1993 roku Czechosłowację.

Pominięto graficzną prezentację szeregów czasowych badanych zmiennych. Zaobserwowano jednak duże podobieństwo szeregów czasowych dwu zmiennych w badanych krajach. Obydwie zmienne cechowały się tendencją spadkową z wahaniami cyklicznymi, to jest powtarzającymi się okresami wzrostu i spadku wartości zmiennej.

---

[3] T. Sobotka, V. Skirbekk, D. Philipov: *Economic recession and fertility in the development world.* „Population and Development Review" 2011, No. 37(2), s. 267-306.

[4] W bazie danych Human Mortality Database www.mortality.org zgromadzono dane demograficzne dotyczące liczby urodzeń, liczby zgonów oraz liczby i struktury ludności 37 krajów. W badaniu wykorzystano roczne dane o liczbie urodzeń oraz strukturze ludności według płci i pięcioletnich grup wieku. Dostępne dane o strukturze ludności pozwoliły na uzyskanie wartości współczynnika płodności w nieco krótszych przedziałach czasowych niż dla liczby urodzeń.

[5] Szeregi czasowe liczyły od 48 do 61 obserwacji.

2. Procedura prowadząca do określenia własności cykliczności

W celu identyfikacji wahań cyklicznych, to jest określenia ich właściwości, obserwowanych na danych rzeczywistych dwóch zmiennych demograficznych, posłużono się zmodyfikowaną procedurą stosowaną z powodzeniem w badaniach koniunktury gospodarczej. Procedura ta była już wykorzystywana przez autorkę w jej wcześniejszych pracach[6].

Postępowanie prowadzone jest w czterech etapach. W etapie pierwszym wyodrębnia się trend (tendencję rozwojową) w analizowanym szeregu czasowym. Kryterium wyboru właściwej postaci funkcji trendu jest przebieg wartości funkcji w badanym szeregu wskazujący na zaobserwowaną prawidłowość[7]. W etapie drugim eliminuje się trend z szeregu czasowego. W badaniu wyznaczono bezwzględne odchylenia wartości rzeczywistych od wyodrębnionej tendencji, to jest różnice wartości rzeczywistej i wartości wynikającej z funkcji trendu. W etapie trzecim eliminuje się wahania przypadkowe, to jest wygładza się uzyskane wartości bezwzględnych odchyleń poprzez obliczenie średniej ruchomej[8]. Korzysta się ze średniej ruchomej centrowanej[9]. W etapie czwartym określone zostają własności cykliczności zmian zmiennej na podstawie uzyskanych wygładzonych wartości odchyleń bezwzględnych badanej zmiennej od funkcji trendu. Określenie własności cykliczności polega na wskazaniu punktów zwrotnych górnych i dolnych, ustaleniu i zmierzeniu amplitud faz wzrostu i faz spadku, długości faz wzrostu, faz spadku oraz cyklu, a także zmierzeniu intensywności faz wzrostu i faz spadku. W prezentowanym w opracowaniu badaniu cykliczności zmian zmiennych demograficznych skupiono uwagę wyłącznie na wskazaniu punktów zwrotnych, określeniu faz wzrostu i spadku, liczby cykli i ich długości.

Górny punkt zwrotny występuje w punkcie, w którym zmienna (jej wygładzona wartość odchylenia bezwzględnego) osiąga największą wartość dodatnią, a dolny punkt zwrotny występuje w punkcie, w którym zmienna osiąga

---

[6] J. Krupowicz: *Koncepcja zmiennych wyprzedzających i naśladujących w badaniach koniunktury demograficznej w Polsce*. „Studia Demograficzne" 2000, nr 1 (137), s. 102-103; J. Krupowicz: *Wykorzystanie zmiennych wyprzedzających do prognozowania procesu urodzeń*. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu 2009, nr 38, s. 25-26; J. Krupowicz: *Cykliczność zmian*..., op. cit., s. 13-15.

[7] Ze względu na występujące wahania cykliczne oraz liczne wahania przypadkowe nie należy oczekiwać wysokich wartości współczynnika determinacji.

[8] W sytuacji, kiedy szereg czasowy wartości zmiennej nie wykazuje istotnych wahań przypadkowych, etap trzeci można ominąć.

[9] Wybór stałej wygładzania zależy od długości analizowanych szeregów czasowych oraz rozmiarów wahań przypadkowych; większa stała wygładzania powoduje skrócenie szeregu czasowego w większym zakresie niż mniejsza stała wygładzania.

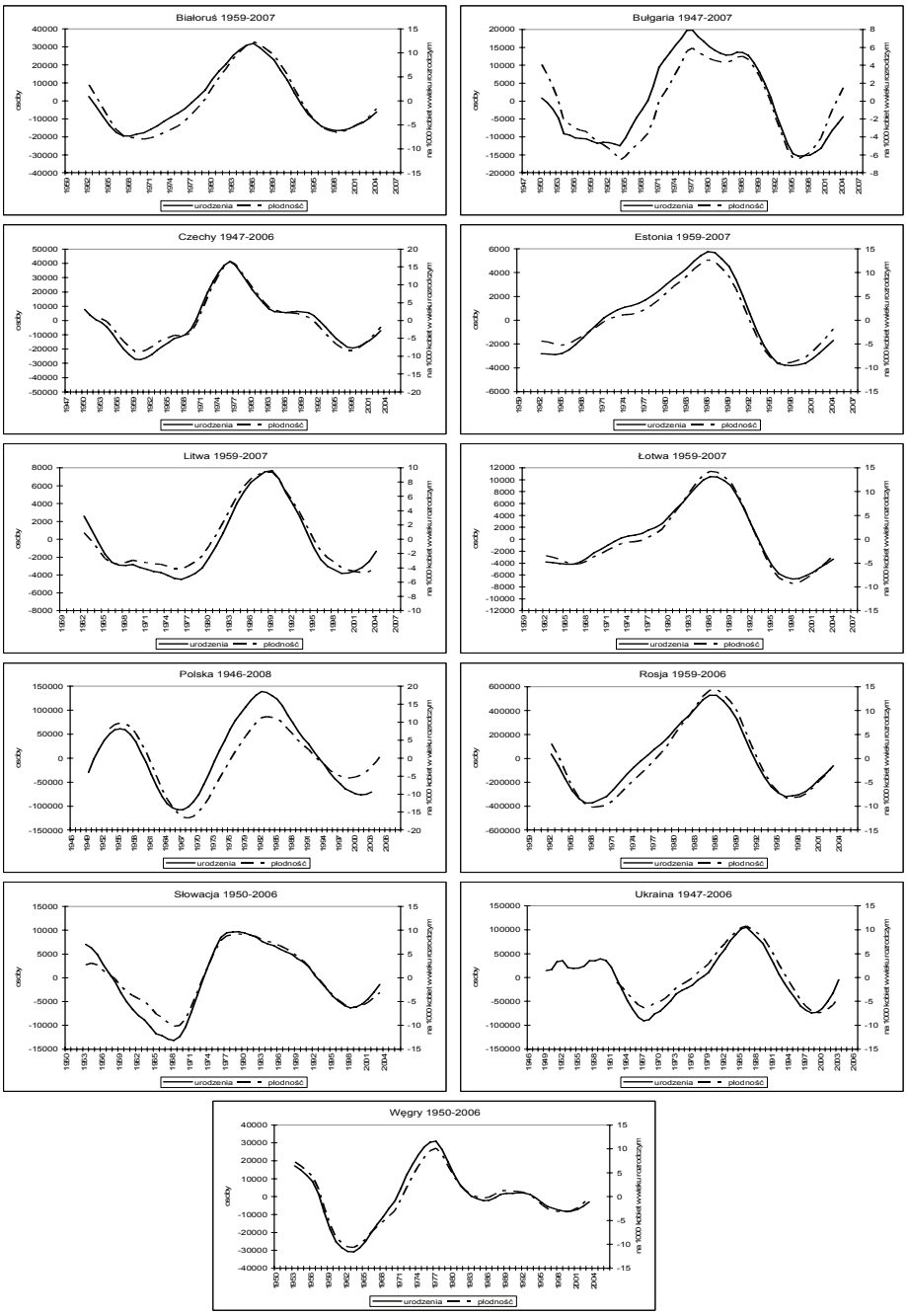
najmniejszą wartość ujemną. Faza wzrostu występuje pomiędzy dolnym punktem zwrotnym a górnym punktem zwrotnym, a faza spadku występuje pomiędzy górnym punktem zwrotnym a dolnym punktem zwrotnym. Długość fazy to liczba obserwacji występująca pomiędzy punktami zwrotnymi z uwzględnieniem okresów, którym przyporządkowane są punkty zwrotne. Długość cyklu to liczba obserwacji występująca pomiędzy kolejnymi dolnymi (lub kolejnymi górnymi) punktami zwrotnymi, z uwzględnieniem okresów, którym przyporządkowane są te punkty zwrotne. Można zatem zidentyfikować cykl na podstawie dolnych punktów zwrotnych lub na podstawie górnych punktów zwrotnych. Warto zaznaczyć, że wahania cykliczne występują, gdy obserwuje się powtarzające po sobie fazy wzrostu i fazy spadku.

3. Rezultaty przeprowadzonych badań

Szeregi czasowe badanych zmiennych demograficznych poddano zabiegom zgodnie z przedstawioną procedurą. Na wstępie wyodrębniono tendencje rozwojowe w każdym z szeregów. Dla obydwu zmiennych najczęściej były to liniowe funkcje trendu, a w nielicznych sytuacjach wielomiany stopnia drugiego (3 kraje w przypadku liczby urodzeń, 1 kraj w przypadku współczynnika płodności). Następnie obliczono odchylenia wartości rzeczywistych od wyodrębnionej tendencji rozwojowej dla każdej z badanych zmiennych w analizowanych krajach. Ze względu na obserwowane liczne wahania przypadkowe przeprowadzono etap trzeci procedury. Dla wygładzenia odchyleń bezwzględnych zastosowano średnią ruchomą 7-elementową[10].

Na rys. 1 zaprezentowano uzyskane efekty prac etapu trzeciego. Na wykresach wygładzone odchylenia bezwzględne liczby urodzeń od trendu zaznaczono linią ciągłą (skala po stronie lewej), a wygładzone odchylenia bezwzględne współczynnika płodności od trendu – linią przerywaną (skala po stronie prawej). Wzrokowa ocena wykresów pozwala na stwierdzenie, że w szeregach czasowych badanych zmiennych demograficznych występują wahania cykliczne. Następnie określono własności cykliczności tych zmiennych w analizowanych krajach. W tabeli 1 zestawiono informacje dotyczące cech wahań cyklicznych badanych zmiennych w krajach Europy Środkowej i Wschodniej. Liczbę oraz długość cykli ustalono według dolnych oraz górnych punktów zwrotnych.

[10] Wybrana stała wygładzania zapewniła skuteczne wygładzenie szeregów charakteryzujących się licznymi wahaniami przypadkowymi, a jednocześnie nie spowodowała znaczącej utraty informacji, to jest znaczącego skrócenia długości szeregów czasowych.



Rys. 1. Wygładzone odchylenia bezwzględne liczby urodzeń i współczynnika płodności

Tabela 1

Liczba punktów zwrotnych, faz oraz długość faz i cykli

Wyszczególnienie a – liczba urodzeń b – współczynnik płodności		Liczba obserwacji	Liczba punktów zwrotnych		Liczba faz		Długość faz		Długość cyklu wg punktów zwrotnych	
			dolnych	górnych	spadku	wzrostu	spadku	wzrostu	dolnych	górnych
Białoruś	a	49	2	1	1	1	13	20	32	
	b	49	2	1	1	1	13	17	29	
Bułgaria	a	61	2	1	1	1	20	14	33	
	b	61	2	1	1	1	20	14	33	
Czechy	a	60	2	1	1	1	23	17	29	
	b	57	2	1	1	1	22	17	38	
Estonia	a	49	2	1	1	1	13	23	35	
	b	49	1	1	1	–	11	–		
Litwa	a	49	2	1	1	1	12	14	25	
	b	49	2	1	1	1	15	13	27	
Łotwa	a	49	2	1	1	1	13	22	34	
	b	49	2	1	1	1	13	21	33	
Polska	a	61	2	2	2	1	13; 20	16	35	28
	b	59	2	2	2	1	14; 16	16	31	29
Rosja	a	48	2	1	1	1	12	19	34	
	b	48	2	1	1	1	12	19	30	
Słowacja	a	57	2	1	1	1	20	12	31	
	b	57	2	1	1	1	12	12	31	
Ukraina	a	61	2	2	2	1	9; 13	20	32	28
	b	48	2	1	1	1	14	12	33	
Węgry	a	57	3	2	2	2	9; 9	15; 7	22; 15	15
	b	57	3	2	2	2	13; 11	15; 5	23; 15	13

W szeregach czasowych liczby urodzeń na ogół wyróżniono dwa dolne punkty zwrotne i jeden górny punkt zwrotny (zob. tabela 1 i rys. 1). Wyjątkiem były trzy kraje, Polska i Ukraina (zidentyfikowano po dwa dolne i dwa górne punkty zwrotne) oraz Węgry (trzy dolne i dwa górne punkty zwrotne). Pozwoliło to na wskazanie jednego pełnego cyklu wahań w 10 krajach regionu, a w przypadku Węgier na wskazanie dwóch pełnych cykli wahań. Zaobserwowano, że częściej faza wzrostu przebiegała dłużej niż faza spadku. Długość

cyklu według dolnych punktów zwrotnych wahała się od 15 lat na Węgrzech do 35 lat w Estonii i Polsce, a według górnych punktów zwrotnych od 15 lat (Węgry) do 28 lat (Polska, Ukraina). W 6 z 11 krajów długość cyklu wynosiła 31-34 lata. Najkrótsze cykle obserwowane dla Węgier wskazują na występowanie tzw. minicykli.

Określając własności cykliczności dla drugiej zmiennej, to jest współczynnika płodności, wyróżniono dwa dolne punkty zwrotne i jeden górny punkt zwrotny (zob. tabela 1 i rys. 1). Wyjątkiem były dwa kraje: Polska (zidentyfikowano dwa dolne i dwa górne punkty zwrotne) oraz Węgry (trzy dolne i dwa górne punkty zwrotne). Pozwoliło to na wskazanie jednego pełnego cyklu wahań w 10 krajach, a w przypadku Węgier na wskazanie dwóch pełnych cykli wahań (według dolnych punktów zwrotnych). Przebieg wartości wskazywał na brak cyklu w Estonii. Zaobserwowano, że częściej faza wzrostu przebiegała dłużej niż faza spadku. Długość cyklu według dolnych punktów zwrotnych wahała się od 15 lat (Węgry) do 38 lat (Czechy), a według górnych punktów zwrotnych od 13 lat (Węgry) do 29 lat (Polska). W sześciu krajach długość cyklu wynosiła 30-33 lata.

Identyfikacja własności cykli wahań w badanych zmiennych pozwoliła na wskazanie podobieństw w występowaniu cykli w wybranych krajach. W tym celu posłużono się analizą graficzną, analizą występowania punktów zwrotnych oraz analizą korelacji jednoczesnych. Graficzna analiza wyodrębnionych wahań cyklicznych badanych zmiennych potwierdza podobieństwo przebiegu zmian w czasie w krajach regionu (zob. rys. 1). Szczególną uwagę poświęcono występowaniu dolnych i górnych punktów zwrotnych w badanych krajach, co zestawiono w tabeli 2.

Tabela 2

Występowanie punktów zwrotnych w badanych krajach

Wyszczególnienie a – urodzenia b – współczynnik płodności		Rok występowania punktu zwrotnego
1	2	3
Białoruś	a	1967; **1986;** 1998
	b	1970; **1986;** 1998
Bułgaria	a	1964; **1977;** 1996
	b	1964; **1977;** 1996
Czechy	a	1960; **1976;** 1998
	b	1960; **1976;** 1997

cd. tabeli 2

1	2	3
Estonia	a	1964; **1986;** 1998
	b	1965; **1986;** 1996
Litwa	a	1976; **1989;** 2000
	b	1976; **1988;** 2002
Łotwa	a	1965; **1986;** 1998
	b	1966; **1986;** 1998
Polska	a	**1955;** 1967; **1982;** 2001
	b	**1955;** 1968; **1983;** 1998
Rosja	a	1967; **1985;** 1996
	b	1968; **1986;** 1997
Słowacja	a	1968; **1979;** 1998
	b	1968; **1979;** 1998
Ukraina	a	**1959;** 1967; **1986;** 1998
	b	1967; **1986;** 1999
Węgry	a	1963; **1977;** 1985; **1991;** 1999
	b	1963; **1977;** 1985; **1989;** 1999

Objaśnienie: pogrubioną czcionką zaznaczono górny punkt zwrotny, zwykłą czcionką – dolny punkt zwrotny.

Podobieństwo prawidłowości zmian w czasie jest oczywiste. W każdym z krajów obserwowano okres kompensacji liczby urodzeń po II wojnie światowej. Jedynie w przypadku Polski i Ukrainy zaznaczył się górny punkt zwrotny, wskazując na okres powojennego wyżu urodzeniowego lat 50. W przypadku pozostałych krajów – dolny punkt zwrotny lat 60., wskazując na niż urodzeniowy, potwierdził destrukcyjną działalność II wojny światowej, gdyż dzieci rodziły kobiety z mało licznych roczników wojennych. Górny punkt zwrotny z przełomu lat 70. i 80. stał się echem pierwszego powojennego wyży demograficznego. Podobnie było z następnym punktem zwrotnym – dolnym – przypadającym na koniec lat 90., wówczas dzieci rodziły kobiety z pierwszego niżu demograficznego. Istotne jest, że punkty zwrotne obydwu zmiennych występują dokładnie w tym samym okresie lub okres ich występowania różni się o 1 rok. Zaledwie w trzech przypadkach różnica w występowaniu punktów zwrotnych wynosiła 3 lata, również w trzech przypadkach różnica ta wynosiła 2 lata (zob. tabela 2 i rys. 1).

Dopełnieniem analizy podobieństwa zmian w czasie jest analiza współczynników korelacji jednoczesnych. Wartości współczynników korelacji dla badanych zmiennych (zob. tabela 3) w większości przypadków istotnie różnią się od zera na poziomie istotności 0,05 (wyjątki zaznaczono w tabelach). Wy-

sokie dodatnie wartości współczynników potwierdzają występowanie podobnego przebiegu wahań cyklicznych w badanych krajach. W szczególności dotyczy to par krajów będących dawnymi republikami Związku Radzieckiego. Największe podobieństwo (współczynnik korelacji o wartości przekraczającej 0,9) w przypadku obydwu zmiennych stwierdzono dla par krajów: Białoruś – Ukraina, Białoruś – Rosja, Białoruś – Łotwa, Estonia – Łotwa, Łotwa – Rosja, Ukraina – Łotwa, Ukraina – Rosja. Wysokie podobieństwo uzyskano także dla liczby urodzeń między Polską a Słowacją, Czechami a Bułgarią, Węgrami a Czechami oraz Polską i Ukrainą.

Podsumowanie

Przedstawiona analiza szeregów czasowych zmiennych demograficznych w krajach Europy Środkowej i Wschodniej pozwoliła ustalić fakt występowania wahań cyklicznych liczby urodzeń i współczynnika płodności, a następnie określić własności cykliczności zmian tych zmiennych. Stosunkowo krótkie szeregi czasowe umożliwiły zidentyfikowanie w większości krajów po jednym pełnym cyklu wahań, ale występujące fragmenty faz spadku oraz faz wzrostu wzmacniają wnioskowanie o wahaniach cyklicznych badanych zmiennych. Przeprowadzona analiza graficzna, analiza współczynnika korelacji jednoczesnych oraz występowanie punktów zwrotnych potwierdziły podobieństwo cyklicznych zmian w czasie badanych zmiennych w krajach regionu.

Tabela 3

Współczynniki korelacji wygładzonych odchyleń bezwzględnych dla liczby urodzeń[a] i współczynnika płodności[b]

Kraj	Białoruś	Bułgaria	Czechy	Estonia	Litwa	Łotwa	Polska	Rosja	Słowacja	Ukraina	Węgry
Białoruś	1	0,542	0,161*	0,820	0,908	0,908	0,834	0,971	0,688	0,944	0,128
Bułgaria	0,555	1	0,874	0,864	0,332	0,757	0,548	0,692	0,863	0,738	0,720
Czechy	0,318*	0,918	1	0,596	–0,024*	0,448	0,251*	0,330	0,719	0,437	0,789
Estonia	0,879	0,853	0,648	1	0,701	0,972	0,746	0,877	0,812	0,933	0,478
Litwa	0,808	0,122*	–0,115*	0,595	1	0,845	0,655	0,801	0,479	0,852	0,031*
Łotwa	0,931	0,750	0,529	0,983	0,729	1	0,775	0,916	0,771	0,975	0,377
Polska	0,858	0,649	0,547	0,888	0,447	0,863	1	0,884	0,836	0,868	0,499
Rosja	0,973	0,662	0,440	0,896	0,674	0,913	0,891	1	0,794	0,951	0,267*
Słowacja	0,748	0,660	0,661	0,792	0,311	0,753	0,941	0,819	1	0,839	0,727
Ukraina	0,988	0,412	0,205*	0,882	0,779	0,927	0,841	0,978	0,738	1	0,395
Węgry	0,182*	0,676	0,846	0,496	–0,212*	0,382	0,581	0,291*	0,741	0,182*	1

Objaśnienia: [a] – wartości współczynnika korelacji dla liczby urodzeń dla okresu 1950-2003 zamieszczono pod przekątną; [b] – wartości współczynnika korelacji dla współczynnika płodności dla okresu 1953-2003 zamieszczono nad przekątną; * – współczynnik korelacji nieistotnie różny od zera na poziomie 0,05.

CYCLICAL FLUCTUATIONS OF DEMOGRAPHIC VARIABLES CHARACTERISING THE PROCESS OF BIRTHS

Summary

Regular changes in economic phenomena that are observed in the long term are also to be found in demographic phenomena. This paper focuses on identifying and measuring cyclical fluctuations of variables characterising the process of births in selected countries. Two variables have been chosen for the study: the number of births and the general fertility rate. The regularly repeating changes to demographic variables are referred to as baby booms and demographic lows (i.e. increases and decreases in the number of births). However, no consideration is given to the duration of the cycle or the intensity of its individual phases. That is why the study attempted to identify and measure the cyclical fluctuations in demographic variables, making use of the achievements of various economic situation researchers, while adapting them for its own research purposes. As part of the study, turning points, the durations of the phases of the expansion and contraction and of the cycle were determined. The similarities according to cyclical fluctuation in analyzed countries were shown.

Małgorzata Wróbel

WPŁYW CZYNNIKA EKONOMICZNEGO NA DZIETNOŚĆ W MIASTACH 100-TYSIĘCZNYCH I WIĘKSZYCH W POLSCE WEDŁUG REGIONÓW STATYSTYCZNYCH W LATACH 1998-2009

Wprowadzenie

W Polsce w końcu XX i na początku XXI wieku można zaobserwować istotne przemiany zachodzące w procesach reprodukcji ludności. Współczynniki dzietności i płodności wskazują na utrwalanie się zawężonej zastępowalności pokoleń w naszym kraju[1], w szczególności w subpopulacjach wielkomiejskich. Najniższy relatywnie poziom tych współczynników występuje w dużych, 100-tysięcznych i większych miastach[2]. W ostatnich latach reprodukcja ludności w największych miastach kształtuje się na poziomie o prawie połowę niższym niż w skali ogólnokrajowej[3]. Na zmiany w poziomie dzietności wpływa wiele różnorodnych czynników demograficznych, psychosocjologicznych, środowiskowych, kulturowych, zdrowotnych oraz ekonomicznych, mających charakter endogeniczny lub egzogeniczny. Czynnik ekonomiczny wydaje się jedną z ważniejszych determinant dzietności. Na jego znaczenie wskazują liczne koncepcje rozwoju ludności, ekonomiczne teorie płodności[4] i teorie dobrobytu[5], jak również wzmożone zainteresowanie współczesnych naukowców tym obszarem badawczym.

---

[1] E. Frątczak, J. Balicki, Ch.B. Nam: *Przemiany ludnościowe: fakty – interpretacje – opinie*. Wydawnictwo Uniwersytetu Kardynała S. Wyszyńskiego, Warszawa 2007, s. 233.

[2] *Miasto jako przedmiot badań naukowych w początkach XXI wieku*. Red. B. Jałowiecki. Wydawnictwo Naukowe „Scholar", Warszawa 2008, s. 169.

[3] *Rodzina i gospodarstwo domowe w środowisku wielkomiejskim*. Red. S. Wierzchosławski. Wydawnictwo UEP, Poznań 2009, s. 127.

[4] E. Gołata: *Studia nad terytorialnym zróżnicowaniem płodności*. Monografie i Opracowania SGPiS nr 322, cz. 1., Warszawa 1990, s. 17-35.

[5] M. Chromińska: *Czynnik ekonomiczny we współczesnych koncepcjach ludnościowych*. Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny, Poznań 1998, z. 3/4, s. 361.

Celem podjętego postępowania badawczego jest weryfikacja hipotezy, że czynnik ekonomiczny jest istotną determinantą oddziałującą na dzietność w polskich miastach 100-tysięcznych i większych według regionów w latach 1998-2009. W dociekaniach badawczych podjęto również próbę rozpoznania kierunku, kształtu i siły badanych zależności. Miasta analizowano według 6 regionów statystycznych obejmujących kilka województw: region centralny (łódzkie i mazowieckie), południowy (małopolskie i śląskie), wschodni (lubelskie, podkarpackie, podlaskie i świętokrzyskie), północno-zachodni (lubuskie, wielkopolskie i zachodniopomorskie), południowo-zachodni (dolnośląskie i opolskie) oraz północny (kujawsko-pomorskie, pomorskie i warmińsko-mazurskie).

1. Metody i źródła

W celu zweryfikowania postawionej hipotezy o wpływie czynnika ekonomicznego na dzietność posłużono się analizą regresji i korelacji, wykorzystując demometryczne modele liniowe i nieliniowe z uwzględnieniem jednej zmiennej. Postępowanie badawcze rozpoczęto od oszacowania modeli liniowych, a następnie oszacowano także parametry funkcji wielomianów drugiego i trzeciego stopnia[6]. Estymacji parametrów strukturalnych skonstruowanych modeli demometrycznych dokonano metodą najmniejszych kwadratów[7]. Postać analityczna została wybrana na podstawie oceny wzrokowej korelacyjnego diagramu rozrzutu oraz oceny dobroci dopasowania oszacowanych modeli dzietności. Do oceny zbudowanych modeli posłużono się współczynnikiem determinacji liniowej lub krzywoliniowej[8], skorygowanym współczynnikiem determinacji, odchyleniem składnika resztowego oraz błędem standardowym szacunku[9]. Do zbadania istotności współczynnika determinacji liniowej bądź krzywoliniowej zastosowano statystykę F. Weryfikacji poddano następującą hipotezę:

$$H_0 : E(r_{xy}^2) = 0 \qquad \text{wobec} \qquad H_1 : E(r_{xy}^2) > 0,$$

hipotezę zerową akceptowano, jeżeli $F < F(\alpha, S_1, S_2)$; gdy warunek ten nie był spełniony, przyjmowano hipotezę alternatywną.

---

[6] B. Borkowski, H. Dudek, W. Szczesny: *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*. PWN, Warszawa 2004, s. 18-27.

[7] *Statystyczne metody analizy danych*. Red. W. Ostasiewicz. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. O. Langego we Wrocławiu, Wrocław 1999, s. 225.

[8] G. Keller, B. Warrack, H. Bartel: *Statistics for Management and Economics. A Systematic Approach.* Wadsworth Inc., Belmont, California 1988, s. 666.

[9] S.M. Kot, J. Jakubowski, A. Sokołowski: *Statystyka*. Difin, Warszawa 2011, s. 325.

W podjętym postępowaniu badawczym zmienną objaśnianą jest dzietność w miastach 100-tysięcznych i większych wyrażona syntetyczną miarą reprodukcji ludności w postaci współczynnika dzietności ogólnej (*TFR – Total Fertility Rate*). Stanowi on sumę rocznych współczynników płodności dla kolejnych roczników w wieku 15-49 ukończonych lat. Wyraża średnią liczbę dzieci, jaką urodziłaby kobieta w ciągu okresu rozrodczego, przy stałym wzorcu płodności z danego roku kalendarzowego. Obliczamy go według wzoru[10]:

$$W_{dz.} = \sum_{x=15}^{49} w_{pl.(x)}$$

gdzie: $w_{pl.(x)}$ – współczynnik płodności dla poszczególnych roczników wieku rozrodczego kobiet w przeliczeniu na jedną kobietę. Natomiast zmienną objaśniającą jest czynnik ekonomiczny, który został określony za pomocą takich komponentów jak: dochody i wydatki na 1 mieszkańca w badanych miastach, przeciętna powierzchnia użytkowa 1 mieszkania w m^2, wskaźnik zatrudnienia jako udział pracujących w ogólnej liczbie ludności w wieku 15 lat i więcej. Zmienne te charakteryzują standard życia, warunki bytowe i mieszkaniowe ludności wielkomiejskiej.

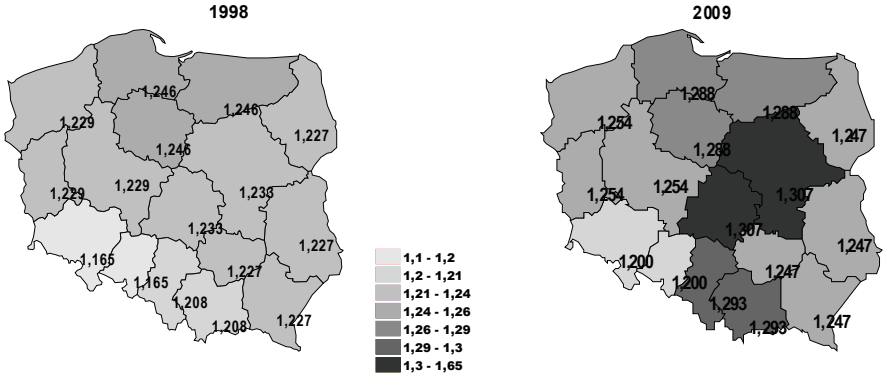
Źródłem informacji były dane opublikowane przez GUS w „Rocznikach Demograficznych", publikacjach „Miasta w liczbach" oraz w Banku Danych Lokalnych dla miast 100-tysięcznych i większych za lata 1998-2009.

2. Charakterystyka badanej zbiorowości

W całym okresie badawczym miast 100-tysięcznych i większych było 43, w 2009 roku, czyli pod koniec analizowanego okresu, było ich już tylko 39. Miasta objęte badaniem pogrupowano według 6 regionów statystycznych. Ludność zamieszkująca miasta 100-tysięczne i większe stanowiła w 2009 roku 28,69% ogółu ludności Polski oraz 47,0% ogółu ludności miejskiej.

Na początku badanego okresu współczynnik dzietności w badanych miastach ogółem wynosił 1,190, na koniec badanego okresu kształtował się na poziomie 1,268, czyli wzrósł o 6,56%. W 1998 roku najwyższy jego poziom – 1,246 – odnotowano w miastach regionu północnego (rys. 1).

[10] J.Z. Holzer: *Demografia*. PWE, Warszawa 2003, s. 253.



Rys. 1. Współczynnik dzietności w miastach 100-tysięcznych i większych w 1998 i 2009 roku według regionów

Źródło: „Roczniki Demograficzne" za lata 1998-2009.

W 2009 roku najwyższy poziom współczynnika – 1,307 – zaobserwowano w miastach regionu centralnego. Najniższy jego poziom zauważono w 1998 i 2009 roku w miastach regionu południowo-zachodniego, wynosił on odpowiednio 1,165 oraz 1,200. Ogółem przeciętne dochody na 1 mieszkańca kształtowały się na poziomie 2479 zł (tabela 1). Najwyższy ich poziom zaobserwowano w miastach regionu centralnego, najniższe dochody odnotowano w miastach regionu wschodniego. Ogółem przeciętne wydatki na 1 mieszkańca wynosiły 2565 zł. Najwyższy ich poziom odnotowano w miastach regionu centralnego, najniższe w miastach regionu wschodniego. W całym badanym okresie zaobserwowano wzrost dochodów i wydatków na 1 mieszkańca odpowiednio o 256,8% i 279,6%.

Tabela 1

Parametry opisowe zmiennych dla miast 100-tysięcznych i większych według regionów

Zmienne	Liczba badanych miast n	Średnia arytmetyczna $\bar{x}$	Odchylenie standardowe δ_x	Współczynnik zmienności $V_x \cdot 100$	Liczba badanych miast n	Średnia arytmetyczna $\bar{x}$	Odchylenie standardowe δ_x	Współczynnik zmienności $V_x \cdot 100$
	ogółem miasta 100 tys. i większe				region centralny			
WDZ	39	1,125	0,079	7,02	4	1,157	0,075	6,48
DOCH	39	2479,8	742,29	29,93	4	2963,2	954,08	32,20
WYD	39	2565,8	789,38	30,77	4	3088,1	1001,25	32,42
POM	39	57,2	2,078	3,63	4	54,4	2,821	5,19
WZ	39	38,8	2,66	6,86	4	43,8	2,51	5,73
	region południowy				region wschodni			
WDZ	14	1,145	0,078	5,81	4	1,125	0,069	6,13
DOCH	14	2410,4	729,46	30,26	4	2341,9	752,07	32,11
WYD	14	2466,7	774,42	31,40	4	2428,5	804,59	33,13
POM	14	57,1	1,646	2,88	4	57,7	2,632	4,56
WZ	14	37,1	2,96	7,98	4	38,2	2,82	7,38
	region północno-zachodni				region południowo-zachodni			
WDZ	6	1,141	0,073	6,40	4	1,081	0,073	6,75
DOCH	6	2427,8	683,23	28,14	4	2570,9	661,11	25,72
WYD	6	2506,0	740,60	29,55	4	2723,1	821,37	30,16
POM	6	59,4	2,554	4,30	4	58,5	1,730	2,96
WZ	6	38,9	2,90	7,46	4	36,1	3,12	8,64
	region północny				objaśnienia do zmiennych:			
WDZ	7	1,166	0,067	5,75	WDZ – współczynnik dzietności			
DOCH	7	2413,9	750,02	31,07	DOCH – dochody na 1 mieszkańca			
WYD	7	2505,3	775,37	30,95	WYD – wydatki na 1 mieszkańca			
POM	7	55,9	2,038	3,65	POM – średnia powierzchnia mieszkania w m^2			
WZ	7	35,5	2,48	6,99	WZ – wskaźnik zatrudnienia			

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z GUS za lata 1998-2009.

Uwzględniając warunki mieszkaniowe określone przeciętną powierzchnią mieszkania w m^2 zauważono, iż w miastach ogółem ich powierzchnia wynosi 57,2 m^2. Największą powierzchnię mieszkań, wynoszącą 59,4 m^2, odnotowano w miastach regionu północno-zachodniego, najmniejszą zaś (54,4 m^2) w miastach regionu centralnego. W analizowanym okresie odnotowano ogólny wzrost powierzchni mieszkań o 9,41%. Ogółem w badanych miastach w latach 1998-2009 wskaźnik zatrudnienia wynosił 38,8. Najwyższy jego poziom – 43,8 – odnotowano w regionie centralnym, najniższy w regionie północnym – 35,5. W 2009 roku zauważono spadek wskaźnika o 12,16% w stosunku do 1998 roku.

Ocena badanych miast ze względu na wyróżnione cechy na podstawie współczynników zmienności pozwala stwierdzić, iż były one najbardziej homogeniczne ze względu na powierzchnię mieszkania. Większym zróżnicowaniem odznaczał się wskaźnik zatrudnienia. Najbardziej heterogeniczne były zmienne: dochody i wydatki na 1 mieszkańca.

3. Związek między dzietnością a czynnikiem ekonomicznym

W postępowaniu badawczy podjęto próbę identyfikacji związku między współczynnikiem dzietności a czynnikiem ekonomicznym. Realizacja tego zadania wymagała oszacowania modeli regresji dzietności o charakterze liniowym oraz wielomianowym drugiego i trzeciego stopnia. W opracowaniu opisane są tylko te związki między rozpatrywanymi zmiennymi, dla których oszacowane parametry równań regresji i współczynniki determinacji są istotne statystycznie i najlepiej wyjaśniające zmienności zmiennej objaśnianej.

W pierwszej kolejności przyjęto hipotezę o wpływie dochodu na 1 mieszkańca na współczynnik dzietności w miastach 100-tysięcznych i większych.

W celu jej weryfikacji przeprowadzono identyfikację związku między rozpatrywanymi zmiennymi. Dokonana analiza potwierdziła jego występowanie w miastach ogółem i we wszystkich regionach w postaci regresji wielomianu drugiego stopnia (tabela 2). W miastach ogółem zmienność poziomu współczynnika dzietności została wyjaśniona przez zmienną „dochód na 1 mieszkańca" na poziomie 84,3%. W poszczególnych regionach współczynnik determinacji krzywoliniowej kształtował się w obszarze zmienności od 76,2% do 87,5%.

Tabela 2

Ocena parametrów modelu regresji parabolicznej współczynnika dzietności względem dochodu na 1 mieszkańca (DOCH)

Ocena parametru $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2$	Błąd standardowy parametru $S_{\hat{\alpha}_0}, S_{\hat{\alpha}_1}, S_{\hat{\alpha}_2}$	Współczynnik β	Statystyka t-Studenta		r^2 S_y F_e	r^2_{skor} V_{Sy} $p(F_e)$
			t_e	$p(t_e)$		
1	2	3	4	5	6	7
model postaci: $\hat{y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \cdot DOCH + \hat{\alpha}_2 \cdot (DOCH)^2$						
ogółem miasta 100-tys. i większe						α = 0,05
1,842561	0,151726		12,14400	0,000001	0,843326	0,808510
–0,000652	0,000123	–6,16390	–5,30382	0,000491	0,034373	3,055
0,000000	0,000000	6,71871	5,78121	0,000266	24,22207	0,000238

cd. tabeli 2

1	2	3	4	5	6	7
region centralny						α = 0,05
1,814224	0,158321		11,45915	0,000001	0,797440	0,752460
–0,000504	0,000109	–6,32491	-4,62114	0,001252	0,037830	3,270
0,000000	0,000000	6,84966	5,00454	0,000734	17,71558	0,000758
region południowy						α = 0,05
1,766294	0,127189		13,88719	0,000000	0,875118	0,847367
-0,000614	0,000108	-4,96336	–5,67924	0,000302	0,030346	2,650
0,000000	0,000000	5,57196	6,37562	0,000129	31,53414	0,000086
region wschodni						α = 0,05
1,782186	0,123618		14,41691	0,000000	0,801635	0,757553
-0,000588	0,000104	–6,44555	–5,65007	0,000314	0,033753	3,000
0,000000	0,000000	6,70383	5,87647	0,000236	18,18540	0,000690
region północno-zachodni						α = 0,05
1,915993	0,2198159		9,66899	0,000005	0,761775	0,708837
–0,000695	0,000162	–6,47730	-4,28917	0,002023	0,039554	3,467
0,000000	0,000000	6,96384	4,61134	0,001270	14,38974	0,001572
region południowo-zachodni						α = 0,05
2,166123	0,213155		10,16222	0,000003	0,829379	0,791464
–0,000911	0,000167	–8,25893	-5,46463	0,000398	0,033308	3,081
0,000000	0,000000	8,73767	5,78139	0,000266	21,87428	0,000350
region północny						α = 0,05
1,928838	0,119284		16,17007	0,000000	0,867002	0,837448
–0,000685	0,000100	–7,68481	–6,84091	0,000075	0,026939	2,310
0,000000	0,000000	8,05854	7,17361	0,000052	29,33525	0,000114

W dalszej analizie starano się zweryfikować hipotezę, że wydatki na 1 mieszkańca w miastach 100-tysięcznych i większych są determinantą wielkości współczynnika dzietności. Przeprowadzona identyfikacja zależności między rozpatrywanymi zmiennymi wykazała, że badane związki najlepiej opisują modele postaci wielomianu drugiego i trzeciego stopnia (tabela 3).

Tabela 3

Ocena parametrów modelu regresji wielomianu drugiego i trzeciego stopnia współczynnika dzietności względem wydatków na 1 mieszkańca (WYD)

Ocena parametru $\hat{\alpha}_0$, $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\alpha}_2$, $\hat{\alpha}_3$	Błąd stand. parametru $S_{\hat{\alpha}_0}$, $S_{\hat{\alpha}_1}$, $S_{\hat{\alpha}_2}$, $S_{\hat{\alpha}_3}$	Współ-czynnik β	Statystyka t-Studenta		r^2 S_y F_e	r^2_{skor} V_{Sy} $p(F_e)$
			t_e	$p(t_e)$		
1	2	3	4	5	6	7
model postaci: $\hat{y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \cdot WYD + \hat{\alpha}_2 \cdot (WYD)^2$						
ogółem miasta 100-tys. i większe						α = 0,05
1,613097	0,158283		10,19120	0,000003	0,762759	0,710038
–0,000436	0,000120	–4,43108	–3,63573	0,005437	0,042298	3,760
0,000000	0,000000	5,03526	4,13147	0,002554	14,46803	0,001543

cd. tabeli 3

1	2	3	4	5	6	7
region centralny						α = 0,05
1,673472	0,120617		13,87431	0,000000	0,834454	0,797666
–0,000385	0,000078	–5,07024	–4,94755	0,000794	0,034200	2,956
0,000000	0,000000	5,64548	5,50887	0,000376	22,68273	0,000306
region wschodni						α = 0,05
1,655405	0,118063		14,02140	0,000000	0,762205	0,709361
–0,000455	0,000093	–5,33461	–4,87386	0,000879	0,036959	3,285
0,000000	0,000000	5,64229	5,15497	0,000599	14,42384	0,001559
region północny						α = 0,05
1,841221	0,113975		16,15464	0,000000	0,865416	0,835508
–0,000581	0,000090	–6,73793	–6,45252	0,000118	0,027099	2,324
0,000000	0,000000	7,18433	6,88001	0,000072	28,93625	0,000120
model postaci: $\hat{y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \cdot WYD + \hat{\alpha}_2 \cdot (WYD)^2 + \hat{\alpha}_3 \cdot (WYD)^3$						
region południowy						α = 0,05
2,348318	0,299882		7,83081	0,000051	0,906187	0,871006
–0,001393	0,000371	–13,8909	–3,75551	0,005580	0,027897	2,436
0,000000	0,000000	25,7853	3,27644	0,011247	25,75853	0,000183
–0,000000	0,000000	–11,4414	–2,67162	0,028291		
region północno-zachodni						α = 0,05
3,167700	0,474458		6,67647	0,000156	0,843457	0,784753
–0,002300	0,000561	–23,2425	-4,10205	0,003428	0,034008	2,981
0,000001	0,000000	45,4013	3,79974	0,005239	14,36801	0,001382
–0,000000	0,000000	–21,9510	–3,41538	0,009150		
region południowo-zachodni						α = 0,05
3,333681	0,439303		7,58857	0,000064	0,888728	0,847001
–0,002302	0,000459	–25,9173	–5,01249	0,001037	0,028530	2,981
0,000001	0,000000	50,6623	4,73210	0,001479	21,29866	0,000360
–0,000000	0,000000	–24,4675	-4,32552	0,002527		

Zależność paraboliczną zidentyfikowano dla miast ogółem i miast regionu centralnego, wschodniego i północnego. Wartość współczynnika determinacji krzywoliniowej dla miast ogółem oszacowana została na poziomie 76,3%, w regionach w przedziale od 76,2% do 86,5%. Analiza wykazała nieznacznie zróżnicowaną intensywność oddziaływania rozpatrywanej zmiennej na zmienność współczynnika dzietności w regionach. Statystycznie istotne okazały się również oceny parametrów strukturalnych równania regresji wielomianu trzeciego stopnia dla miast regionu południowego, północno-zachodniego i południowo-zachodniego (tabela 3). Współczynnik determinacji krzywoliniowej kształtował się w obszarze zmienności od 84,4% do 90,6%. Intensywność oddziaływania rozpatrywanej zmiennej w tych regionach jest zbliżona.

Zgodnie z celem podjętego postępowania badawczego poddano weryfikacji hipotezę, że poziom współczynnika dzietności jest determinantą przeciętnej powierzchni mieszkań w m^2 w miastach 100-tysięcznych i większych. Dokonana analiza potwierdziła występowanie zależności między roz-

patrywanymi zmiennymi o charakterze parabolicznym jedynie w miastach regionu wschodniego (tabela 4). Wartość współczynnika determinacji krzywoliniowej oszacowana została na poziomie 91,86%.

Tabela 4

Ocena parametrów modelu regresji parabolicznej współczynnika dzietności względem przeciętnej powierzchni mieszkania w m^2 (POM); model postaci:
$\hat{y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \cdot POM + \hat{\alpha}_2 \cdot (POM)^2$

Ocena parametru $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2$	Błąd standardowy parametru $S_{\hat{\alpha}_0}, S_{\hat{\alpha}_1}, S_{\hat{\alpha}_2}$	Współczynnik β	Statystyka t-Studenta t_e	Statystyka t-Studenta $p(t_e)$	r^2 S_y F_e	r^2_{skor} V_{Sy} $p(F_e)$
region wschodni						α = 0,05
62,36185	6,261042		9,96030	0,000004	0,918612	0,900526
–2,14425	0,219887	8,395187	–9,75161	0,000004	0,021622	1,922
0,01873	0,001927	8,395187	9,72213	0,000005	50,79082	0,000013

W kolejnym etapie analizy weryfikowano hipotezę, że wskaźnik zatrudnienia w badanych miastach jest determinantą poziomu współczynnika dzietności. Z oszacowanych modeli regresji statystycznie istotne oceny parametrów ustalono dla równań regresji liniowej i parabolicznej (tabela 5). Zidentyfikowany związek liniowy ma charakter dodatni.

Tabela 5

Ocena parametrów modelu regresji liniowej i parabolicznej współczynnika dzietności względem liczby pracujących (WZ)

Ocena parametru $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2$	Błąd standardowy parametru $S_{\hat{\alpha}_0}, S_{\hat{\alpha}_1}, S_{\hat{\alpha}_2}$	Współczynnik β	Statystyka t-Studenta t_e	Statystyka t-Studenta $p(t_e)$	r^2 S_y F_e	r^2_{skor} V_{Sy} $p(F_e)$
1	2	3	4	5	6	7
model postaci: $\hat{y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \cdot WZ$						
ogółem miasta 100-tys. i większe						α = 0,05
0,309325	0,256053		1,208051	0,254821	0,504535	0,454989
0,021006	0,006583	0,710307	3,191093	0,009636	0,057989	5,215
					10,18307	0,009636
region centralny						α = 0,05
0,122042	0,63802		0,462626	0,653535	0,607386	0,568124
0,023622	0,006006	0,779350	3,933230	0,002805	0,049965	4,315
					15,47030	0,002805
region południowo-zachodni						α = 0,05
0,264953	0,069561		3,80892	0,003435	0,932753	0,926028
0,022597	0,001919	0,965791	11,77732	0,000000	0,019838	1,834
					138,7053	0,000000

cd. tabeli 5

1	2	3	4	5	6	7
model postaci: $\hat{y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \cdot WZ + \hat{\alpha}_2 \cdot (WZ)^2$						
ogółem miasta 100-tys. i większe						α = 0,05
–5,62395	2,702702		–2,08086	0,067171	0,587327	0,495622
0,33878	0,140718	14,0957	2,40750	0,039411	0,055164	4,281
–0,00419	0,001822	–13,3927	–2,29976	0,047018	6,404509	0,018631
region południowy						α = 0,05
–6,28847	3,031295		–2,07452	0,067866	0,757250	0,478633
0,00001	0,000006	12,9016	2,36281	0,042406	0,056085	4,898
–0,00000	0,000000	–12,3242	–2,26361	0,049882	6,049191	0,021626
region wschodni						α = 0,10
–4,46164	2,205999		–2,02250	0,073823	0,778886	0,729749
0,26610	0,112292	10,9517	2,36977	0,041925	0,035639	3,168
–0,00312	0,001422	–10,1448	–2,19517	0,055778	15,85145	0,001124
region północno-zachodni						α = 0,10
–5,71631	3,340829		–1,71105	0,121234	0,552536	0,453099
0,32650	0,165885	12,9038	1,96825	0,080569	0,054210	4,751
–0,00384	0,002049	–12,2963	–1,87560	0,093460	5,556671	0,026817
region północny						α = 0,10
–6,09422	3,519528		–1,73154	0,117400	0,556043	0,457386
0,38090	0,191924	7,125072	1,98463	0,078472	0,049218	4,221
–0,00495	0,002604	7,125072	–1,89925	0,089995	5,636116	0,025884

Oszacowane wartości współczynnika determinacji liniowej są zróżnicowane, kształtują się w obszarze zmienności od 60,7% do 93,3%. Dla miast 100--tysięcznych i większych ogółem współczynnik ten oszacowano na poziomie 50,5%. Wartość standaryzowanego współczynnika regresji liniowej dla miast ogółem wynosi 0,7103, dla miast w poszczególnych regionach kształtuje się w obszarze zmienności od 0,7794 do 0,9658.

Związek nieliniowy odnotowano w postaci funkcji regresji parabolicznej w miastach regionu: południowego, wschodniego, północno-zachodniego i północnego oraz w miastach ogółem. W modelu regresji parabolicznej oszacowane wartości współczynnika determinacji krzywoliniowej są zróżnicowane, kształtują się w obszarze zmienności od 55,3% do 77,9%. Natomiast dla miast 100--tysięcznych i większych ogółem współczynnik determinacji krzywoliniowej oszacowano na poziomie 58,7%.

Podsumowanie

Dynamika procesów demograficznych, w tym przebieg procesu reprodukcji ludności, jest uwarunkowana zespołem różnorodnych czynników. Znaczącym czynnikiem są warunki bytowe ludności i ich perspektywy rozwojowe, które charakteryzuje czynnik ekonomiczny. Rezultaty przeprowadzonej analizy pozwoliły na potwierdzenie postawionych hipotez badawczych:

- o występowaniu związku między współczynnikiem dzietności a dochodami na 1 mieszkańca; zależność ma charakter paraboliczny dla miast 100-tysięcznych i większych ogółem i według regionów;
- o zależności współczynnika dzietności względem wydatków na 1 mieszkańca; występuje ona w postaci wielomianu drugiego stopnia w badanych miastach ogółem oraz w miastach regionu centralnego, wschodniego i północnego, a także w postaci wielomianu trzeciego stopnia w miastach regionu południowego, północno-zachodniego i południowo-zachodniego;
- o zależności między współczynnikiem dzietności a przeciętną powierzchnią mieszkania w m^2 potwierdziła się jedynie w miastach regionu wschodniego w postaci parabolicznej;
- o związku między współczynnikiem dzietności a wskaźnikiem zatrudnienia w badanych miastach potwierdziła się w odniesieniu do miast ogółem i miast regionu centralnego i południowo-zachodniego w postaci funkcji liniowej o charakterze dodatnim, a także w odniesieniu do miast ogółem i miast regionu południowego, wschodniego, północno-zachodniego, północnego w postaci funkcji wielomianu drugiego stopnia.

Podjęta próba rozpoznania zależności między współczynnikiem dzietności a wybranymi komponentami czynnika ekonomicznego stanowi jedynie zaczątek rozważań nad determinantami dzietności. W rozważaniach rozpatrywano tylko wpływ pojedynczych zmiennych o charakterze ekonomicznym. W dalszych dociekaniach badawczych należy poszerzyć zakres analizy o zmienne pozaekonomiczne oraz rozpatrywać ich łączny wpływ na poziom dzietności.

INFLUENCE ECONOMIC FACTORS ON TOTAL FERTILITY RATE IN POLISH CITIES OF 100 THOUSAND AND MORE INHABITANTS CLASSIFIED ACCORDING TO STATISTICS REGIONS IN THE YEARS 1998-2009

Summary

The research included on verifying the hypothesis that the economic factor is substantial determinant of fertility in polish cities of 100 thousand and more inhabitants classified according to regions in the years 1998-2009. Components of the economic factor: revenue and expenditure per capita, average usable floor space in m^2, employment rate at a given cities. The tool of choice applied in finding such mechanisms were regressive linear and ono-linear demometric constructs models of fertility. The results of analysis confirmed that the economic factor influence on total fertility rates.

Anna Ojrzyńska

ESTYMACJA ODPORNA W MODELOWANIU UMIERALNOŚCI

Wprowadzenie

Zjawiska zakłócania są powszechnie spotykane w analizach szeregów czasowych, a badanie trendów umieralności nie jest wyjątkiem. Podejście odporne w modelowaniu statystycznym i analizie danych ma na celu zaproponowanie procedur statystycznych dających wiarygodne oszacowania, stanowiące użyteczne testy nie tylko w sytuacji, gdy dane generowane są przez zakładany rozkład, ale także wówczas, gdy rozkład generujący dane nieco odbiega od zakładanego rozkładu. W opracowaniu tym przedstawiono wybrane odporne estymatory położenia. Zaprezentowano także możliwość ich zastosowania do szacowania jednego z parametrów modelu umieralności Lee-Cartera. Model ten opisuje zmiany w umieralności z uwzględnieniem zmieniającego się czasu. Analizę empiryczną przeprowadzono na podstawie danych dotyczących liczby zgonów oraz stanu ludności według wieku w Polsce w okresie 1960-2010. W oparciu o prognozy współczynników zgonu otrzymane dla 2010 roku zweryfikowano możliwość użycia estymatorów odpornych do szacowania parametrów, w tym modelu umieralności.

1. Metoda badania

1.1. Model Lee-Cartera

Jednym z popularnych obecnie modeli prognozowania umieralności jest model stochastyczny Lee-Cartera. W modelu tym logarytm współczynników zgonów jest równy sumie dwóch składników. Pierwszy z nich nie zależy od czasu. Natomiast drugi składnik jest iloczynem parametru pokazującego ogólny poziom umieralności oraz parametru, który wskazuje tempo zmian umieralności w danym wieku w zależności od ogólnej umieralności w czasie. Model ten ma następującą postać[1]:

[1] R.D. Lee, L. Carter: *Modelling and forecasting US mortality*. „Journal of the American Statistical Assotiaton", Vol. 87(419), s. 660.

$$\ln m_{x,t} = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t} \tag{1}$$

gdzie:

$m_{x,t}$ – współczynnik zgonów w grupach wiekowych x w roku kalendarzowym t,

a_x – przeciętny poziom logarytmu współczynnika zgonów w poszczególnych grupach wieku, uśredniony względem czasu kalendarzowego,

b_x – wskazują, jak szybko logarytmy cząstkowych współczynników zgonów, to jest $ln\, m_{x,t}$, zmieniają się w odpowiednich grupach wieku x,

k_t efekt wpływu czasu kalendarzowego t na zmianę w poziomie cząstkowych współczynników zgonów.

Ponadto w modelu[2] zakłada się, że:

$$\sum_{t=1}^{n} k_t = 0 \text{ oraz } \sum_x b_x = 1 \tag{2}$$

1.2. Wybrane odporne estymatory położenia

Wybór przedstawionych w tym opracowaniu odpornych estymatorów położenia był podyktowany tym, iż są one w literaturze dokładnie opisane. Pierwszym zaprezentowanym estymatorem jest M-estymator, który definiowany jest jako rozwiązanie zagadnienia minimalizacji[3]:

$$\sum_{i=1}^{n} \rho\,(X_i, \theta) \coloneqq min \text{ względem } \theta \in \Theta, \tag{3}$$

gdzie $\rho(\cdot,\cdot)$ jest stosownie wybraną funkcją mającą na celu zmniejszyć wpływ obserwacji odstających, a $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \ldots \leq X_{(n)}$ to uporządkowane obserwacje próby. W literaturze znanych jest wiele funkcji mających na celu zmniejszenie wpływu obserwacji odstających. Równanie (4) przedstawia jedną z propozycji Hubera:

$$\psi(t) = \begin{cases} t & |t|<b \\ bsng(t) & |t|\geq b \end{cases} \tag{4}$$

gdzie

$$sgn(x) = \begin{cases} -1 & x < 0 \\ 0 & x = 0 \\ 1 & x > 0 \end{cases} \tag{5}$$

[2] M. Papież: *Możliwość wykorzystania modelu Lee-Cartera do szacowania wartości w dynamicznych tablicach trwania życia*. Zeszyty Naukowe SAD PAN 2008, nr 18, s. 60.

[3] J. Jureckova, J. Picek: *Robust Statistical Methods with R*. Chapman & Hall/CRC, 2006, s. 54.

Kolejną ważną klasę jednowymiarowych estymatorów położenia stanowią L-estymatory, które opierają się na uporządkowanych obserwacjach w próbie $X_{n:1} \leq \cdots \leq X_{n:n}$. Pierwszy składnik L-estymatora ogólnie rzecz biorąc wykorzystuje statystyki porządkowe, drugi składnik jest liniową kombinacją kilku kwantyli z próby. Przykładem L-estymatora jest α-przycięta przeciętna $\left(0 < \alpha < \frac{1}{2}\right)$, będąca przeciętną kwantyli centralnych[4]:

$$X_{n\alpha} = \frac{1}{n-2[n\alpha]} \sum_{i=[n\alpha]+1}^{n-[n\alpha]} X_{n:i} \tag{6}$$

W jej przypadku współczynniki przyjmują postać:

$$c_{ni} = \begin{cases} \frac{1}{n-[n\alpha]} & [n\alpha]+1 \leq i \leq n-[n\alpha] \\ 0 & p.p. \end{cases} \tag{7}$$

Funkcja wagowa może zostać wyrażona jako:

$$J(u) = \frac{1}{1-2\alpha} I[\alpha \leq u \leq 1-\alpha] \tag{8}$$

Wykorzystując funkcję kwantylową, możemy ją zapisać:

$$T_n = T(F_n) = \frac{1}{1-2\alpha} \int_{\alpha}^{1-\alpha} F_n^{-1}(u) du \tag{9}$$

$$T(F) = \frac{1}{1-2\alpha} \int_{\alpha}^{1-\alpha} F(u) du \tag{10}$$

Następnym przykładem L-estymatora jest α-przycięta Winsora. Poniżej przedstawiono ją w ogólnej postaci z dwoma składowymi[5]:

$$\overline{W}_{n\alpha} = T(F_n) = \frac{1}{n}\left\{[n\alpha]X_{n:[n\alpha]+1} + \sum_{i=[n\alpha]+1}^{n-[n\alpha]} X_{n:i} + [n\alpha]X_{n:n-[n\alpha]}\right\} \tag{11}$$

Zwróćmy uwagę, że w przypadku tej średniej ekstremalne kwantyle nie zostają odcięte jak poprzednio, lecz zostają zastąpione kwantylami $X_{n:[n\alpha]+1}$ i $X_{n:n-[n\alpha]}$.

Niech R_i będzie rangą obserwacji X_i w próbie $X_1, \ldots, X_n$. Hodges i Lehmann zaproponowali klasę estymatorów nazywanych R-estymatorami, które można traktować jako odwrotność testów rangowych. Najbardziej znany reprezentant estymatorów tej klasy ma postać[6]:

$$T_{n,h} = med\left\{\frac{X_i + X_j}{2} : 1 \leq i \leq j \leq n\right\} \tag{12}$$

[4] Ibid., s. 67.
[5] Ibid., s. 68.
[6] Ibid., s. 75.

1.3. Estymacja parametrów modelu Lee-Cartera

Do szacowania parametrów b_x oraz k_t modelu Lee-Cartera wykorzystano metodę dekompozycji macierzy danych na wartości i wektory osobliwe SVD (*Singular Value Decomposition*), którą przeprowadzono w następujących etapach[7]:

I. Utworzono macierz $Z_{(x_m \times t_n)}$ o wyrazach:

$$z_{x,t} = \left(\ln m_{x,t} - \hat{a}_x\right) = b_x k_t + \varepsilon_{x,t} \tag{13}$$

II. Zastosowano metodę SVD, która pozwala przedstawić macierz Z jako iloczyn trzech macierzy:

$$Z_{(x_m \times t_n)} = U_{(x_m \times h)} S_{(h \times h)} V^T_{(h \times t_n)} \tag{14}$$

gdzie:

h – rząd macierzy S ($h \leq \min\{x_m, t_m\}$),
S – macierz diagonalna o dodatnich elementach na głównej przekątnej, takich że: $s_1 \geq s_2 \geq \cdots \geq s_h \geq 0$ oraz $s_i^2 = \lambda_i$,
λ_i – wartości własne macierzy $Z^T Z$,
s_i – wartości osobliwe macierzy Z,
U, V – macierze ortogonalne o ortonormalnych kolumnach, takich że: $U^T U = V^T V = I$

III. Obliczono parametry

$$\hat{b}_x = \frac{u_{x1}}{\sum_{x=1}^{m} u_{x1}} \quad \text{oraz} \quad \hat{k}_t = s_1 \left(\sum_{x=1}^{m} u_{x1}\right) v_{t1} \tag{15}$$

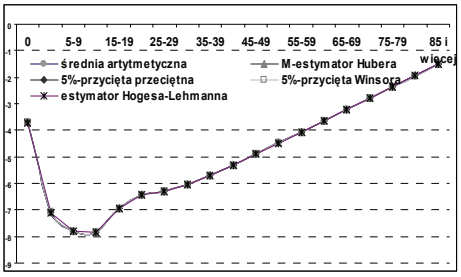
2. Analiza empiryczna

Badanie umieralności przeprowadzono na podstawie danych dotyczących liczby zgonów oraz stanu ludności według wieku w Polsce w okresie 1960--2010. Estymację parametrów przeprowadzono zarówno dla kobiet, jak i dla mężczyzn na podstawie lat 1960-2000. Natomiast okres 2001-2010 posłużył do weryfikacji modelu.

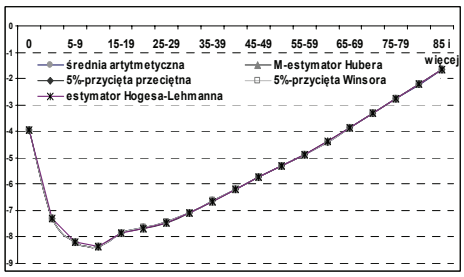
[7] Ibid.

2.1. Szacowanie parametrów modelu umieralności Lee-Cartera

Wyniki estymacji parametrów modelu Lee-Cartera w populacji mężczyzn i kobiet w latach 1960-2000 zaprezentowano na rys. 1-6. Krzywe opisujące przeciętne wartości logarytmu współczynnika zgonów dla mężczyzn i kobiet charakteryzują się podobnym kształtem, przy czym oszacowane wartości a_x dla mężczyzn są niższe aniżeli dla kobiet w wybranych grupach wiekowych. Oszacowania tego parametru za pomocą przedstawionych estymatorów dały rezultaty bardzo zbliżone do wyników otrzymanych za pomocą średniej arytmetycznej.

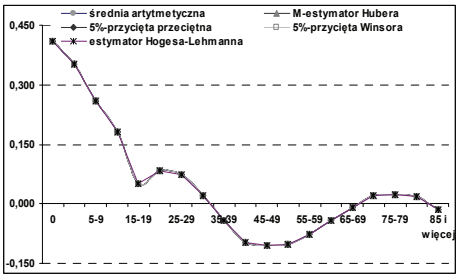


Rys. 1. Oszacowane wartości parametru $\boldsymbol{a_x}$ dla mężczyzn

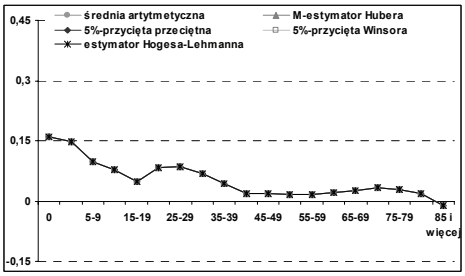


Rys. 2. Oszacowane wartości parametru $\boldsymbol{a_x}$ dla kobiet

Natomiast parametr $\hat{\beta}_x$ odpowiednio dla mężczyzn i kobiet przedstawiono na rys. 3 oraz 4. Można zauważyć, iż wartości parametru $\hat{\beta}_x$ różnią się ze względu na płeć. Duże wartości tego parametru dla mężczyzn poniżej 15. roku życia świadczą o wysokich względnych zmianach umieralności w tych grupach wiekowych w badanych okresie. Natomiast ujemne wartości w grupach wiekowych między 40. a 69. rokiem życia oznaczają, iż umieralność w tym wieku wzrasta w ciągu badanego okresu.

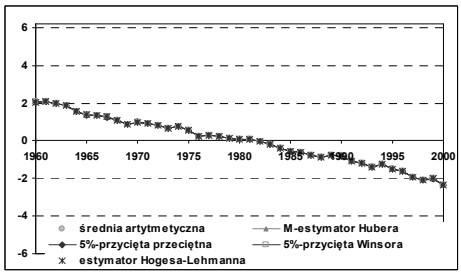


Rys. 3. Wartości parametru $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\boldsymbol{x}}$ dla mężczyzn

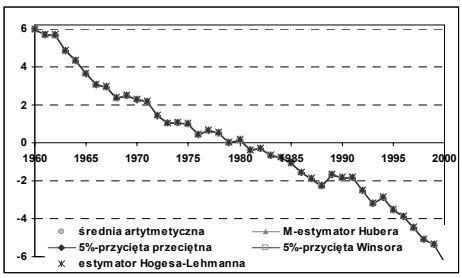


Rys. 4. Wartości parametru $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\boldsymbol{x}}$ dla kobiet

Z kolei rys. 5 oraz 6 przedstawiają wartości parametru $\hat{k}_t$, który opisuje efekt wpływu czasu kalendarzowego na zmianę w poziomie cząstkowych współczynników zgonów. Można zauważyć, iż w przypadku kobiet umieralność malała dużo szybciej niż w przypadku mężczyzn.



Rys. 5. Wartości parametru $\hat{k}_t$ dla mężczyzn

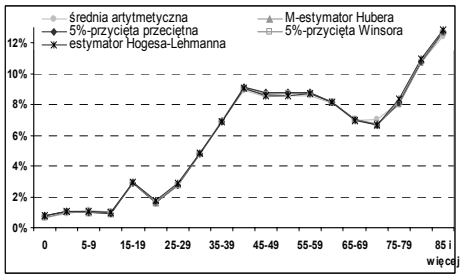


Rys. 6. Wartości parametru $\hat{k}_t$ dla kobiet

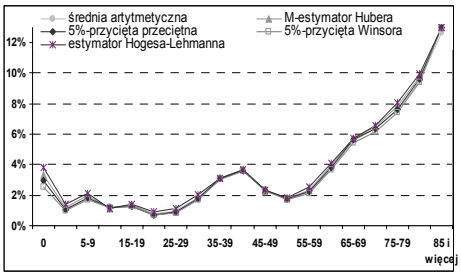
2.2. Prognozy cząstkowych współczynników zgonów oraz ich oceny

Wskaźnikami zmieniającymi się wraz z upływem czasu są tu parametry k_t, traktowane jako pewien proces stochastyczny z czasem dyskretnym. Prognozy dotyczące przewidywanych wartości tych indeksów w przyszłości, w połączeniu z oszacowaniami parametrów $\hat{a}_x$ i $\hat{b}_x$, pozwalają na sporządzenie wieloletnich prognoz umieralności, a dokładniej – prognoz dotyczących wartości współczynników zgonów w poszczególnych grupach wieku dla roku 2010. Do prognozowania parametru k_t, na podstawie oszacowań tego parametru w latach 1960-2000, wybrano model autoregresyjny[8] *AR*(*1*). Natomiast do oceny prognoz wykorzystano średni błąd predykcji *ex post* oraz względny błąd predykcji *ex post*. Rys. 7 oraz 8 prezentują wartości względnego błędu predykcji *ex post* dla poszczególnych grup wiekowych mężczyzn i kobiet. W przypadku mężczyzn poniżej 30. roku życia prognozy umieralności obarczone są małym względnym błędem (poniżej 3%). Następnie wraz ze wzrostem wieku (od 30 do 45 lat) wartości względnego błędu *ex post* wzrastają do poziomu 8,8%. Największym błędem (powyżej 10%) obarczone są prognozy dla najstarszych mężczyzn (w wieku 80 lat i więcej).

[8] R.D. Lee, L. Carter: Op. cit., s. 659-671; M. Papież: Op. cit.



Rys. 7. Wartości względnego błędu predykcji *ex post* dla mężczyzn



Rys. 8. Wartości względnego błędu predykcji *ex post* dla kobiet

Prognozy umieralności kobiet cechuje większa dokładność. Dopiero prognozy dla kobiet powyżej 60. roku życia obarczone są błędem większym niż 10%. Względne błędy prognoz *ex post* umieralności obliczone w oparciu o model Lee-Cartera, z zastosowaniem różnych estymatorów położenia, przestawiają tabele 1 oraz 2. Kolorem szarym oznaczono te grupy wiekowe, dla których zastosowanie odpornych estymatorów dało względne błędy prognoz mniejsze niż przy zastosowaniu średniej arytmetycznej. Użycie tych estymatorów tylko w przypadku mężczyzn pomiędzy 5. a 29. oraz 65. a 84. rokiem życia polepszyło dopasowanie modelu.

Tabela 1

Względne błędy prognoz *ex post* umieralności mężczyzn obliczone z zastosowaniem wybranych estymatorów położenia

Wiek	Średnia arytmetyczna	M-estymator Hubera	5%-przycięta przeciętna	5%-przycięta Winsora	Estymator Hogesa--Lehmanna
1	2	3	4	5	6
0	0,63%	0,75%	0,76%	0,66%	0,77%
1-4	0,94%	1,04%	1,04%	0,99%	1,03%
5-9	1,14%	0,99%	1,00%	1,00%	1,09%
10-14	1,00%	0,91%	0,91%	0,95%	1,00%
15-19	2,91%	2,92%	2,91%	2,91%	2,92%
20-24	1,71%	1,61%	1,61%	1,63%	1,76%
25-29	2,84%	2,81%	2,76%	2,74%	2,89%
30-34	4,77%	4,82%	4,80%	4,79%	4,83%
35-39	6,89%	6,92%	6,91%	6,92%	6,91%
40-44	8,91%	9,11%	9,13%	9,01%	9,05%
45-49	8,49%	8,73%	8,78%	8,62%	8,60%

cd. tabeli 1

1	2	3	4	5	6
50-54	8,57%	8,79%	8,80%	8,70%	8,60%
55-59	8,55%	8,76%	8,76%	8,70%	8,73%
60-64	8,05%	8,17%	8,16%	8,16%	8,16%
65-69	6,99%	7,03%	7,04%	7,06%	6,98%
70-74	7,02%	6,68%	6,69%	6,73%	6,68%
75-79	8,16%	8,25%	8,11%	8,04%	8,33%
80-84	10,74%	10,87%	10,78%	10,70%	10,97%
85 i więcej	12,41%	12,79%	12,74%	12,68%	12,87%

Tabela 2

Względne błędy prognoz *ex post* umieralności kobiet obliczone z zastosowaniem wybranych estymatorów położenia

Wiek	Średnia arytmetyczna	M-estymator Hubera	5%-przycięta przeciętna	5%-przycięta Winsora	Estymator Hogesa--Lehmanna
0	2,99%	3,34%	2,99%	2,55%	3,81%
1-4	1,10%	1,22%	1,09%	0,99%	1,44%
5-9	1,78%	1,96%	1,86%	1,68%	2,13%
10-14	1,20%	1,16%	1,18%	1,23%	1,16%
15-19	1,32%	1,35%	1,29%	1,24%	1,42%
20-24	0,74%	0,78%	0,73%	0,68%	0,89%
25-29	0,97%	0,94%	0,91%	0,86%	1,12%
30-34	1,80%	1,84%	1,78%	1,67%	2,03%
35-39	3,10%	3,11%	3,09%	3,02%	3,12%
40-44	3,65%	3,64%	3,62%	3,59%	3,71%
45-49	2,36%	2,27%	2,30%	2,30%	2,34%
50-54	1,73%	1,77%	1,73%	1,68%	1,87%
55-59	2,19%	2,34%	2,24%	2,15%	2,51%
60-64	3,76%	3,96%	3,83%	3,71%	4,11%
65-69	5,55%	5,75%	5,63%	5,47%	5,73%
70-74	6,34%	6,52%	6,36%	6,12%	6,56%
75-79	7,55%	7,83%	7,65%	7,38%	8,03%
80-84	9,47%	9,76%	9,62%	9,37%	9,95%
85 i więcej	12,68%	13,04%	13,02%	12,99%	13,01%

Natomiast w przypadku kobiet zastosowanie estymatora 5%-przyciętej Winsora (tylko poza dwoma przypadkami) wiązało się z mniejszymi błędami względnymi *ex post*, niż przy użyciu średniej arytmetycznej.

Zakończenie

Wyniki badań wskazały, że zaproponowany model Lee-Cartera można wykorzystać do prognozowania umieralności jedynie w grupach wiekowych 5-30 lat w przypadku mężczyzn oraz w wieku poniżej 60 lat dla kobiet. W pozostałych przypadkach prognozy dla roku 2010 obliczone na podstawie tego modelu obarczone były dużymi błędami. Zastosowanie estymatorów odpornych do szacowania parametru a_x w niewielkim stopniu poprawiło jakość dopasowania modelu do danych empirycznych, przy czym spośród przedstawionych estymatorów odpornych najlepszy okazał się estymator 5%-przyciętej Winsora.

W kolejnej pracy interesujące zdawałoby się zastąpienie klasycznej metody dekompozycji na wartości i wektory osobliwe SVD przez odporną modyfikację tej metody.

ROBUST ESTIMATION METHODS IN MODELING MORTALITY RATE

Summary

This article presents the proposal of applying a robust estimator in a modeling of mortality rate. For this purpose there was used one of today's most popular models of a prediction of mortality – a generalized stochastic Lee-Carter model. In this model the average level of the logarithm of the mortality rate was estimated by using selected robust estimators of location. Based on predictions of death rates obtained on the basis of the proposed method, there was verified the ability of using these estimators to estimate the parameters of the Lee-Carter model.

Ewa Wędrowska
Marcin Forkiewicz

WYKORZYSTANIE MIAR DYWERGENCJI CSISZÁRA DO OCENY PODOBIEŃSTWA STRUKTURY LUDNOŚCI KRAJÓW REGIONU MORZA BAŁTYCKIEGO*

Wprowadzenie

W badaniu zjawisk społeczno-ekonomicznych często podejmowana jest problematyka podobieństwa struktur demograficznych. Na podstawie liczby oraz struktury ludności określane są uwarunkowania rozwoju społecznego i ekonomicznego zarówno krajów, jak i mniejszych jednostek terytorialnych. Ustalenie podobieństwa w strukturze ludności regionów w układzie przestrzennym może być przydatne w prowadzonej polityce regionalnej.

Zagadnieniu podobieństwa struktur poświecono w literaturze wiele miejsca, jednak miary najczęściej tam stosowane do kwantyfikacji stopnia podobieństwa struktur są funkcjami metryk odległościowych ich wskaźników cząstkowych. Celem pracy jest wskazanie możliwości wykorzystania miar dywergencji klasy Csiszára (f-dywergencji) do kwantyfikacji stopnia podobieństwa struktur demograficznych. Cel aplikacyjny opracowania stanowi określenie stopnia podobieństwa w zakresie przestrzennego zróżnicowania struktury ludności nadmorskich jednostek szczebla NUTS 2 Regionu Morza Bałtyckiego.

* Praca powstała w ramach projektu *Best Agers – Using the knowledge and experience of professionals in their primes to foster business and skills development in the Baltic Sea Region*, współfinansowanego przez Unię Europejską (Europejski Fundusz Rozwoju Regionalnego) w Programie Regionu Morza Bałtyckiego 2007-2013.

2. Sytuacja demograficzna krajów Regionu Morza Bałtyckiego

Liczba ludności oraz jej struktura według płci, wieku i miejsca zamieszkania stanowią podstawę wielu analiz demograficznych, ilustrując dotychczasowe trendy w płodności, umieralności i migracji, a także wskazują na kształtowanie się przyszłych trendów. Przede wszystkim jednak na ich podstawie określane są uwarunkowania rozwoju społecznego i ekonomicznego. Badania nad strukturami demograficznymi w układzie przestrzennym są istotne w podejmowaniu decyzji w zakresie usług społecznych (edukacja, ochrona zdrowia, usługi opiekuńcze) oraz w zakresie funkcjonowania systemu zabezpieczenia społecznego.

Zmiany liczby ludności i jej struktury według wieku, płci oraz miejsca zamieszkania są głównie wynikiem przemian zachodzących w reprodukcji ludności oraz zdarzeń demograficznych tworzących ruch naturalny i ruch wędrówkowy ludności[1]. Do przyczyn tych zmian dodaje się również procesy formowania rodzin i gospodarstw domowych oraz rozpad związków małżeńskich[2].

W krajach Regionu Morza Bałtyckiego obserwowany jest spadek przyrostu naturalnego ludności oraz nasilenie procesu starzenia się społeczeństwa. W latach 2000-2009 dodatni przyrost naturalny występował w Danii, Finlandii i na Łotwie, od roku 2002 w Szwecji oraz od 2006 w Polsce (tabela 1).

Tabela 1

Przyrost naturalny na 1000 ludności w krajach Regionu Morza Bałtyckiego

Kraj	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Dania	1,7	1,3	1,0	1,3	1,6	1,7	1,7	1,6	1,9	1,4
Estonia	–3,9	–4,3	–3,9	–3,8	–2,7	–2,2	–1,8	–1,2	–0,5	–0,2
Finlandia	2,7	1,4	1,5	1,2	1,5	1,9	1,9	2,0	1,8	2,0
Litwa	–1,4	–2,5	–3,2	–3,0	–3,2	–3,9	–4,0	–3,9	–2,6	–1,6
Łotwa	4,5	3,9	3,6	2,8	4,1	3,8	3,7	3,4	4,1	4,0
Niemcy	–0,9	–1,1	–1,5	–1,8	–1,4	–1,8	–1,8	–1,7	–2,0	–2,3
Polska	0,3	0,1	–0,1	–0,4	–0,2	–0,1	0,1	0,3	0,9	0,9
Szwecja	–0,3	-0,3	0,1	0,7	1,2	1,1	1,6	1,7	1,9	2,3

Źródło: Eurostat; http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database, UN Demographic Yearbook.

[1] S. Kurek: *Starzenie się ludności na obszarach przemysłowych w Polsce.* Prace Komisji Geografii Przemysłu 2009, nr 14.
[2] *Statystyka społeczna.* Red. T. Panek. PWE, Warszawa 2007.

Wyniki badań dotyczących jednorodności przestrzennej w układzie regionów Europy w zakresie zjawisk demograficznych, przedstawione przez Grabińskiego wskazują, że kraje Europy pod względem sytuacji demograficznej są zróżnicowane w układzie regionów, których zarysy nie pokrywają się z granicami państwowymi[3]. Ponadto zauważono, że niewielkie grupy regionów cechują się zbliżonym poziomem wskaźników demograficznych. Wydaje się zatem bardziej uzasadnione przyjęcie do analiz mniejszych, bardziej jednorodnych jednostek, jakimi są regiony, gdyż kraje jako duże agregaty społeczno-ekonomiczne cechują się często znaczną niejednorodnością wewnętrzną.

Podstawowym poziomem odniesienia dla polityki regionalnej Unii Europejskiej są jednostki szczebla NUTS 2. Dlatego do badań przyjęto strukturę ludności wygenerowaną według pięcioletnich grup wieku dla trzynastu jednostek terytorialnych Regionu Morza Bałtyckiego wyodrębnionych na poziomie NUTS 2. Zakres czasowy badań obejmuje rok 2009, a obiektami analizy są jednostki Regionu Morza Bałtyckiego szczebla NUTS 2. Źródło danych stanowiła baza danych Eurostatu.

Wśród badanych jednostek szczebla NUTS 2 krajów Regionu Morza Bałtyckiego znajdują się: Dania (DK0), Estonia (EE0), Litwa (LT0), Łotwa (LV0), dwie jednostki terytorialne Niemiec (*Regierungsbezirke*): Mecklenburg-Vorpommern (DE8) oraz Schleswig-Holstein (DEF), dwa województwa Polski: zachodniopomorskie (PL42) oraz pomorskie (PL63), dwie jednostki terytorialne Finlandii (*Suuralueet*): Manner-Suomi (FI1) oraz Åland (FI2) oraz trzy jednostki Szwecji (*Riksområden*): Östra Sverige (SE1), Södra Sverige (SE2), Norra Sverige (SE3).

3. Miary dywergencji Csiszára

W niniejszym opracowaniu pojęcie struktury rozumiane będzie jako wektor, którego składowe przedstawiają udział liczebności poszczególnych klas utworzonych w wyniku podziału zbiorowości według określonego kryterium w łącznej liczebności. Struktura stanowi zatem specyficzny obiekt O_j $(j = 1,...,m)$ opisany wektorem $S_j^n = [\omega_{1j}, \omega_{2j},..., \omega_{nj}]$ wskaźników struktury (lub udziału) ω_{ij} $(i = 1,...,n)$ spełniających warunki:

1. unormowania: $0 \le \omega_{ij} \le 1$ dla $(i = 1,...,n)$; (1)

[3] T. Grabiński: *Analiza teksonometryczna krajów Europy w ujęciu regionów*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2003.

2. sumy jednostkowej: $\sum_{i=1}^{n} \omega_{ij} = 1.$ (2)

W badaniu zjawisk społeczno-ekonomicznych często podejmowana jest problematyka podobieństwa struktur demograficznych. Zagadnieniu temu poświęcono wiele miejsca w literaturze, podkreśla się bowiem, że modele wielowymiarowej analizy danych, zastosowane do badania zróżnicowania strukturalnego, mają w tym szczególnym przypadku pewne specyficzne własności[4]. Podejście metodologiczne w tym zakresie sprowadza się do badania podobieństwa bądź niepodobieństwa zbioru obiektów O_j $(j = 1,...,m)$ ze względu na ich strukturę wyrażoną wektorem $S_j^n = [\omega_{1j}, \omega_{2j},..., \omega_{nj}]$ $(i = 1,...,n)$.

Celem kwantytatywnego porównywania pary struktur S_r^n oraz S_s^n jest wyznaczenie wartości odpowiedniej miary zgodności struktur, określającej stopień ich podobieństwa bądź niepodobieństwa. Badanie podobieństwa obiektów opisanych przez wskaźniki struktury może mieć charakter przestrzenny lub dynamiczny. W drugim przypadku kwantyfikacji podlega nie tylko podobieństwo struktur, ale i stopień zmian strukturalnych. Istnieje także potrzeba analizy strukturalnej obejmującej jednocześnie kierunek przestrzenny i dynamiczny. Wtedy badane jest jednocześnie zróżnicowanie struktur w przestrzeni oraz ich zmienność w czasie.

W literaturze z zakresu badań porównawczych struktur miarom niepodobieństwa stawiane są postulaty tożsamości, symetryczności oraz unormowania w przedziale $[0,1]$[5]:

$$d(S_r^n, S_s^n) = 0 \Leftrightarrow S_r^n = S_s^n, \tag{3}$$

$$d(S_r^n, S_s^n) = d(S_s^n, S_r^n), \tag{4}$$

$$d(S_r^n, S_s^n) \in [0,1] \tag{5}$$

dla dowolnych struktur S_r^n, S_s^n.

Miary $d(S_r^n, S_s^n)$ osiągają wartość równą zeru dla struktur identycznych, natomiast wraz ze wzrostem stopnia rozbieżności struktur przyjmują wartości z górnego zakresu przedziału $[0,1]$, a wartość jeden osiągają dla struktur o całkowicie odmiennym rozkładzie łącznego funduszu badanej cechy (np. $[1,0,...,0]$ i $[0,1,0,...,0]$).

[4] A. Młodak: *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Difin, Warszawa 2006.
[5] K. Kukuła: *Statystyczne metody analizy struktur ekonomicznych*. Wydawnictwo Edukacyjne, Kraków 1996.

Zazwyczaj miary wykorzystywane do oceny podobieństwa bądź niepodobieństwa struktur są funkcjami metryk odległości ich wskaźników cząstkowych. W pracy wskazana zostanie możliwość wykorzystania miar dywergencji klasy Csiszára (*f*-dywergencji) do kwantyfikacji stopnia podobieństwa struktur demograficznych. Koncepcję *f*-dywergencji jako miary rozbieżności pomiędzy dwoma rozkładami prawdopodobieństwa wprowadzili równocześnie Csiszár (1967) oraz Ali i Silvey (1966).

Miara dywergencji należąca do klasy Csiszára (*f*-dywergencja) pomiędzy strukturami S_r^n oraz S_s^n określona jest następująco:

$$C_f(S_r^n, S_s^n) = \sum_{i=1}^{n} \omega_{is} f\left(\frac{\omega_{ir}}{\omega_{is}}\right), \tag{6}$$

gdzie $f:[0,\infty) \to \Re$ jest funkcją różniczkowalną i wypukłą, taką że dla $x = 1$ $f(1) = 0$, $f''(1) \geq 0$ oraz dla $x = 0$ zachodzi: $0 \cdot f\left(\frac{0}{0}\right) = 0$ oraz $0 \cdot f\left(\frac{\omega}{0}\right) = \lim_{x\to\infty} \frac{f(x)}{x}$ (Menéndez i in. 2003).

Taneja (2005) wykazał, że dywergencja $C_f(S_r^n, S_s^n)$ dla pary struktur (S_r^n, S_s^n) jest wypukła i przyjmuje wartości nieujemne dla wypukłej funkcji $f:[0,\infty) \to \Re$, takiej że $f(1) = 0$. Ponadto $C_f(S_r^n, S_r^n) = 0$ dla wszystkich funkcji przyjmujących wartość zero dla argumentu równego jedności[6].

Wiele znanych miar dywergencji należy do uogólnionej klasy *f*-dywergencji, przykładami są: odległość miejska, kwadrat odległości Hellingera, odległość trójkątna, χ^2-dywergencja, dywergencja Kullbaca-Leiblera. Do klasy dywergencji Csiszára należą zatem zarówno metryki odległościowe (np. odległość miejska), jak i miary niesymetryczne o nieograniczonych z góry zbiorach wartości (np. dywergencja Kullbaca-Leiblera).

Miary dywergencji określają stopień rozbieżności pomiędzy składowymi porównywanych struktur, mają zatem charakter miar niepodobieństwa. Dla struktur identycznych osiągają wartość zero. Z kolei w przypadku całkowitej rozbieżności pomiędzy strukturami nie zawsze występuje górne ograniczenie zbioru wartości. Wśród *f*-dywergencji występują miary o wartościach należących do przedziału $[0,1]$ lub do przedziału ograniczonego z góry przez

[6] S.S. Dragomir, V. Gluščević, C.E.M. Pearce: *Csiszár f-divergence, Ostrowski's inequality and mutual information*. „Nonlinear Analysis" 2001, No. 47.

pewną liczbę dodatnią, a także miary o nieograniczonych z góry wartościach. Do miar unormowanych w przedziale $[0,1]$ należą między innymi unormowana odległość trójkąta oraz odległość Braya-Curtisa (tabela 2).

Tabela 2

Przykłady miar dywergencji Csiszára unormowanych w przedziale $[0,1]$

Miara dywergencji	Oznaczenie	Formuła	Wypukła funkcja $f:[0,\infty)\to\Re$
odległość Braya--Curtisa	d_{rs}^{BC}	$C_f(S_r^n,S_s^n)=\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\lvert\omega_{ir}-\omega_{is}\rvert$	$f_{BC}(x)=\frac{1}{2}\lvert x-1\rvert$
unormowana odległość trójkąta	$d_{rs}^{\Delta *}$	$C_f(S_r^n,S_s^n)=\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\frac{\lvert\omega_{ir}-\omega_{is}\rvert^2}{\omega_{ir}+\omega_{is}}$	$f_{\Delta *}(x)=\frac{1}{2}\frac{(x-1)^2}{x+1}$

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: I.J. Taneja: *Refinement Inequalities Among Symmetric Divergence Measures*. „The Australian Journal of Mathematical Analysis and Applications" 2005, No. 2 (1).

3. Wyniki badań

Celem określenia stopnia podobieństwa w zakresie przestrzennego zróżnicowania struktury ludności jednostek szczebla NUTS 2 Regionu Morza Bałtyckiego wykorzystano wybrane miary dywergencji Csiszára: unormowaną odległość trójkątną, odległość Braya-Curtisa. Wybrane miary unormowane są w przedziale [0,1], co daje możliwość porównania uzyskanych rezultatów. Analizie poddano strukturę ludności badanych regionów wydzieloną według pięcioletnich grup wieku w roku 2009 dla ludności ogółem. Każdy region szczebla NUTS 2 scharakteryzowany został osiemnastoelementowym wektorem wskaźników, które stanowią frakcje ludności z danego przedziału wieku w ogólnej liczbie ludności danego regionu. Ustalony został przez to stopień faktycznego zróżnicowania w strukturze ludności badanych regionów.

Tabela 3

Macierz dywergencji Csiszára pomiędzy strukturami ludności jednostek szczebla NUTS 2 według pięcioletnich grup wieku w roku 2009: górny trójkąt – unormowana odległość trójkąta, dolny trójkąt – odległość Braya-Curtisa

	DK0	DE8	DEF	EE0	LV0	LT0	PL42	PL63	FI1	FI2	SE1	SE2	SE3
DK0	0,0000	0,0247	0,0094	0,0084	0,0104	0,0090	0,0159	0,0132	0,0024	0,0025	0,0015	0,0027	0,0064
DE8	0,1389	0,0000	0,0095	0,0154	0,0132	0,0181	0,0290	0,0320	0,0187	0,0225	0,0266	0,0222	0,0195
DEF	0,0797	0,0833	0,0000	0,0133	0,0126	0,0130	0,0300	0,0292	0,0099	0,0081	0,0118	0,0087	0,0075
EE0	0,0699	0,1161	0,0929	0,0000	0,0006	0,0023	0,0075	0,0063	0,0057	0,0120	0,0065	0,0064	0,0107
LV0	0,0819	0,1085	0,0911	0,0188	0,0000	0,0017	0,0086	0,0078	0,0078	0,0142	0,0084	0,0111	0,0123
LT0	0,0738	0,1186	0,0881	0,0402	0,0337	0,0000	0,0086	0,0070	0,0083	0,0140	0,0081	0,0089	0,0135
PL42	0,1078	0,1413	0,1430	0,0660	0,0718	0,0770	0,0000	0,0010	0,0115	0,0200	0,0148	0,0174	0,0242
PL63	0,0955	0,1550	0,1433	0,0601	0,0696	0,0717	0,0261	0,0000	0,0113	0,0192	0,0116	0,0152	0,0237
FI1	0,0412	0,1129	0,0879	0,0604	0,0734	0,0718	0,0900	0,0830	0,0000	0,0022	0,0034	0,0024	0,0039
FI2	0,0380	0,1273	0,0781	0,0816	0,0921	0,0888	0,1082	0,1026	0,0322	0,0000	0,0042	0,0030	0,0034
SE1	0,0341	0,1454	0,0911	0,0632	0,0728	0,0651	0,0987	0,0850	0,0483	0,0544	0,0000	0,0014	0,0066
SE2	0,0413	0,1312	0,0791	0,0614	0,0820	0,0771	0,1057	0,0917	0,0376	0,0421	0,0310	0,0000	0,0022
SE3	0,0692	0,1198	0,0724	0,0800	0,0839	0,0882	0,1223	0,1171	0,0514	0,0516	0,0698	0,0404	0,0000

Źródło: E. Wędrowska: *Miary entropii i dywergencji w badaniu struktur ekonomicznych.* Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego, Olsztyn 2011.

Miary dywergencji dla struktur wygenerowanych w roku 2009 przyjmują odmienne wartości, co jest oczywiste ze względu na ich konstrukcję. Uzyskane rezultaty nie wskazują na występowanie istotnych rozbieżności w strukturze ludności jednostek terytorialnych szczebla NUTS 2 Regionu Morza Bałtyckiego, choć można wyodrębnić grupę regionów, która charakteryzuje się większą rozbieżnością od pozostałych. Ocena tej rozbieżności jest nieco odmienna dla każdej z zastosowanych miar, które ustalają różne rankingi w stopniu rozbieżności struktur. Jednak grupa regionów, które typowane są jako regiony najbardziej odmienne, pozostaje zbliżona dla każdej z miar.

Odległość Braya-Curtisa d_{rs}^{BC} wskazuje na największą rozbieżność w strukturze ludności pomiędzy regionami: województwo pomorskie (PL63) oraz Mecklenburg-Vorpommern (DE8); województwo pomorskie (PL63) oraz Schleswig-Holstein (DEF); województwo zachodniopomorskie (PL42) oraz Schleswig-Holstein (DEF); województwo zachodniopomorskie (PL42) oraz Mecklenburg-Vorpommern (DE8).

Unormowana odległość trójkątna $d_{rs}^{\Delta *}$ wskazuje na największą rozbieżność w strukturze ludności pomiędzy regionami: województwo pomorskie (PL63) oraz Mecklenburg-Vorpommern (DE8); województwo zachodnio-

pomorskie (PL42) oraz Schleswig-Holstein (DEF); województwo pomorskie (PL63) oraz Schleswig-Holstein (DEF); województwo zachodniopomorskie (PL42) oraz Mecklenburg-Vorpommern (DE8).

Obie miary przyjmują wartość najmniejszą dla pary struktur ludności Estonii oraz Łotwy, wskazując tym samym, że dla tych krajów występuje największe podobieństwo w strukturze ludności. Wartości obu miar wskazują, że można wyodrębnić następujące grupy regionów najbardziej podobnych:

- Grupa I: Litwa, Łotwa, Estonia.
- Grupa II: Dania (DK0), jednostki terytorialne Finlandii: Manner-Suomi (FI1) i Åland (FI2) oraz jednostki Szwecji (*Riksområden*): Östra Sverige (SE1), Södra Sverige (SE2), Norra Sverige (SE3).
- Grupa III: jednostki terytorialne Niemiec: Mecklenburg-Vorpommern (DE8) oraz Schleswig-Holstein (DEF).
- Grupa IV: województwa Polski: zachodniopomorskie (PL42) oraz pomorskie (PL63).

Podsumowanie

Badanie podobieństwa struktur demograficznych regionów istotne jest z punktu widzenia ustalania wspólnej polityki w kontekście usług społecznych, takich jak edukacja, ochrona zdrowia, usługi opiekuńcze oraz w zakresie funkcjonowania systemu zabezpieczenia społecznego. Jak wskazano w pracy, do kwantyfikacji stopnia upodabniania się struktur można wykorzystać miary z rodziny dywergencji Csiszára. Różnorodna konstrukcja miar *f*-dywergencji daje badaczom możliwość wyboru miernika o różnym stopniu wrażliwości na rozbieżność w układzie strukturalnym badanych regionów.

APPLICATION OF CSISZÁR DIVERGENCE MEASURES TO THE ASSESSMENT OF THE SIMILARITY BETWEEN THE DEMOGRAPHIC STRUCTURES OF THE POPULATION OF THE BALTIC SEA STATES

Summary

Studies of socio-economic phenomena often touch on the issues concerning similarity between demographic structures. The measures usually used in the evaluation of structure similarity or in the investigation of the extent of structural changes are functions of distance metrics of their partial indicators. The study points out the possibility of using Csiszár divergence measures (*f*-divergences) in the quantification of the extent of similarity of demographic structures and their changes with time using the example of regional statistical data on fourteen territorial units of the Baltic region established at NUTS 2 level.

Aneta Ptak-Chmielewska

POTENCJALNE WYKORZYSTANIE METOD ANALIZY HISTORII ZDARZEŃ DO ANALIZY PRZEŻYWALNOŚCI PRZEDSIĘBIORSTW – ADDYTYWNE I MULTIPLIKATYWNE MODELE RELATYWNYCH WSKAŹNIKÓW PRZEŻYCIA

Wprowadzenie

Przedsiębiorstwo, podobnie jak jednostka w populacji ludzkiej, przechodzi przez cykl swojego życia. Kolejność zdarzeń w cyklu życia przedsiębiorstwa może być zgodna ze standardami dla tej populacji lub znacząco od niej odbiegać. Typowy cykl życia przedsiębiorstwa to:

- narodziny, czyli powstanie przedsiębiorstwa,
- rozwój przedsiębiorstwa (od fazy dynamicznego wzrostu poprzez fazę stabilizacji na rynku),
- zgon przedsiębiorstwa (likwidacja lub upadłość).

W badaniu przeżywalności jednostek populacji przedsiębiorstw obserwowane jest wyjście z rynku na skutek kilku niezależnych przyczyn: upadłość ekonomiczna, likwidacja, upadłość prawna. Przyczyna zgonu musi być dokładnie ustalona dla każdej jednostki, a inne przyczyny wówczas będą potraktowane jako obserwacje ucięte. Znaczna część podmiotów będzie podlegała likwidacji bez podania powodu, a w rzeczywistości powodem będzie niewypłacalność firmy, czyli jej ekonomiczna upadłość. Nie wiadomo, czy firmy, które zostały zlikwidowane, miały wcześniej problemy ekonomiczne, czy też nie. W 1942 roku Berkson wprowadził koncepcję relatywnego lub skorygowanego wskaźnika przeżycia dla grupy jednostek jako stosunku obserwowanego wskaźnika przeżycia do oczekiwanego wskaźnika dla tej grupy. Oczekiwany wskaźnik przeżycia jest wyznaczony z publikowanych wskaźników ze względu na wszystkie rodzaje zdarzeń dla wszystkich jednostek w tej grupie (wielkość, branża itp.).

Modele relatywnego wskaźnika przeżycia wiązane są z pracami Hakulinena i Tenkanena[1], Esteve i współautorów[2], Dickmana i współautorów[3], Buckleya[4], Andersena i Vaeth[5]. Prace badawcze są głównie związane z przeżywalnością pacjentów ze zdiagnozowaną chorobą, są więc to prace głównie biomedyczne.

Szacując efekt wymieralności z powodu danej przyczyny zgonu, można modelować wskaźnik surowy oraz wskaźnik netto. Wskaźnik surowy rozpatruje umieralność z danej przyczyny zgonu w obecności zgonów z powodów innych niż wyszczególniona przyczyna, natomiast wskaźnik netto wyraża umieralność z danej przyczyny, ale przy wykluczeniu innych przyczyn zgonów. Miara ta opisuje więc wpływ danej przyczyny zgonów na przeżywalność populacji. Jedną z metod estymacji modeli wskaźnika netto jest metoda przyczynowo-skutkowa, w której tylko zgony z powodu danej przyczyny są traktowane jako zgony, a pozostałe zgony są traktowane jako obserwacje obcięte. Innym sposobem szacowania wskaźnika netto jest model ryzyk względnych, gdzie nie jest wymagana nawet znajomość dokładnej przyczyny zgonów[6]. Dickman i inni[7] zaproponował uogólniony model liniowy do estymacji modeli addytywnych ryzyk względnych.

1. Metoda analizy: analiza historii zdarzeń

Jako podstawową metodę analizy przyjęto analizę wzdłużną z wykorzystaniem technik i modeli analizy historii zdarzeń[8]. Metody te pozwalają ocenić czas działalności przedsiębiorstwa, czyli jego przeżycie w zależności od różnych zmiennych objaśniających, przy czym czas traktowany jest w tych mo-

---

[1] T. Hakulinen, L. Tenkanen: *Regression analysis of relative survival rates*. „Applied Statistics" 1987, No. 36, s. 309-317.

[2] J. Esteve, E. Benhamou, M. Croasdale, M. Raymond: *Relative survival and the estimation of net survival: elements for further discussion*. „Statistics in Medicine" 1990, No. 22, s. 2767-2784.

[3] P.W. Dickman, A. Sloggett, M. Hills, T. Hakulinen: *Regression models for relative survival*. „Statistics in Medicine" 2004, No. 23, s. 51-64.

[4] T.D. Buckley: *Additive and Multiplicative Models for Relative Survival Rates*. „Biometrics" 1984, Vol. 40, No. 1, s. 51-62.

[5] P.K. Andersen, M. Vaeth: *Simple parametric and nonparametric models for excess and relative mortality*. „Biometrics" 1989, No. 45, s. 523-535.

[6] R. Giorgi, G. Hedelin, P. Schaffer: *Relative survival: comparison of regressive models and advice for the user*. „Journal of Epidemiology and Biostatistics" 2001, No. 6(6), s. 455-462.

[7] P.W. Dickman, A. Sloggett, M. Hills, T. Hakulinen: Op. cit.

[8] Opis metod i technik z analizy historii zdarzeń można znaleźć m.in. w pracy: E. Frątczak, U. Gach-Ciepiela, H. Babiker: *Analiza historii zdarzeń. Teoria, przykłady zastosowań z wykorzystaniem programów: SAS, TDA, STATA*. Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2005.

delach jako ciągła zmienna zależna[9]. Jako zmienne objaśniające można wykorzystać informacje z momentu rejestracji przedsiębiorstwa: wielkość zatrudnienia, forma prawna, gmina, w której dokonano rejestracji, rodzaj działalności (na podstawie PKD). Są to dane dostępne w rejestrze REGON.

Jako podstawowy model analizy czasu przeżycia przedsiębiorstwa można przyjąć model pojedynczego epizodu, czyli sytuację, kiedy jest określony jeden stan wejścia (rejestracja w rejestrze REGON) oraz jeden stan przeznaczenia (likwidacja przedsiębiorstwa). Przedsiębiorstwa, które nie zostały zlikwidowane w czasie pierwszych 5 lat działalności, będą traktowane jako ucięte.

Niech zmienna T będzie zmienną ciągłą oznaczającą czas życia przedsiębiorstwa o skumulowanym **rozkładzie prawdopodobieństwa**:

$$F(t) = \int_0^t f(s)ds = P(T \le t),$$

gdzie $f(t)$ jest ciągłym rozkładem prawdopodobieństwa. Jeżeli interesuje nas prawdopodobieństwo, że przedsiębiorstwo przeżyje co najmniej do czasu t, wówczas **funkcja dożycia** jest określona:

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T \ge t).$$

Natomiast prawdopodobieństwo, że zdarzenie nastąpi w krótkim czasie, pod warunkiem że nie wystąpiło do początku tego okresu, jest dane **funkcją hazardu**:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta \to 0} \frac{P(t \le T \le t + \Delta | T \ge t)}{\Delta} = \lim_{\Delta \to 0} \frac{F(t+\Delta) - F(t)}{\Delta S(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}.$$

Do opisu procesu można wykorzystać podstawowe funkcje w analizie historii zdarzeń, czyli oprócz rozkładu funkcji gęstości prawdopodobieństwa, również funkcję hazardu oraz funkcję dożycia. Do wyznaczenia funkcji dożycia można wykorzystać nieparametryczną metodę Kaplana-Meiera. Różnice między grupami testowane są z wykorzystaniem testu stosunku wiarygodności i Wilcoxona. Uzupełnieniem analizy może być zastosowanie modelu semiparametrycznego proporcjonalnych hazardów Coxa, który zakłada parametryczny wpływ zmiennych objaśniających, ale dopuszcza niewyspecyfikowaną

[9] Przykłady zastosowań na danych dla przedsiębiorstw w: A. Nunes, E. Sarmento: *Business Demography Dynamics in Portugal: A Non-Parametric Survival Analysis.* Estudos do GEMF 2010, No. 9; A. Nunes, E. Sarmento: *Business Demography Dynamics in Portugal: A Semi-Parametric Survival Analysis.* Estudos do GEMF 2010, No. 10; A. Ptak-Chmielewska: *Analiza przeżycia przedsiębiorstw w Polsce na przykładzie wybranego województwa.* W: Pro*gnozowanie w zarządzaniu firmą*. Red. P. Dittmann. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu PN103, Wrocław 2010; A. Ptak-Chmielewska: *Ocena dynamiki populacji przedsiębiorstw w Polsce.* Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów SGH, Zeszyty Naukowe nr 101, Warszawa 2010; I. Markowicz, B. Stolorz: *Wykorzystanie analizy historii zdarzeń do konstrukcji tablic żywotności firm*. „Wiadomości Statystyczne" 2006, nr 4.

funkcyjnie formę funkcji hazardu. Do oszacowania parametrów w modelu Coxa wykorzystywana jest funkcja częściowej największej wiarygodności (wprowadzona przez Coxa w 1972 roku). Podstawowym założeniem modelu Coxa jest założenie o proporcjonalności hazardów w warstwach wyznaczonych przez zmienne objaśniające. Metody podstawowe nie pozwalają jednak na ocenę wpływu danej przyczyny zgonu na proces umieralności jednostek. Do oceny wpływu danej przyczyny zgonu można wykorzystać model względnego wskaźnika przejścia.

2. Potencjalne zastosowania dla analizy przeżycia przedsiębiorstw

Analiza cyklu życia przedsiębiorstwa pozwala na ocenę potencjalnych zagrożeń i czynników sprzyjających likwidacji przedsiębiorstw. Obecne na rynku modele prognozują szanse bankructwa przedsiębiorstwa lub szanse jego niewypłacalności (modele oceny ryzyka kredytowego). Modele hazardu zastosowane do oceny „zgonu" przedsiębiorstwa oceniają efektywność stosowanych modeli do oceny bankructwa przedsiębiorstw. W badanej próbie przedsiębiorstw można wyszczególnić przedsiębiorstwa, które według zastosowanego modelu mają duże szanse na bankructwo, a następnie obserwować czas ich życia od momentu diagnozy do „zgonu" lub do momentu obcięcia. Podmioty z badanej próby, dla których nie zaobserwowano zwiększonego ryzyka według stosowanego modelu, będą stanowiły populacje odniesienia. Populacja odniesienia będzie charakteryzowała się podobnymi parametrami: wielkość przedsiębiorstwa, branża, czas życia itd. Przeprowadzona analiza oceni efektu wpływu danej przyczyny „zgonu" na przeżycie jednostek.

Modele wielowymiarowe do prognozy upadłości przedsiębiorstw w 1968 roku wprowadziła Altman, natomiast prace nad tego typu modelami w Polsce mają znacznie krótszą historię. Implementacja zachodnich modeli do rynku przedsiębiorstw funkcjonujących w warunkach gospodarki w okresie transformacji takiej jak w Polsce nie powiodła się. W latach 90. podjęto więc prace nad budową i wdrożeniem modeli dostosowanych do specyfiki gospodarki polskiej (prace: D. Hadasik, E. Mączyńskiej, J. Gajdka i D. Stos, M. Pogodzińskiej i S. Sojaka). Sięgano do analizy wielowymiarowej, do modeli regresji, modeli sieci neuronowych oraz do różnych metod zaczerpniętych z biologii czy fizyki. W modelach analizy dyskryminacyjnej lub sieci neuronowych określa się wartość progową, która jest podstawą do klasyfikacji podmiotu jako potencjal-

nego „bankruta" lub jako podmiotu zdrowego. W pracach D. Appenzeller[10] podjęto próbę włączenia zmian dynamicznych zależnych od czasu do modelu w postaci zmian w czasie wskaźników funkcji dyskryminacyjnej. W pracy z 2008 P. Dec[11] porównał skuteczność dostępnych modeli prognozujących upadłości przedsiębiorstw. Z kolei P. Antonowicz[12] odniósł badanie skuteczności modeli predykcyjnych do poszczególnych branż działalności. Zastosowanie natomiast modeli względnego wskaźnika hazardu dokona oceny w czasie procesu upadłości przedsiębiorstw oraz oceny skuteczności i właściwości modeli predykcyjnych stosowanych w ocenie ryzyka upadłości przedsiębiorstw w Polsce.

3. Model względnego wskaźnika przejścia

Filozofią modelu ryzyk względnych jest porównanie przeżycia jednostek z wyszczególnionej kohorty z przeżyciem jednostek z całej populacji: o ile różni się proces umieralności w danej kohorcie w porównaniu do procesu przeżycia całej populacji charakteryzującej się takimi samymi charakterystykami jak kohorta.

Czas do zgonu z powodu danego typu zdarzenia dla podmiotu *j* z próby o wielkości *n* oznaczony jako T_j^z jest niezależny od rozkładu T_j^0, czyli czasu do zgonu z powodu wszystkich innych typów zdarzeń.

Prawdopodobieństwo przetrwania jednostki *j* dłużej niż *t* może być wyrażone[13]:

$$P\{T_j = \min(T_j^z, T_j^0) > t\} = P(T_j^z > t)P(T_j^0 > t)$$

lub po prostu: $S_j(t) = S_j^R(t)S_j^*(t)$,

stąd: $S_j^R(t) = P(T_j^z > 1) = \dfrac{S_j(t)}{S_j^*(t)}$ został określony jako RWP – relatywny wskaźnik przeżycia (RSR, czyli *Relative Survival Rate*).

---

[10] D. Appenzeller: *Upadłość przedsiębiorstw w Polsce w latach 1990-2003. Teoria i praktyka*. Zeszyty Naukowe 2004, nr 49. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2004.

[11] P. Dec: *Modele wczesnego ostrzegania przed upadłością przedsiębiorstw i badania nad ich skutecznością w Polsce*. W: *Bankructwa przedsiębiorstw, wybrane aspekty instytucjonalne*. Red. E. Mączyńska. Przedsiębiorstwo Współczesne, Kolegium Nauk o Przedsiębiorstwie. SGH, Warszawa 2008.

[12] P. Antonowicz: *Ocena skuteczności badania polskich przedsiębiorstw przy wykorzystaniu wybranych modeli dyskryminacyjnych*. W: *Bankructwa przedsiębiorstw*..., op. cit.

[13] Zapis formuły podany za publikacją: T.D. Buckley: Op. cit.

RWP dla próby liczącej n jednostek jest zazwyczaj liczony jako: $S^R(t) = \frac{S(t)}{S^*(t)} = \frac{1}{n}\sum_j \frac{S_j^*(t)}{S^*(t)} S_j^R(t)$, gdzie $S(t) = \frac{1}{n}\sum_j S_j(t)$ jest oszacowaniem dla całej próby za pomocą metody Kaplana-Meiera lub tradycyjnej metody tablic trwania życia bez rozróżnienia na przyczynę zgonu, natomiast $S^*(t) = \frac{1}{n}\sum_j S_j^*(t) = \frac{1}{n}\sum_j \exp\left\{-\int_0^t h^*(u;\mathbf{y}_j)du\right\}$, gdzie $h^*(t;\mathbf{y}_j)$ jest funkcją hazardu dla jednostki j z powodów zgonu innych niż powód rozpatrywany, z $\mathbf{y}_j$ oznaczającym wektor charakterystyk kształtujących daną funkcję hazardu. Zazwyczaj są to wskaźniki dla całej populacji.

RWP równe 1,0 oznacza, że umieralność w grupie badanej nie różni się od oczekiwanej dla populacji, czyli umieralność z danej przyczyny jest zerowa i nie wpływa na wzrost umieralności.

Analiza przeżycia może być rozpatrywana jako analiza przeżycia netto, czyli analiza procesu umieralności z danego powodu, jako analiza przyczynowa, kiedy jednostki doświadczające zgonu z innych przyczyn są traktowane jako obserwacje obcięte lub jako analiza ryzyka względnego. Jeżeli rozpatrujemy umieralność według danej przyczyny w obecności umieralności z innych powodów, mówimy wówczas o umieralności brutto według danej przyczyny zgonów[14]. Hakulinen i Tenkanen[15] zaproponowali model dla danych zagregowanych z wykorzystaniem tradycyjnych tablic trwania życia, natomiast Esteve i inni[16] z wykorzystaniem danych indywidualnych.

4. Model multiplikatywny

Model proporcjonalnych hazardów jest szeroko wykorzystywany w analizach przeżycia. W modelu tym funkcja hazardu dla każdej jednostki jest multiplikatywnie zależna od hazardu bazowego, który zakłada się, że ma określoną formę lub jest postrzegany jako funkcja, która ma być pominięta w analizie (jak w modelu regresji Coxa). W podejściu relatywnych hazardów bazowa funkcja hazardu jest znana, to znaczy jest wyznaczona dla jednostek z tymi samymi charakterystykami w całej populacji. Najprostszy model M (multiplikatywny) proporcjonalnych hazardów można zapisać:

---

[14] P.C. Lambert, P.W. Dickman, C.P. Nelson, P. Royston: *Estimating the crude probabilities of death due to cancer and other causes using relative survival models.* „Statistics in Medicine" 2009; P.W. Dickman, A. Sloggett, M. Hills, T. Hakulinen: Op. cit.

[15] T. Hakulinen, L. Tenkanen: Op. cit.

[16] J. Esteve, E. Benhamou, M. Croasdale, M. Raymond: Op. cit.

$$h_j(t) = \theta\, h^*\left(t; \mathbf{y}_j\right) \qquad j = 1, 2, \ldots, n,$$

gdzie $h_j(t)$ jest ogólnym współczynnikiem hazardu, a θ jest miarą efektu wpływu danej przyczyny zgonu. Breslow[17] zaproponował oszacowanie parametru θ w modelu M z wykorzystaniem metody największej wiarygodności jako:

$\hat{\theta} = \dfrac{ZO}{Z}$, gdzie ZO to obserwowane zgony ogółem, oraz:

$Z = \sum_j \int_0^{t_j} h^*\left(u; \mathbf{y}_j\right) du = \sum_j z_j$ $t_1, t_2, \ldots, t_n$ to uporządkowane czasy przeżycia, które mogą być traktowane jako oczekiwane zgony z powodu innych przyczyn w populacji odniesienia.

Jednakże modele multiplikatywne, pomimo prostoty i matematycznej intuicji, zakładają, iż umieralność z powodu danej przyczyny zależy od umieralności ze wszystkich innych powodów. W konsekwencji zależność hazardu od hazardu bazowego (z innych przyczyn) powoduje, że $S_j(t)$ nie będzie homogeniczny (z wyjątkiem ograniczonych przypadków, kiedy $h^*(t;\mathbf{y}_j)$ są takie same dla wszystkich j), a RWP wyprowadzony będzie niepoprawny. Bardziej adekwatnym oszacowaniem RWP w modelu M będzie:

$$S^R(t) = \frac{1}{n}\sum_j \frac{S_j(t)}{S_j^*(t)} = \frac{1}{n}\sum_j \left\{S_j^*(t)\right\}^{\theta-1}.$$

5. Model addytywny

Model addytywny ma zastosowanie wówczas, kiedy rozważany jest efekt wpływu dwóch lub więcej zidentyfikowanych niezależnych przyczyn zgonów. Do wyznaczenia relatywnych wskaźników przeżycia rozważany jest podział na dwa powody zgonów: ten, który jest tematem badania i drugi powód zgonu, który uwzględnia wszystkie pozostałe powody. Często w tych modelach zakłada się proporcjonalny efekt wpływu i estymuje bazowy wskaźnik hazardu parametrycznie, szacując efekt wpływu zmiennych objaśniających w modelach regresji. Najczęściej są to modele przedziałami stałe.

[17] N.E. Breslow: *Analysis of survival data under proportional hazards model*. „International Statistical Review" 1975, No. 43, s. 45-58.

Najprostszy model addytywnych hazardów A (addytywny) można zapisać:

$$h_j(t) = \lambda + h^*\left(t; \mathbf{y}_j\right) \qquad j = 1,2, \ldots, n,$$

gdzie λ jest stałym efektem wpływu danej przyczyny zgonu, co można interpretować jako moc umieralności przypisaną do tej przyczyny.

Dla próby n obserwacji z t_j czasami przeżycia można określić indykator $\delta_j = 0$ dla obserwacji obciętych i 1 w pozostałych przypadkach. Logarytm funkcji największej wiarygodności ma postać:

$$L(\lambda) = \sum_j \left[\delta_j \log\left\{\lambda + h^*\left(t_j; \mathbf{y}_j\right)\right\} - \int_0^{t_j} \left\{\lambda + h^*\left(u; \mathbf{y}_j\right)\right\} du \right],$$

wyznaczając pochodną:

$$\frac{\partial L(\lambda)}{\partial \lambda} = \sum_j \left\{ \frac{\delta_j}{\lambda + h^*\left(t_j; \mathbf{y}_j\right)} - t_j \right\} \qquad -\frac{\partial^2 L(\lambda)}{\partial \lambda^2} = \sum_j \frac{\delta_j}{\left\{\lambda + h^*\left(t_j; y_j\right)\right\}^2},$$

estymator metodą MNW dla parametru λ wynosi więc:

$$\sum_j \frac{\delta_j}{\hat{\lambda} + h^*\left(t_j; y_j\right)} = \sum_j t_j = R,$$

gdzie R może być traktowane jako osobo-lata wystawione na ryzyko. Rozwiązanie jest uzyskiwane metodą iteracyjną. Może być maksymalnie $ZO = \sum \delta_j$ rozwiązań, ale tylko największe daje wartość dodatnią $h_j(t_j)$ dla wszystkich jednostek, które doświadczyły zgonu.

Oszacowanie wariancji dla $\hat{\lambda}$ z drugiej pochodnej funkcji wiarygodności ma postać:

$$Var\left(\hat{\lambda}\right) \approx \left[\sum_j \frac{\delta_j}{\left\{\hat{\lambda} + h^*\left(t_j; \mathbf{y}_j\right)\right\}^2} \right]^{-1}.$$

Podsumowanie

W praktyce przewaga jednego modelu nad drugim będzie trudna do oceny, zwłaszcza dla małych prób o zmiennych efektach wpływu danej przyczyny zgonu. Potencjalne zastosowanie do oceny przeżycia przedsiębiorstw

pozwoli na ocenę efektywności stosowanych modeli prognozujących bankructwo przedsiębiorstw. Ocena wpływu zmiennych objaśniających na przeżycie pozwoli również na wskazanie najistotniejszych czynników ryzyka upadłości. Czynniki rozpatrywane w ujęciu wzdłużnym, uwzględniającym zmiany w czasie, mogą być inne niż w modelach predykcyjnych opartych na danych przekrojowych.

APPLICATION OF METHODS OF EVENT HISTORY ANALYSIS IN ENTERPRISES' SURVIVAL – ADDITIVE AND MULTIPLICATIVE RELATIVE SURVIVAL MODELS

Summary

In this paper possibility of application of relative survival models for enterprises' survival is discussed. Relative survival models may be also used for evaluation of models used for bankruptcy prognoses. Relative survival rate is defined as ratio of general survival rate and survival rate expected for relative population. This rate is used for estimation of the effect of this event on general survival, when the reason of death is not fully specified. Effect of this event on basic hazard may be multiplicative or additive. In this paper both types of effects are analysed.

Monika Papież

WYKORZYSTANIE MODELU LEE-CARTERA DO PROGNOZOWANIA WSPÓŁCZYNNIKÓW ZGONÓW W POLSCE

Wprowadzenie

Prowadzone w ostatnich latach badania wskazują, że statyczne tablice trwania życia przeszacowują prawdopodobieństwo zgonu. Przeszacowanie to może mieć negatywne skutki dla firm ubezpieczeniowych, jeżeli nie uwzględniają one tego faktu w wycenie składki rentowej i w wycenie innych produktów z zakresu ubezpieczeń na życie. Przyczyną tego przeszacowania w statycznych tablicach trwania życia jest brak uwzględnienia w konstrukcji tendencji spadkowej umieralności w czasie. Ponadto należy dodać, że spadek umieralności nie jest jednakowy we wszystkich grupach wiekowych. Aby wziąć pod uwagę zmianę trendu umieralności, należy stosować dynamiczne tablice trwania życia.

Koncepcja dynamicznych tablic trwania życia pozwala rozwiązać ten problem poprzez łączną analizę umieralności w kolejnych latach dla poszczególnych grup wieku. Takie podejście pozwala badać wpływ zmian czasu na efekt zmian umieralności za pomocą metod analizy szeregów czasowych. Przegląd modeli dynamicznych i ich zastosowanie można znaleźć w wielu pracach, na przykład Pitacco, Tabeau i innych[1].

Zmiany umieralności mogą mieć negatywne skutki dla firm ubezpieczeniowych, dlatego należy dokonywać analiz dynamicznych modeli pod kątem możliwości ich wykorzystania do zarządzania ryzykiem długowieczności (*ang. longevity risk*). Ryzyko to związane jest z poprawą wskaźników umieralności, czyli z wydłużaniem się oczekiwanej długości trwania życia. Zatem wynika ono z systematycznej różnicy pomiędzy rzeczywistą liczbą zgonów a założoną oczekiwaną liczbą, która jest oszacowana przez aktuariusza.

---

[1] E. Pitacco: *Survival models in dynamic context: A survey*. „Insurance: Mathematics & Economics" 2004, No. 35 (2); *A Review of Demographic Forecasting Models for Mortality. Forecasting in Developed Countries: From description to explanation*. Red. E. Tabeau, A. van den Berg Jeths, C. Heathcode. Kluwer Academic Publishers 2001.

W opracowaniu zostanie zbadana możliwość zastosowania modelu Lee--Cartera do szacowania parametrów dynamicznych tablic trwania życia. Na podstawie zagregowanych danych dla obu płci (tzw. unisex) dla pięcioletnich grup wieku (od 20 do 99 lat) w latach 1960-2004 dla Polski oszacowano parametry modelu Lee-Cartera. Model ten wykorzystano do obliczenia prognoz logarytmu współczynnika zgonów dla poszczególnych grup wieku w latach 2005-2009. Obliczone prognozy zlogarytmowanych współczynników zgonu porównano z wartościami rzeczywistymi, wykorzystując mierniki trafności prognoz *ex post*. Ocena trafności prognoz dla poszczególnych grup wieku pozwoliła sformułować wnioski dotyczące możliwości wykorzystania modelu Lee-Cartera do prognozowania współczynników zgonów, które mogą być wykorzystane w budowie dynamicznych tablic trwania życia w Polsce. Wykorzystanie modelu do estymacji parametrów dynamicznych tablic trwania życia dla różnych krajów zostało przedstawione w wielu pracach, na przykład dla Belgii (Brouhns, Denuit, Vermunt[2]), dla Wielkiej Brytanii (Renshaw, Haberman[3]), dla Hiszpanii (Debón, Montes, Puig[4]). Również autorka w swoich pracach[5] prowadziła rozważania dotyczące możliwości wykorzystania modelu Lee-Cartera oraz Cairnsa, Blake, Dowda do szacowania parametrów w dynamicznych tablicach trwania życia dla krajów Europy Zachodniej i krajów Europy Środkowej (z wyłączeniem Polski).

---

[2] N. Brouhns, M. Denuit, J.K. Vermunt: *A Poisson Log-Bilinear Regression Approach to the Construction of Projected Life Tables*. „Insurance: Mathematics & Economics" 2005, No. 31.

[3] A.E. Renshaw, S. Haberman: *Lee-Carter mortality forecasting: a parallel generalized linear modeling approach for England and Wales mortality projections*. „Journal of the Royal Statistical Society", Series C 2003, Vol. 52, No. 1.

[4] A. Debón, F. Montes, F. Puig: *Modelling and forecasting mortality in Spain*. „European Journal of Operational Research" 2008, Vol. 189, Iss. 3.

[5] M. Papież: *Wpływ procesu starzenia się ludności na ryzyko w ubezpieczeniach na życie*. W: *Inwestycje finansowe a ubezpieczenia, tendencje światowe a rynek polski*. Red. K. Jajuga, W. Ronka-Chmielowiec. Prace Naukowe AE we Wrocławiu 2007, nr 1176; M. Papież: *The Application of Lee Carter Model for Selected Populations in West and Central European Countries.* W: „Aktuárska veda v teórii a v praxi" 2007; M. Papież: *Możliwość wykorzystania modelu Lee-Cartera do szacowania wartości w dynamicznych tablicach trwania życia*. „Zeszyty Sekcji Analiz Demograficznych", Warszawa 2008, nr 18; M. Papież: *Wykorzystanie stochastycznych modeli umieralności do budowy dynamicznych tablic trwania życia*. W: *Inwestycje finansowe a ubezpieczenia, tendencje światowe a rynek polski*. Red. K. Jajuga, W. Ronka--Chmielowiec. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu 2008, nr 18; M. Papież: *Zastosowanie stochastycznego modelu Cairns*, *Blake*, *Dowda do prognozowania oczekiwanej długości trwania życia*. Zeszyty Naukowe, „Prace z zakresu prognozowania". Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie 2010, nr 813.

1. Model Lee-Cartera

Jedną z metod wykorzystanych do szacowania wartości współczynników zgonów, które można wykorzystać do budowy dynamicznych tablic trwania życia, jest model Lee-Cartera[6] postaci:

$$\ln m_{x,t} = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t}, \tag{1}$$

gdzie: $m_{x,t}$ – centralny współczynnik zgonów w wieku x w roku kalendarzowym t, a_x – oszacowane wartości równe są średniej arytmetycznej z $\ln m_{x,t}$ po czasie t, b_x – parametr ten pokazuje wrażliwość na zmiany logarytmu centralnego współczynnika zgonów w wieku x w czasie t, k_t – opisuje ogólną tendencję zmian umieralności w ciągu badanego okresu. Dodatkowo zakłada się, że: $\sum_{t=t_1}^{t_n} k_t = 0$ oraz $\sum_{x=x_1}^{x_m} b_x = 1$, dla każdego: $t = t_1, t_2, ..., t_n$ i $x = x_1, x_2, ..., x_m$, n – liczba obserwowanych lat (kalendarzowych), m – liczba kategorii wieku.

W celu oszacowania parametrów modelu wyznacza się empiryczne wartości współczynnika zgonów:

$$\hat{m}_{x,t} = \frac{d_{x,t}}{ETR_{x,t}}, \tag{2}$$

gdzie: $d_{x,t}$ – liczba zgonów w wieku x w ciągu danego roku kalendarzowego t, $ETR_{x,t}$ – średnia liczba ludności w wieku x lat.

W literaturze proponowanych jest kilka sposób estymacji parametrów. Lee, Carter[7] dokonali estymacji parametrów przy użyciu metody dekompozycji składowych głównych (SVD), Brouhns, Denuit, Vermunt[8] do estymacji parametrów wykorzystali metodę największej wiarygodności, a Currie i inni[9] metodę najmniejszych kwadratów.

---

[6] R.D. Lee, L. Carter: *Modelling and forecasting US mortality*. „Journal of the American Statistical Association" 1992, Vol. 87(419).

[7] Ibid.

[8] N. Brouhns, M. Denuit, J.K. Vermunt: Op. cit.

[9] I. Currie, J. Kirkby, M. Durban, P. Eilers: *Smooth Lee-Carter models and beyond*. www.ma.hw.ac.uk/~iain/workshop/Currie.pdf 2004, dostęp: 13.08.2011.

2. Wyniki badań

Do badania możliwości wykorzystania modelu Lee-Cartera do prognozowania współczynników zgonów w Polsce wybrano lata 1960-2009. Estymację parametrów modelu przeprowadzono na zagregowanych danych dla obu płci w latach 1960-2004 (model 1) oraz 1990-2004 (model 2) dla pięcioletnich grup wiekowych {20-24, 25-29, 30-34, …, 95-99}[10]. Dane uzyskano z bazy *HMD*. W badaniach przyjęto ponadto dwie długości próby, aby porównać, czy zmiana trendu umieralności w Polsce, która nastąpiła od 1990 roku, miała wpływ na estymowane wartości parametrów.

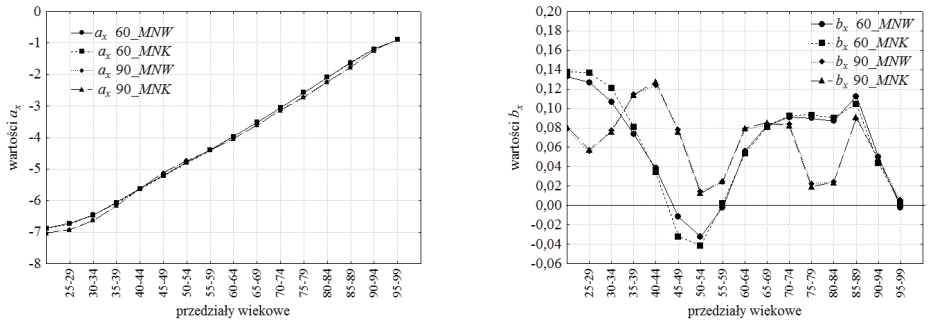
Estymację parametrów modelu przeprowadzono dwoma metodami: metodą najmniejszych kwadratów (*MNK*) oraz metodą największej wiarygodności (*MNW*). Biorąc pod uwagę dwa okresy próby, w badaniach będą rozważane cztery następujące modele:

– dane z lat 1960-2004 – metoda estymacji MNW (60_MNW),
– dane z lat 1960-2004 – metoda estymacji MNK (60_MNK),
– dane z lat 1990-2004 – metoda estymacji MNW (90_MNW),
– dane z lat 1990-2004 – metoda estymacji MNK (90_MNK).

Oszacowane wartości $\hat{a}_x$, $\hat{b}_x$ oraz $\hat{k}_t$ w modelu Lee-Cartera w zależności od metody estymacji (*MNK, MNW*) oraz długości próby (lata 1960-2004, lata 1990-2004) dla zagregowanych danych dla obu płci w Polsce przedstawiono na rys. 1-2.

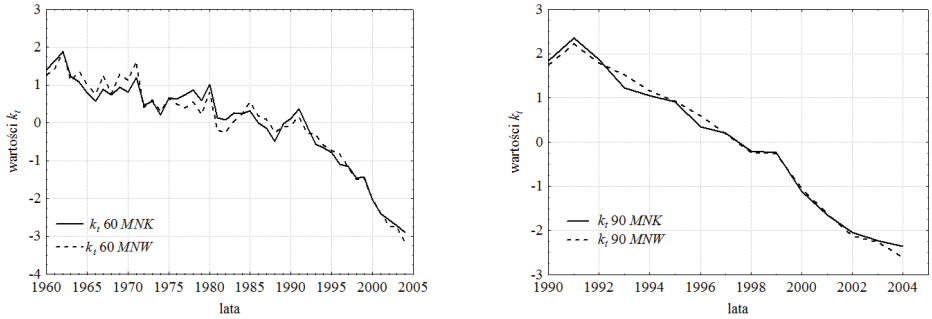
Porównanie średnich wartości logarytmowanych współczynników zgonu w poszczególnych grupach wiekowych dla lat 1960-2004 oraz 1990-2004 wskazuje, że średnia z okresu 1960-2004 jest nieznacznie wyższa od średniej z lat 1990-2004 dla osób w wieku 20-39 lat oraz 60-94 lat. Dla osób w wieku 40-59 lat jest niższa, a zatem w krótszym okresie próby średnia współczynników zgonu dla populacji w wieku 40-59 lat jest wyższa niż w całej próbie. Natomiast na wartość parametru $\hat{a}_x$ nieistotnie wpłynęła wybrana metoda estymacji. Analiza wartości parametru $\hat{b}_x$ wyznaczonego na podstawie próby z lat 1960-2004 wskazuje, że większe wartości tego parametru obserwuje się dla młodszych grup wiekowych – poniżej 40 lat, co oznacza istotną poprawę umieralności w tej grupie wiekowej. Natomiast dla populacji w wieku 45-59 lat wartości parametru $\hat{b}_x$ były poniżej zera, a to oznacza, że w analizowanym okresie umieralność w tej grupie wiekowej wzrosła.

[10] Przyjęcie takich założeń odnośnie do grup wiekowych oraz analiz dla zagregowanych danych dla obu płci pozwoli autorce prowadzić dalsze badania, m.in. dotyczące porównania prognoz otrzymanych za pomocą stochastycznych modeli umieralności oraz za pomocą sposobu zaproponowanego w projekcie Solvency II.



Rys. 1. Wartości oszacowanych parametrów $\hat{a}_x$ i $\hat{b}_x$ w modelu Lee-Cartera w zależności od metody estymacji (*MNK*, *MNW*) oraz długości próby (lata 1960-2004, lata 1990-2004) dla populacji mężczyzn i kobiet łącznie w Polsce

Wartości parametru $\hat{k}_t$ w latach 1960-2004 pokazują, że w latach 1960--1990 następował niewielki spadek ogólnego trendu umieralności, a więc bardzo wolno wzrastała przeciętna długość trwania życia. Dopiero po 1990 roku można zauważyć dużo wyższe tempo spadku ogólnej umieralności, co oznacza szybszy wzrost przeciętnej długości trwania życia.



Rys. 2. Wartości oszacowanych $\hat{k}_t$ w modelu Lee-Cartera w zależności od metody estymacji (*MNK, MNW*) oraz długości próby (lata 1960-2004, lata 1990-2004) dla populacji mężczyzn i kobiet łącznie w Polsce

Na podstawie oszacowanych wartości parametru $\hat{k}_t$ uzyskano cztery szeregi czasowe: $k_t^{60_MNK}$, $k_t^{60_MNW}$, $k_t^{90_MNK}$, $k_t^{90_MNW}$ odpowiednio dla lat 1960-2004 i 1990-2004. Do modelowania i prognozowania analizowanych szeregów wykorzystano modele klasy ARIMA. Na ich podstawie postawiono prognozy na lata 2005-2009.

Na początku analizy zbadano stacjonarność szeregów, wykorzystując test pierwiastka jednostkowego ADF (test Dickeya-Fullera). Hipoteza zerowa w tym teście mówi, że występuje pierwiastek jednostkowy, czyli proces jest I(1). Przeprowadzono test z wyrazem wolnym. Wartości statystyki w teście ADF dla zmiennej i jej przyrostów wraz z wartością p-value przedstawia tabela 1. Wyniki testu pozwalają twierdzić, że wszystkie szeregi się zintegrowane w stopniu pierwszym (I(1)).

Tabela 1

Wartości statystyki oraz p-value w teście ADF dla zmiennej i jej przyrostów

Zmienna	Wartość statystyki	Wartość p-value		Przyrost zmiennej	Wartość statystyki	Wartość p-value
$k_t^{60_MNK}$	0,904749	0,9956		$\Delta\ k_t^{60_MNK}$	–4,60029	0,0001247
$k_t^{60_MNW}$	1,50208	0,9994		$\Delta\ k_t^{60_MNW}$	–5,26175	0,0000058
$k_t^{90_MNK}$	–0,554059	0,8781		$\Delta k_t^{90_MNK}$	–3,48763	0,008339
$k_t^{90_MNW}$	0,486803	0,9863		$\Delta\ k_t^{90_MNW}$	–2,66033	0,08108

Sprowadzenie każdego z czterech szeregów do stacjonarności polegać będzie na zróżnicowaniu jego wartości. Oznacza to, że najlepiej w analizie zastosować modele klasy ARIMA $(p,1,q)$. Tabela 2 zawiera modele, dla których oszacowane parametry są istotne statystycznie oraz reszta modeli spełnia założenia o braku autokorelacji, normalności i braku efektu ARCH. Ponadto w tabeli podano wartości kryteriów informacyjnych Akaike'a (AIC) oraz Schwartza (BIC) w celu oceny, który z rozważanych modeli wybrać do prognozowania wartości $\hat{k}_t$.

Tabela 2

Modele ARIMA wraz z wartościami kryteriów informacyjnych AIC i BIC dla szeregów czasowych: $k_t^{60_MNK}$, $k_t^{60_MNW}$, $k_t^{90_MNK}$, $k_t^{90_MNW}$

Zmienna	Nazwa modelu	Model ARIMA	AIC	BIC
$k_t^{60_MNK}$	M_60K_1	ARIMA(2,1,2)	27,45279	38,15793
	M_60K_2	ARIMA(0,1,0)	**24,91736**	**26,70155**
$k_t^{60_MNW}$	M_60W_1	ARIMA(1,1,0)	**38,42393**	**43,77650**
	M_60W_2	ARIMA(0,1,1)	40,43847	45,79103
$k_t^{90_MNK}$	M_90K_1	ARIMA(0,1,0)	**10,24325**	**10,88231**
	M_90K_2	ARIMA(0,1,1)	11,24430	13,16147
$k_t^{90_MNW}$	M_90W_1	ARIMA(0,1,0)	**6,489878**	**7,128935**

3. Ocena trafności prognoz logarytmu współczynnika zgonu

Do dalszej analizy wybrano tylko te modele, które charakteryzowały się najniższymi wartościami kryteriów informacyjnych. Na ich podstawie postawiono prognozy wartości parametru $\hat{k}_t$ na lata 2005-2009. Z kolei postawione prognozy wraz z oszacowanymi wartościami parametrów $\hat{a}_x$, $\hat{b}_x$ w modelu Lee-Cartera w latach 1960-2004 (lub 1990-2004) wykorzystano do obliczenia prognozy logarytmu współczynnika zgonu dla poszczególnych przedziałów wieku na lata 2005-2009. Następnie wyznaczone prognozy wykorzystano do obliczenia mierników dokładności predykcji *ex post* umożliwiających weryfikację modeli pod względem trafności prognoz wygasłych oraz ocenę ich możliwości do wykorzystania w prognozowaniu wartości logarytmu współczynnika zgonu dla poszczególnych przedziałów wieku.

Tabela 3

Wartości miernika *MAPE* i *MPE* dla czterech modeli Lee-Cartera – okres weryfikacji 2005-2009

	Wartości miernik *MAPE* w [%]				Wartości miernika *MPE* w [%]			
	60MNK	60MNW	90MNK	90MNW	60MNK	60MNW	90MNK	90MNW
20-24	0,3	0,3	0,2	0,2	–0,04	–0,10	**0,16**	–0,03
25-29	0,4	0,4	0,6	0,6	–0,18	**0,02**	**0,57**	**0,45**
30-34	0,7	0,3	1,2	1,5	–0,73	–0,24	–1,18	–1,54
35-39	0,3	0,6	2,9	3,4	**0,28**	**0,61**	–2,89	–3,45
40-44	2,9	2,8	2,0	2,4	**2,92**	**2,83**	–1,99	–2,40
45-49	5,2	4,3	0,5	0,4	**5,26**	**4,29**	**0,48**	–0,01
50-54	4,4	4,1	2,2	2,0	**4,37**	**4,07**	**2,20**	**1,98**
55-59	1,3	1,3	1,8	1,9	–0,10	**0,47**	–1,80	–1,83
60-64	2,5	2,5	4,9	5,4	–1,32	–1,54	–4,87	–5,31
65-69	2,5	2,1	0,2	0,5	**2,55**	**2,06**	–0,10	–0,55
70-74	3,2	2,9	1,5	0,7	**3,19**	**2,85**	**1,53**	**0,73**
75-79	2,8	2,6	5,6	5,0	**2,83**	**2,59**	**5,65**	**5,01**
80-84	1,6	1,5	3,0	2,8	**0,44**	**0,14**	**2,96**	**2,75**
85-89	10,0	11,9	15,7	16,8	–9,94	–11,74	–15,59	–16,70
90-94	12,5	11,2	8,7	8,0	**12,63**	**11,33**	**8,85**	**8,11**
95-99	5,3	6,8	7,2	5,9	**5,34**	**6,86**	**7,24**	**5,98**

Do oceny trafności prognoz dla każdej grupy wieku wykorzystano dwa mierniki trafności prognoz *ex post MAPE* i *MPE*[11]. Wartość średniego absolutnego błędu procentowego (*MAPE*) informuje, o ile procent średnio prognoza różni się od wartości rzeczywistej, a średni procentowy błąd prognozy (*MPE*) informuje, jaki procent wartości rzeczywistej stanowi obciążenie predykcji. Miernik ten pozwoli ocenić, czy prognozy są przeszacowane czy niedoszacowane. Wartości dodatnie miernika *MPE* świadczą o przeszacowaniu prognoz. Obliczone wartości *MAPE* i *MPE* w okresie weryfikacji 2005-2009 dla czterech modeli zawiera tabela 3.

Podsumowanie

Analiza wartości mierników *MAPE* i *MPE* wskazuje, że metoda estymacji parametrów modelu Lee-Cartera nie ma istotnego wpływu na wartość błędów prognoz. Natomiast skrócenie okresu próby dla niektórych grup wieku poprawiło prognozy, a dla innych spowodowało ich pogorszenie. Niemniej, mimo różnej długości próby, prognozy zostały postawione bardzo trafnie (wartości *MAPE* poniżej 3%) dla grup wieku od 20 do 44 lat oraz od 55 do 84 lat, a także trafnie (wartość *MAPE* poniżej 5%) dla grup wieku od 45 do 54 lat. Należy dodać, że żaden z modeli nie dał trafnych prognoz dla trzech ostatnich przedziałów wieku od 85. roku życia. Stąd wydaje się, że dalsze analizy umieralności z wykorzystaniem stochastycznych modeli umieralności należy prowadzić dla populacji do wieku 84 lat i osobno dla populacji powyżej 85. roku życia. Ponadto w większości prognozy logarytmu współczynnika zgonu były przeszacowane, a więc same współczynniki zgonu też będą przeszacowane.

Przeprowadzona analiza pozwala twierdzić, że model Lee-Cartera można wykorzystać do szacowania parametrów dynamicznych tablic trwania życia w Polsce. Należy jednak rozważyć też inne stochastyczne modele umieralności w celu poprawy prognoz dla grup wieku od 45 do 54 lat oraz po 85. roku życia. Autorka zamierza również przeprowadzić podobne badania dla populacji kobiet i mężczyzn osobno i dla pełnych tablic trwania życia.

---

[11] Obliczamy je z wzorów: $MAPE_x = \frac{1}{n}\sum_{t=t_1}^{t=t_n}\left|\frac{\ln m_{x,t} - \left(\ln m_{x,t}\right)^P}{\ln m_{x,t}}\right|$, $MPE_x = \frac{1}{n}\sum_{t=t_1}^{t=t_n}\frac{\ln m_{x,t} - \left(\ln m_{x,t}\right)^P}{\ln m_{x,t}}$.

THE APPLICATION OF THE LEE-CARTER MODEL IN FORECASTING MORTALITY RATES IN POLAND

Summary

The paper investigates the application of the Lee-Carter model in estimating the parameters of dynamic life tables in Poland. The parameters of the Lee-Carter models were estimated on the basis of the aggregate data for both sexes (unisex) for five year age groups (from 20 to 99 years) in the period 1960-2004. This model was next used to calculate the forecasts of the logarithm of the central mortality rates in the period 2005-2009. The validity of the forecasts was evaluated using ex post measures for particular age groups. The forecasts were used to draw conclusions regarding the possibilities of applying the Lee-Carter model to estimate the parameters of dynamic life tables in Poland.

Sławomir Kurek
Milena Lange

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE ZACHOWAŃ PROKREACYJNYCH W POLSCE*

Wprowadzenie

Głębokie przemiany w zachowaniach prokreacyjnych niezmiennie rodzą pytania o ich genezę. Jedną z hipotez może być dyfuzja zachowań prokreacyjnych mieszkańców dużych miast na tereny podmiejskie. Na podstawie analizy danych pochodzących z największych miast Polski oraz powiatów sąsiadujących z tymi miastami zweryfikowana zostanie hipoteza o rozprzestrzenianiu zachowań prokreacyjnych mieszkańców dużych miast na tereny podmiejskie, a więc podjęta zostanie próba odpowiedzi na pytanie, czy proces suburbanizacji oddziałuje na zmiany wzorca płodności. Przeprowadzone badania będą się opierać na danych pochodzących ze statystyki bieżącej i obejmować trzy wybrane lata z okresu 1990-2009. Dotychczasowe badania w krajach zachodnich wykazały wyższy poziom dzietności i wyższy wiek rodzenia matek zamieszkałych w strefach podmiejskich niż w centrach miast[1]. Niemniej jednak różnice te ulegają zatarciu, co wiąże się z dyfuzją miejskiego stylu życia w wyniku migracji czy rozprzestrzeniania się nowych technologii, na przykład informacyjnych i komunikacyjnych[2].

* Praca naukowa finansowana ze środków budżetowych na naukę w latach 2010-2012 jako projekt badawczy: „Zmiany zachowań prokreacyjnych w Polsce w ujęciu regionalnym ze szczególnym uwzględnieniem roli dużych ośrodków miejskich w ich kształtowaniu", nr N N114 076839.

[1] H. Kulu, P.J. Boyle: *High Fertility in City Suburbs: Compositional or Contextual Effects*? „European Journal of Population" 2008, No. 25(2); H. Kulu, P.J. Boyle, G. Andersson: *High suburban fertility: Evidence from four Northern European countries*. „Demographic Research" 2009, Vol. 21, Art. 31.

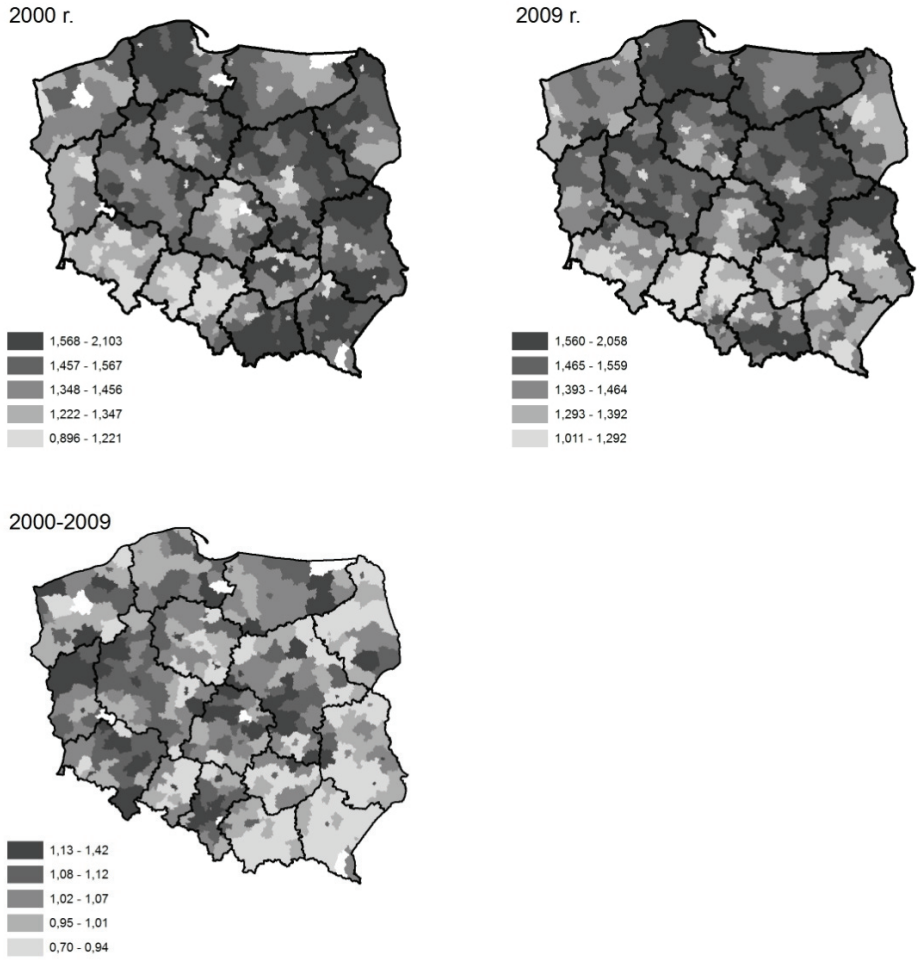
[2] I.M. Černič, A. Kveder: *Urban-Rural Life Setting as the Explanatory Factor of Differences in Fertility Behaviour in Slovenia*. „Informatica" 2008, No. 32; I. Kotowska, J. Jóźwiak, A. Matysiak, A. Baranowska: *Poland: Fertility decline as a response to profound societal and labour market changes*? „Demographic Research" 2008, Vol. 19, Art. 22.

1. Główne charakterystyki zmian w procesie rozrodczości w układzie miasto-wieś oraz w układzie powiatów

Zmiany w zachowaniach prokreacyjnych polegające na głębokim spadku dzietności, wzroście wieku wydawania na świat dziecka oraz wzroście liczby i udziału urodzeń pozamałżeńskich pojawiły się w Polsce wraz z transformacją społeczno-ustrojową, a więc na początku lat 90. XX wieku. Towarzyszyły im przemiany modelu rodziny oraz zasad jej tworzenia i rozwiązywania, zmiany w stylu życia ludzi, zwiększenie udziału kobiet w życiu ekonomicznym i społecznym.

1.1. Dzietność

Poziom dzietności pozostaje stale wyższy na terenach wiejskich, jednakże większa siła jego spadku tamże doprowadziła niemal do zniwelowania różnic pomiędzy miastem a wsią. Generalnie najniższa dzietność występuje na terenach Polski południowo-zachodniej (Śląsk i Dolny Śląsk) i zachodniej – obszarach relatywnie silnie zurbanizowanych oraz w dużych miastach (liczących powyżej 100 tys. mieszkańców). W ostatniej dekadzie generalnie najsilniejszy spadek dzietności nastąpił na obszarach słabo zurbanizowanych o dotychczas relatywnie wyższej dzietności (Polska wschodnia i południowo-wschodnia), jak i na terenach o relatywnie niskiej dzietności, na przykład na Opolszczyźnie (rys. 1). Należy mieć jednak na uwadze, że analiza zmian wartości współczynnika dzietności jest przynajmniej częściowo zaburzona przez niedoskonałość danych o liczbie kobiet w wieku rozrodczym wynikających z nierównomierności migracji, tak stałych, jak i czasowych.



Rys. 1. Poziom dzietności w Polsce w 2000 i 2009 r. oraz jego zmiany w układzie powiatów.

Źródło: Dane GUS.

1.2. Zmiany wzorca płodności

Dostrzegalne zmiany we wzorcu płodności (rozkładzie grupowych współczynników płodności) pojawiły się w Polsce wraz z transformacją ustrojową. Do 1997 roku najwyższa płodność występowała w grupie kobiet 20-24--letnich. W ciągu ostatnich dwóch dekad (1990-2010) w tej właśnie grupie wieku nastąpił największy spadek płodności wynoszący 64%. Od roku 2005 płodność w tej grupie jest niższa nie tylko od natężenia urodzeń w grupie kobiet 25-29-letnich, ale także 30-34-latek. W tym samym czasie w obu grupach 30-latek (30-34 i 35-39) odnotowano wzrost płodności o odpowiednio 27% i 20%. W najstarszych grupach wieku spadek już wcześniej niskiej płodności był nieznaczny. Znacząco natomiast, bo o blisko połowę, obniżyło się natężenie urodzeń wśród nastolatek. Podobne zmiany we wzorcu płodności zaszły w miastach i na obszarach wiejskich.

Analiza zróżnicowania natężenia urodzeń w poszczególnych grupach wieku w Polsce wskazuje na regionalizację zachowań prokreacyjnych. Na terenie Polski północnej i północno-zachodniej występuje znacznie wyższa płodność nastolatek aniżeli w Polsce południowo-wschodniej i wschodniej (w 2009 roku w województwie pomorskim płodność w tej grupie wieku była o 90% wyższa aniżeli w województwie małopolskim). Różnice te są znacznie bardziej widoczne na terenach wiejskich (natężenie urodzeń nastolatek było 2,5-krotnie wyższe w województwie zachodniopomorskim aniżeli w małopolskim). Także w kolejnej grupie wieku (20-24 lata) rysuje się wyraźne zróżnicowanie przestrzenne – wyższą płodność obserwuje się na Pomorzu, Kujawach, Mazurach, a także w Polsce zachodniej i północno-zachodniej. W przypadku grupy, na którą przypada obecnie najwyższe natężenie urodzeń, czyli 25-29 lat, najniższe poziomy płodności występują, tak w miastach, jak i na wsi, na terenie województw opolskiego, dolnośląskiego, zachodniopomorskiego oraz podkarpackiego. W kolejnych grupach wieku sytuacja jest już bardziej wyrównana. Zróżnicowanie natężenia urodzeń w grupie 30-34-latek między województwami o najwyższym i najniższym natężeniu urodzeń nie przekracza 10%, zaś w kolejnej grupie około 20%, ale przy niskich wartościach (około 30 urodzeń na 1000 kobiet w tej grupie wieku).

2. Zróżnicowanie zachowań prokreacyjnych na terenach dużych miast i w ich strefach podmiejskich

Badanie zróżnicowania zachowań prokreacyjnych w dużych miastach i na terenach podmiejskich zostało przeprowadzone w oparciu o analizę porównawczą zachowań prokreacyjnych w polskich miastach liczących ponad 500 tys. mieszkańców (Warszawa, Kraków, Łódź, Poznań, Wrocław), w powiatach graniczących z tymi miastami – I strefa[3] oraz w powiatach II strefy (graniczących z powiatami I strefy, odleglejszych od dużego miasta)[4]. Analizie zostały poddane: dzietność oraz mediana wieku wydawania na świat pierwszego dziecka w latach 2000 i 2009.

2.1. Dzietność

Po okresie dynamicznego spadku dzietności, od 2002 roku we wszystkich największych miastach Polski odnotowano wzrost poziomu dzietności. W roku 2009 we wszystkich jednostkach poziom dzietności wynosił około 1,2-1,3 urodzenia na kobietę.

W Warszawie poziom dzietności wyniósł w 2009 roku 1,254 i był niższy aniżeli obserwowany na obszarach powiatów I, jak i II strefy. W powiatach I strefy tak w 2000, jak i w 2009 dzietność była niższa (odpowiednio 1,336 i 1,529), aniżeli w powiatach II strefy (1,529 i 1,617). Podobnie jak w Warszawie, generalnie można było zaobserwować wzrost dzietności, przy czym był on wyższy w powiatach I strefy (średnio wyniósł 10%), aniżeli w powiatach II strefy (5,7%).

W Łodzi dzietność wzrosła z poziomu 1,03 do poziomu 1,22, czyli o 19%. W powiatach otaczających Łódź (z obu stref) była ona wyższa aniżeli w mieście, przy czym dzietność w powiatach II strefy była wyższa od dzietności

[3] Dla Warszawy były to powiaty: legionowski, miński, otwocki, piaseczyński, pruszkowski, warszawski zachodni oraz wołomiński, dla Krakowa: krakowski oraz wielicki, dla Łodzi: brzeziński, łódzki wschodni, pabianicki, zgierski, dla Poznania poznański, zaś dla Wrocławia: trzebnicki, średzki i wrocławski.

[4] Dla Warszawy były to powiaty: białobrzeski, garwoliński, grodziski, grójecki, kozienicki, nowodworski, pułtuski, siedlecki, sochaczewski, węgrowski, wyszkowski oraz żyrardowski, dla Krakowa: bocheński, chrzanowski, miechowski, myślenicki, olkuski, oświęcimski, proszowicki i wadowicki, dla Łodzi: bełchatowski, łaski, łęczycki, łowicki, piotrkowski, poddębicki, skierniewicki, tomaszowski, zduńskowolski, dla Poznania: gnieźnieński, grodziski, kościański, nowotomyski, obornicki, szamotulski, średzki, śremski, wągrowiecki oraz wrzesiński, zaś dla Wrocławia: dzierżoniowski, górowski, jaworski, legnicki, milicki, oleśnicki, oławski, rawicki, strzeliński, świdnicki oraz wołowski.

w strefie I. Podobnie jak w strefach podmiejskich Warszawy, większy wzrost dzietności nastąpił w strefie I (11,1%, zaś w II 8,4%).

Analogicznie kształtowała się sytuacja na obszarze Wrocławia i terenach podmiejskich. Także w tym mieście nastąpił wzrost dzietności (z 1,05 do 1,15, czyli o 13%). W powiatach I strefy nastąpił wzrost dzietności o 7,9%, zaś w strefie II o 5,6%, przy czym w połowie powiatów nastąpił spadek dzietności. Poziom dzietności w obu strefach był zbliżony, ale w tym przypadku była ona wyższa dla powiatów strefy I.

Również w Krakowie nastąpił wzrost dzietności, ale był on niewielki (z 1,14 do 1,25 – 9%). W powiatach I strefy nastąpił spadek (5,6%), nie zaś wzrost poziomu dzietności, w strefie II odnotowany został minimalny jej wzrost (0,6%). W obu strefach poziom dzietności był zbliżony, przy czym w roku 2000 był on wyższy w strefie I (1,488 w stosunku do 1,433 w strefie II), zaś w 2009 w strefie II (1,451 i 1,405).

Wzrostowi dzietności w Poznaniu (z 1,13 do 1,28, czyli o 13%) towarzyszył wzrost dzietności na obszarach podmiejskich (w strefie I 6%, w strefie II 7,6%). Poziom dzietności w obu badanych okresach był niższy w strefie I (w 2000 roku wyniósł w strefie I 1,408, w strefie II 1,46, zaś w 2009 odpowiednio 1,492 i 1,571).

W obu badanych okresach poziom dzietności w strefie I był wyższy aniżeli w dużych miastach, zaś w strefie II wyższy aniżeli w strefie I (tabela 1). Największy wzrost poziomu dzietności wystąpił w dużych miastach (16%). W strefie I wzrost badanego współczynnika wyniósł 8,6%, zaś w strefie II, gdzie był najwyższy, tylko 5,3%, co prowadzi do ujednolicania poziomu dzietności na badanych obszarach (głównie pomiędzy strefami podmiejskimi).

Tabela 1

Dzietność w dużych miastach Polski oraz w ich strefach podmiejskich

	2000	2009
Miasta pow. 500 tys. mieszkańców	1,088	1,265
Strefa I	1,344	1,460
Strefa II	1,422	1,498

Źródło: Baza Demografia GUS, http://demografia.stat.gov.pl/BazaDemografia

2.2. Wiek rodzenia pierwszego dziecka

Cechą charakterystyczną zmian wzorca płodności jest wzrost średniego wieku wydawania na świat dzieci, przede wszystkim pierwszego dziecka. Połowa kobiet, które w 2009 roku urodziły pierwsze dziecko w największych miastach Polski, miała nie mniej niż 28 lat. Wyższy średni wiek wydawania na

świat pierwszego dziecka występował w największym mieście Polski – Warszawie (29,2). W powiatach I strefy był on niższy aniżeli w mieście centralnym, ale jednocześnie wyższy aniżeli w strefach II (tabela 2).

Tabela 2

Mediana wieku rodzenia pierwszego dziecka w dużych miastach i powiatach I i II strefy w roku 2009

	Warszawa	Kraków	Łódź	Wrocław	Poznań
Miasto	29,2	28,4	28,1	28,4	28,0
Strefa I	26,5-28,3	26,5	26,4-27,3	26-26,7	27,1
Strefa II	25,4-27,2	25,8-26,4	25-26,5	25,1-26,8	24,8-26,4

Źródło: Niepublikowane dane GUS.

W badanych miastach, podobnie jak w całej Polsce, po roku 1990 nastąpiła redukcja urodzeń przede wszystkim w najmłodszych grupach wiekowych. W grupie o dotychczas najwyższym natężeniu urodzeń, to jest 20-24-latek, spadek płodności sięgnął 2/3, zaś w najmłodszej (15-19 lat) około połowy. Spadek w kolejnej grupie (25-29 lat) zależał od wyjściowego poziomu płodności – im był niższy w początkowym okresię, tym mniejszy spadek odnotowano. W trzech kolejnych grupach wiekowych we wszystkich miastach nastąpił wzrost płodności.

W okresie 2000-2009 odnotowano dalszy spadek płodności w grupie wiekowej 20-24 lata. Dotyczyło to zarówno badanych miast, jak i ich stref podmiejskich, przy czym najsilniejsza redukcja wystąpiła w strefie I (34,5%, w badanych miastach 25,8%, w powiatach II strefy 29,2%). W grupie wieku 25-29 lat tylko w miastach odnotowano niewielki spadek płodności (0,5%). W kolejnych grupach wiekowych odnotowywany był wzrost płodności – najsilniejszy był on w miastach w grupie 35-39 lat, gdzie nastąpił blisko dwukrotny wzrost liczby urodzeń. Po 30. roku życia niższe wzrosty płodności były odnotowywane w strefach bardziej oddalonych od miast.

Tabela 3

Płodność według grup wieku w miastach powyżej 500 tys. mieszkańców i ich strefach podmiejskich w roku 2000 i 2009

	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44
1	2	3	4	5	6	7
	Miasta powyżej 500 tys. mieszkańców					
2000	11,3	52,0	81,1	51,2	18,6	3,3
2009	12,0	38,6	80,7	79,4	36,4	5,9

cd. tabeli 3

1	2	3	4	5	6	7
	Strefa I					
2000	15,0	81,5	96,5	51,2	19,9	4,5
2009	12,8	53,4	107,2	81,0	31,6	5,9
	Strefa II					
2000	17,2	91,3	98,5	51,0	21,3	4,9
2009	15,0	64,6	107,6	77,1	29,4	5,8

Źródło: Baza Demografia GUS..., op. cit.

Generalnie płodność w poszczególnych grupach wieku była wyższa na terenach dalej położonych od miast, szczególnie wyraźnie widoczne było to w grupach o największej intensywności urodzeń.

Podsumowanie

Analiza przestrzenna zachowań prokreacyjnych w Polsce wskazuje na utrzymujące się ich zróżnicowanie według regionów, ale także w zależności od odległości od dużego miasta. Jednocześnie na uwagę zasługuje fakt, że przebieg badanego procesu ma podobny charakter, a zróżnicowanie siły zmian wskazuje na zmniejszanie się istniejących różnic.

Okres analizy, ze względu na zmiany administracyjne podziału kraju na powiaty w 1999 roku, jest relatywnie krótki. Nie zawsze położenie powiatów jest jednoznaczne z realnym oddziaływaniem miasta na zachowania mieszkańców. Podział powiatów ze względu na stopień oddziaływania mógłby zostać dokonany na przykład na podstawie udziałów ludności zamieszkałej od urodzenia w danym miejscu, bądź migrującej z miasta na wieś. Takie badania będą możliwe po otrzymaniu wyników ze spisu powszechnego 2011, jak również po analizie indywidualnych danych dotyczących urodzeń płynących z ewidencji bieżącej. Analiza danych zagregowanych na poziomie powiatów wskazuje jednak, że zachowania prokreacyjne mieszkanek położonych na terenach bliższych dużym miastom są generalnie bardziej zbliżone do zachowań mieszkanek tych miast. Jest to przesłanką do prowadzenia dalszych badań nad skalą oddziaływania zachowań prokreacyjnych dużych miast na tereny podmiejskie.

SPATIAL PATTERNS OF PROCREATIVE BEHAVIOURS IN POLAND

Summary

The article shows spatial patterns of procreative behaviours in Poland in 1990-2009, with particular emphasis on disparities between core cities and their suburban areas. In big cities the level of fertility is generally lower while mean age of mothers at births and the share of extra marital births are higher than in rural areas. On the basis of statistical data from 5 largest Polish cities and their adjacent districts, the hypothesis on the diffusion of low fertility patterns from core cities to their fringes was verified. It was confirmed that fertility patterns vary regionally, especially between western and eastern Poland as well as urban and suburban areas. It was also observed that differences in fertility behaviour are diminishing.

Witold Śmigielski

PREFERENCJE W WYBORZE PRZYSZŁYCH MODELI ŻYCIA RODZINNEGO ŁÓDZKIEJ MŁODZIEŻY AKADEMICKIEJ

Wstęp

Jak zauważa Z. Tyszka: „społeczna ważność rodziny nakłada na nas obowiązek diagnozowania jej stanu i kierunku przemian. Analiza procesów z nią związanych dostarcza nam również wielu interesujących i ważnych wniosków poznawczych, z których wynikać mogą także istotne wnioski aplikacyjne”[1]. Nie dziwi zatem fakt, że problematyka rodzinna spotyka się ze szczególną uwagą i troską licznych środowisk naukowych, politycznych, religijnych, a także zwykłych obywateli. Szczególnie ważne wydają się przemiany w preferowanym modelu życia rodzinnego wśród przedstawicieli młodego pokolenia, a szczególnie młodzieży akademickiej. K. Slany przekonuje bowiem, że „obserwując procesy społeczne i demograficzne w krajach zachodnich, można przyjąć założenie, iż zachowania i postawy tej wykształconej populacji (studentów końcowych lat studiów magisterskich – przyp. autora) należy traktować jako wzorcotwórcze i normotwórcze, stanowiące podstawę naśladownictwa dla innych grup społecznych. Ważne jest, że realizacja deklarowanych opinii i zachowań jest wielce prawdopodobna, gdyż zasadnicza faza działań życiowych już się rozpoczęła i w bliskiej perspektywie czasowej wymagać będzie finalizowania”[2]. Mając powyższe na uwadze, zdecydowano się oprzeć niniejszą pracę na badaniu ankietowym przeprowadzonym wśród studentów łódzkich uczelni publicznych.

---

[1] Z. Tyszka: *Stan i przeobrażanie rodzin polskich na przełomie wieków XX i XXI. Niedawna przeszłość i teraźniejszość*. W: *Współczesne rodziny polskie – ich stan i kierunek przemian*. Red. Z. Tyszka. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza, Poznań 2001, s. 16.

[2] K. Slany: *Alternatywne formy życia małżeńsko-rodzinnego w ponowoczesnym świecie*. Zakład Wydawniczy Nomos, Kraków 2008, s. 19.

1. Metodologia badania i charakterystyka badanej próby

Badanie przeprowadzono w dniach 1 kwietnia – 15 czerwca 2011 wśród studentów Uniwersytetu Łódzkiego (533 badanych), Politechniki Łódzkiej (273 badanych) i Uniwersytetu Medycznego w Łodzi (123 badanych) – proporcjonalnie do liczby studentów w łącznej liczbie studentów łódzkich uczelni publicznych (na podstawie raportu GUS[3]). W ten sposób uzyskano łączną liczbę respondentów na poziomie 939 osób[4]. Sposób doboru jednostek do próby oparty był na losowaniu trójstopniowym[5]. Najpierw losowano kierunek studiów, na wylosowanym kierunku rok studiów, wreszcie na wylosowanym roku grupę dziekańską, w której przeprowadzano badanie pełne podczas zajęć ćwiczeniowych[6] (co zapewniło reprezentatywność badania[7] i umożliwia przekładanie wyników na populację generalną rozumianą jako zbiorowość studentów II stopnia łódzkich uczelni publicznych uczęszczających na zajęcia ćwiczeniowe).

W badanej próbie blisko 2/3 stanowiły kobiety (co jest zgodne ze strukturą płci w populacji generalnej). Struktura wieku badanej próby kształtowała się w sposób następujący: 62% stanowiły osoby nie starsze niż 24 lata, blisko co trzeci badany miał co najmniej 25 lat, ale nie więcej niż 29, wreszcie 7% badanych miało nie mniej niż 30 lat. Warto też przytoczyć fakt, że około 35% badanych wywodziło się z dużego lub wielkiego miasta (głównie z Łodzi), niespełna 40% ze średniego miasta, natomiast co czwarty badany wywodził się ze środowisk wiejskich.

2. Grupy determinant preferencji (przyszłego) modelu życia rodzinnego

Wiele uwagi w dyskusjach demograficznych poświęca się tzw. kryzysowi małżeństwa i rodziny[8]. Jednak na podstawie przeprowadzonego badania można stwierdzić, że blisko 90% studentów stanu wolnego zamierza w przyszłości

[3] GUS: *Szkoły wyższe i ich finanse w 2009 roku*. Warszawa 2010.

[4] Początkowo planowano liczebność próby na poziomie 1000 ankietowanych, jednak, z przyczyn losowych, wielkości tej nie udało się autorowi uzyskać.

[5] Docelowa liczba badanych na poszczególnych wydziałach określona była z góry (wynikała z proporcjonalnego udziału studentów danego wydziału wśród łącznej liczby studentów danej uczelni. Na UŁ i PŁ zdecydowano się na przeprowadzenie badania na trzech najbardziej licznych wydziałach, na Uniwersytecie Medycznym w Łodzi nie dokonywano podziału na wydziały ze względu na zbyt małą planowaną łączną liczbę badanych).

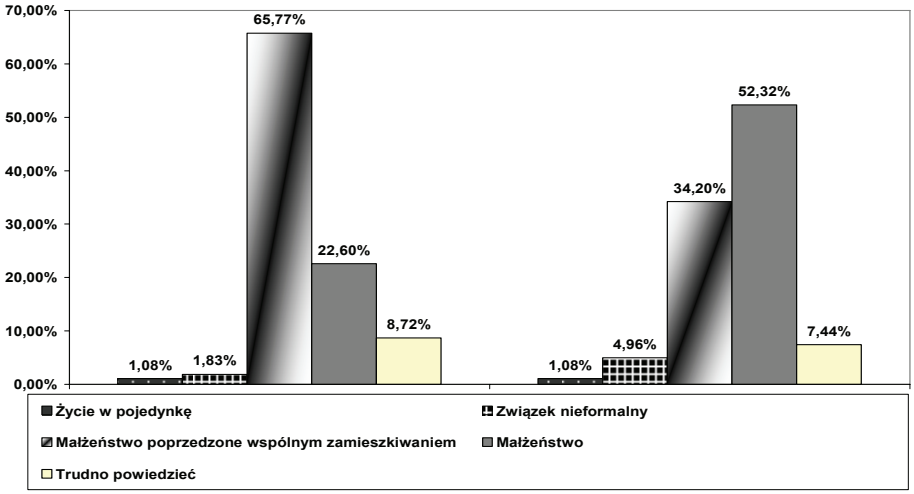
[6] Uzyskano uprzednio pisemną zgodę rektorów uczelni objętych badaniem.

[7] Porównaj: M. Szreder: *Metody i techniki badań sondażowych*. PWE, Warszawa 2004.

[8] A. Kwak: *Małżeństwo i rodzina w dobie przemian. Małżeństwo i kohabitacja*. Wydawnictwo Akademickie „Żak", Warszawa 2005; K. Slany: op. cit.; M. Ogryzko-Wiewiórowska: *Rodzina polska u progu nowego wieku*. W: *Współczesne rodziny polskie – ich stan i kierunek przemian*. Red. Z. Tyszka. Wydawnictwo Naukowe UAM, Poznań 2004, s. 37.

zawrzeć związek małżeński (zdecydowany zamiar w tej sprawie deklarowało blisko 60% studentek i niespełna połowa studentów)[9]. Co więcej, wśród osób deklarujących chęć zawarcia związku małżeńskiego ponad 85% zamierza zawrzeć ślub wyznaniowy (zdecydowany zamiar w tej sprawie wyraża ponad 55% studentek i niespełna co drugi student), chociaż powodem takiego stanowiska nie zawsze były przekonania religijne[10]. Podobne wyniki skłonności do zawierania małżeństw (w tym wyznaniowych) autor uzyskał także w poprzednich swoich badaniach opartych na łódzkiej młodzieży akademickiej[11].

Następnie spytano studentów o optymalną dla nich formę życia rodzinnego lub partnerskiego oraz jaką formę bytowania doradzaliby im ich rodzice lub opiekunowie. Strukturę odpowiedzi respondentów na powyższe pytanie zawiera rys. 1.



Rys. 1. Optymalna forma życia rodzinnego lub partnerskiego w opinii respondentów (po lewej stronie) i ich rodziców (po prawej stronie)

[9] Z podobnymi wynikami badań można spotkać się także u innych autorów; por. m.in.: M. Plopa: *Małżeństwo w percepcji młodych Polaków*. W: *Psychospołeczne aspekty życia rodzinnego*. Red. T. Rostowska, A. Peplińska. Difin SA, Warszawa 2010, s. 64 i nast.

[10] Blisko 70% badanych jako motyw ślubu wyznaniowego zaznaczyło odpowiedź „moje własne przekonania oraz rozumienie rodziny tego wymagają", jednak częściej niż co dziesiąta studentka zamierzała zawrzeć ślub wyznaniowy ze względu na „chęć przeżycia uroczystej ceremonii zaślubin", natomiast niespełna co dziesiąty student deklarował zawarcie związku małżeńskiego ze względu na „presję najbliższego otoczenia".

[11] A. Majdzińska, W. Śmigielski: *Wpływ religijności na decyzje dotyczące planowania życia rodzinnego studentów Uniwersytetu Łódzkiego*. W: *Przyszłość demograficzna Polski*. Red. J.T. Kowaleski, A. Rossa. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2009, s. 93-111; W. Śmigielski: *Nauczanie Jana Pawła II oraz Kościoła Katolickiego dotyczące zagadnień etycznych życia partnersko-rodzinnego a poglądy na ten temat łódzkiej młodzieży akademickiej*. W: *Annales. Etyka w życiu gospodarczym*. T. 14, nr 2. Archidiecezjalne Wydawnictwo Łódzkie, Łódź 2010.

Analiza rys. 1 wskazuje, że 2/3 studentów za optymalną formę bytowania uznaje małżeństwo poprzedzone wspólnym zamieszkiwaniem, za małżeństwem w ujęciu tradycyjnym opowiedziało się blisko 23% badanych, zaś za związkiem nieformalnym niespełna 2%. Gdy jednak weźmiemy pod uwagę, jaką formę życia rodzinnego lub partnerskiego doradzaliby badanym ich rodzice, to sytuacja kształtuje się odmiennie – ponad połowa rodziców doradzałaby swoim dzieciom małżeństwo w ujęciu tradycyjnym (bez uprzedniego wspólnego zamieszkiwania), blisko co trzeci badany doradzałby małżeństwo poprzedzone związkiem nieformalnym, zaś blisko 5% związek nieformalny (bez dążenia do zawarcia małżeństwa). Widać zatem sporą rozbieżność między wyborem optymalnej formy życia rodzinnego lub partnerskiego w tych dwóch porównywanych grupach.

Zgodnie z wynikiem badania do czynników wywierających bardzo istotny wpływ na wybór optymalnej formy bytowania należy zaliczyć doświadczenia dotyczące życia rodzinnego (szczególnie fakt ewentualnego rozwodu rodziców) oraz subiektywną ocenę badanych dotyczącą związku swoich rodziców. Analiza statystyczna wykazała, że skłonność badanych do wyboru tradycyjnej formy życia rodzinnego (rozumianej w niniejszej pracy jako małżeństwo niepoprzedzone wspólnym zamieszkiwaniem) jest dwukrotnie niższa wśród osób, których rodzice byli po rozwodzie (w takiej sytuacji było około 6% badanych) w porównani z badanymi, których rodzice pozostawali w związku małżeńskim (około 40% studentów z drugiej grupy opowiadało się za tradycyjną formą życia rodzinnego, podczas gdy już tylko około 20% studentów z pierwszej grupy zgłaszało analogiczne zapatrywania). Podobnie niespełna połowa respondentów, którzy oceniali związek swoich rodziców jako zdecydowanie udany, uznawała małżeństwo (bez uprzedniego wspólnego zamieszkiwania) jako optymalną formę bytowania, podczas gdy podobny pogląd podzielał już tylko niespełna co piąty badany z grupy osób zdecydowanie negatywnie oceniających związek swoich rodziców. Warto też zauważyć, że w sytuacji, gdy rodzice respondentów stali na stanowisku, iż małżeństwo w ujęciu tradycyjnym jest optymalną formą życia rodzinnego, to podobny pogląd swoich rodziców podzielała ponad połowa badanych, gdy zaś rodzice doradzali swym dzieciom związek nieformalny (poprzedzający małżeństwo lub jako cel sam w sobie), to już zdecydowana większość badanych (93%) podzielała w tej kwestii pogląd swoich rodziców. Reasumując oddziaływanie tej grupy czynników na model życia rodzinnego młodzieży akademickiej, podkreślić należy z całą stanowczością olbrzymi wpływ rodziców (w postaci wyrażanych poglądów, jak i przykładu życia) na wybór optymalnej formy życia rodzinnego lub partnerskiego przez ich dzieci.

Drugą grupę czynników stanowią zmienne dotyczące zagadnień światopoglądowych związanych z życiem partnerskim i rodzinnym, to znaczy podejście do kwestii: antykoncepcji, współżycia przedmałżeńskiego, metody *in vitro*, aborcji „na żądanie", uznawania związków homoseksualnych za rodzinę oraz siły przekonań religijnych. We wszystkich tych aspektach osoby opowiadające się za małżeństwem w ujęciu tradycyjnym jako optymalną formą bytowania także przejawiały bardziej konserwatywne nastawienie do wymienionych zagadnień, w porównaniu do respondentów opowiadających się za życiem (przynajmniej czasowo) w związku nieformalnym. Podkreślić przy tym należy, że we wszystkich wymienionych aspektach wpływ podglądów na poszczególne zagadnienia światopoglądowe był statystycznie istotną determinantą wyboru przez badanych optymalnego modelu życia rodzinnego. Zaznaczyć także należy, że wśród osób absolutnie przekonanych o istnieniu Boga ponad połowa badanych uznawała małżeństwo (bez uprzedniego wspólnego zamieszkiwania) za optymalną formę życia rodzinnego, podczas gdy podobnego wyboru dokonywało już tylko niespełna 7% osób całkowicie niewierzących.

Trzecią grupę czynników stanowią, często pomijane, kwestie społeczno-polityczne, a w szczególności czytana prasa codzienna[12] oraz preferencje partyjne[13], które okazały się wywierać bardzo silny wpływ na wybór modelu życia rodzinnego (zwolennicy partii prawicowych lub centroprawicowych opowiadali się znacząco częściej za małżeństwem w ujęciu tradycyjnym, zaś potencjalni wyborcy ugrupowań lewicowych – w znacznej większości za związkiem partnerskim. Czytana prasa nie determinowała już w sposób tak jednoznaczny preferencji w wyborze optymalnej formy bytowania, chociaż czytelnicy „Rzeczpospolitej" częściej uznawali małżeństwo w ujęciu tradycyjnym za optymalną formę życia rodzinnego w stosunku do czytelników „Gazety Wyborczej" – 48% do 38%.

Czwartą grupę czynników stanowiły zmienne demograficzne, takie jak: płeć oraz pochodzenie. Chociaż zarówno wśród kobiet, jak i wśród mężczyzn optymalną formą bytowania dla większości badanych był związek nieformalny, to jednak kobiety częściej niż mężczyźni opowiadały się za małżeństwem

[12] Grupę badanych podzielono na czytelników (raczej liberalnej) „Gazety Wyborczej", czytelników (raczej konserwatywnej) „Rzeczpospolitej" oraz badanych czytających obie wyżej wymienione gazety. Zdecydowano się na wyodrębnienie właśnie tych tytułów prasowych ze względu na ich stosunkowo klarowny „główny nurt światopoglądowy" oraz stosunkowo duże zainteresowanie wśród łódzkich studentów – zgodnie z wynikiem badania niespełna 45% studentów przynajmniej raz w tygodniu zadeklarowało czytanie „Gazety Wyborczej" (w wersji papierowej lub elektronicznej), zaś czytanie „Rzeczpospolitej" zadeklarowało blisko 20% badanych.

[13] Do tego celu partie polityczne w Polsce podzielono od najbardziej prawicowych do lewicowych poprzez odpowiednie „kodowanie". I tak: 1 (partie prawicowe) – PiS oraz Prawicę Rzeczpospolitej, 2 (centroprawicowe) PJN i KNP, 3 (centrowe/centroprawicowe) PO i 4 (lewicowe) SLD, Ruch Palikota i SDPL (w analizie pominięto PSL jako partię reprezentującą interesy elektoratu wiejskiego i trudną do zaklasyfikowania do odpowiedniego nurtu politycznego).

w ujęciu tradycyjnym (blisko 40% do ponad 32%). Podobnie deklarowanie małżeństwa poprzedzonego wspólnym zamieszkiwaniem dominowało zarówno wśród mieszkańców dużych i wielkich, jak i średnich miast oraz wśród osób wywodzących się ze środowisk wiejskich, jednak osoby z mniejszych miejscowości częściej opowiadały się za tradycyjną formą życia rodzinnego (kolejno: 45% – wśród środowisk wiejskich; 36% – średnie miasto; 32,5% – duże lub wielkie miasto).

Wreszcie istotny wydaje się czynnik ekonomiczny odzwierciedlający sytuację mieszkaniową badanych. Zapytano, czy jeśliby zamierzali w okresie najbliższych 6 miesięcy zamieszkać wspólnie z małżonkiem/ką lub partnerem/ką, to czy mieliby taką możliwość. I tak wśród badanych, którzy twierdząco udzielili odpowiedzi na to pytanie, niespełna 40% stanowiły osoby opowiadające się za małżeństwem jako optymalną formą życia rodzinnego, zaś dokładnie połowa badanych, którzy na wyżej postawione pytanie udzielili odpowiedzi negatywnej, opowiadała się za tradycyjną formą życia rodzinnego.

Podsumowanie

Niniejsza praca stanowi zaledwie część wyników badań opracowanych na potrzeby rozprawy doktorskiej autora, pozwala jednak na wyodrębnienie podstawowych grup czynników wpływających na wybór optymalnego modelu życia rodzinnego przez przedstawicieli łódzkiej młodzieży akademickiej. Pewną nowością jest zaliczenie do grona determinant modelu życia rodzinnego poglądów politycznych, z czym autor nie spotkał się w innych pracach opisujących wspomniane zagadnienie.

Należy mieć świadomość, że Łódź jest miastem „silnie zlaicyzowanym", o dużym wpływie tzw. zachodnich wzorców życia rodzinnego, zatem otrzymane wyniki nie mogą być traktowane jako wyniki ogólnopolskie, jednak wydaje się, iż dominacja zwolenników związków partnerskich nad osobami opowiadającymi się za małżeństwem jako tradycyjną formą życia rodzinnego wydaje się, także w skali ogólnopolskiej, niepodważalna. Co więcej, zdaniem autora, dominacja tej grupy (osób przynajmniej czasowo opowiadających się za związkiem nieformalnym) w najbliższych latach będzie się nasilać.

PREFERENCES IN CHOOSING FUTURE FAMILY LIFE AMONG THE STUDENTS OF UNIVERSITY OF LODZ

Summary

The article present the outcomes of the research regarding the influence of different group of determinant on students' views concerning marriage and cohabitation. The research was conducted among the students of the fourth and fifth year at the University of Lodz, Technical University of Lodz, Medical University of Lodz.

Milena Lange

ZMIANY W ZACHOWANIACH PROKREACYJNYCH ŁODZIANEK – URODZENIA POZAMAŁŻEŃSKIE*

Wprowadzenie

Lata 90. ubiegłego wieku przyniosły w Polsce intensywne przemiany w zachowaniach prokreacyjnych, które ulegały dalszemu pogłębieniu w pierwszej dekadzie XXI wieku. Zmiany te zaszły na terenie całego kraju, tak w miastach, jak i na wsi. Wcześniej jednak pojawiały się one w miastach, szczególnie dużych.

Według koncepcji drugiego przejścia demograficznego, której twórcami są D.J. van de Kaa i R. Lesthaeghe[1], spadek dzietności w krajach rozwiniętych, przy istniejącej już bardzo niskiej dzietności i umieralności, wynika przede wszystkim z chęci obojga rodziców zapewnienia sobie możliwości samorealizacji w życiu codziennym. Wśród zmian w zachowaniach prokreacyjnych obserwowane są m.in.: spadek udziału urodzeń dalszej kolejności na rzecz wzrostu udziału urodzeń niższej kolejności, unikanie ciąż przedmałżeńskich i małżeństw tzw. naprawczych (zawieranych w obliczu nieplanowanej ciąży), odraczanie przez małżeństwa decyzji o urodzeniu dziecka, spadek płodności młodych kobiet, obniżenie poziomu dzietności (stabilizacja na niskim poziomie, bądź lekki wzrost w okresie realizacji odroczonych urodzeń), wzrost udziału urodzeń pozamałżeńskich, znaczący wzrost występowania dobrowolnej bezdzietności[2].

---

* Praca naukowa finansowana ze środków budżetowych na naukę w latach 2010-2012 jako projekt badawczy: Zmiany zachowań prokreacyjnych w Polsce w ujęciu regionalnym ze szczególnym uwzględnieniem roli dużych ośrodków miejskich w ich kształtowaniu, nr N N114 076839.

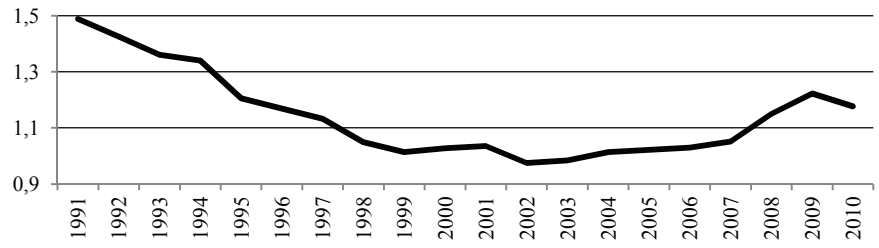
[1] D.J. Van de Kaa: *Europe's second demographic transition*. „Population Bulletin" 1987, No. 42 (1); D.J. Van de Kaa: *The Idea of a Second Demographic Transition in Industrialized Countries*. Paper presented at the Sixth Welfare Policy Seminar of the National Institute of Population and Social Security, Tokyo, Japan, 29 January 2002, http://www.ipss.go.jp/webj-ad/webJournal.files/population/2003_4/Kaa.pdf, 2002, dostęp: 9.09.2011; D.J. Van de Kaa: *The idea of a second demographic transition in industrialized countries*. „Japanese Journal of Population" 2003, No. 1 (1).

[2] D.J. Van de Kaa: *The idea of a second demographic transition in industrialized countries*. Paper presented…, op. cit.

W oparciu o dane z ewidencji bieżącej omówione zostaną zmiany podstawowych charakterystyk procesu rozrodczości w Łodzi w latach 1991-2010. Wyniki badań własnych[3] posłużą zaś zdiagnozowaniu zmian zachowań prokreacyjnych w Łodzi – przede wszystkim wyodrębnieniu charakterystyk demograficznych, społecznych i ekonomicznych matek rodzących dzieci pozamałżeńskie w roku 2010 w odniesieniu do roku 1999 i 1984.

1. Zmiany zachowań prokreacyjnych w Łodzi po roku 1991

Szybki i głęboki spadek dzietności obserwowany był w Łodzi aż do roku 2002, kiedy to osiągnął wartość poniżej 1 urodzenia na kobietę. Po długotrwałym spadku dzietności nastąpił niewielki jej wzrost, tak że w 2010 średnia liczba urodzeń na 1 kobietę wyniosła 1,177 (rys. 1), co dawało 7. pozycję wśród dużych polskich miast[4] o najniższych wartościach omawianego współczynnika. Tak niska dzietność wydaje się zjawiskiem trwałym, a nie tylko sytuacją przejściową.



Rys. 1. Dzietność (liczba urodzeń na 1 kobietę) w Łodzi w latach 1991-2010

Źródło: GUS.

W ciągu ostatnich dwóch dekad zaszły w Łodzi głębokie zmiany we wzorcu płodności (rozkładzie grupowych współczynników płodności). Najwyższą płodnością w roku 2010 charakteryzowały się 25-29-latki. Pod koniec pierwszej dekady XXI wieku połowa łodzianek, które urodziły swoje pierwsze dziecko, miała nie mniej niż 28 lat. Tak wysoki, jak na Polskę, średni wiek wy-

[3] Projekty realizowane w Zakładzie Demografii (obecnie Zakład Demografii i Gerontologii Społecznej) UŁ. J.T. Kowaleski: *Urodzenia pozamałżeńskie w Łodzi w świetle wyników badań własnych*. W: *Reprodukcja ludności i mobilność przestrzenna na obszarze Ziemi Łódzkiej*. Red. J.T. Kowaleski. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2002; M. Pietruszek: *Analiza porównawcza dzietności i płodności kobiet na obszarze województw Polski Środkowej* (*ujęcie przekrojowe i quasi-kohortowe*). W: *Reprodukcja ludności i mobilność przestrzenna na obszarze Ziemi Łódzkiej*. Op. cit.

[4] Miasta polskie liczące co najmniej 100 tys. mieszkańców.

dawania na świat pierwszego dziecka wspólny jest dla kobiet zamieszkujących duże miasta i jest jedną z głównych cech zmian w zachowaniach prokreacyjnych wpisujących się w koncepcję drugiego przejścia demograficznego. Wzrost płodności w grupach 30-34 i 35-39-latek był w Łodzi znacznie silniejszy aniżeli w innych największych miastach Polski. Obecnie płodność w młodszej grupie 30-latek jest zbliżona do natężenia urodzeń w grupie wiekowej 25-29 lat. Mimo obniżenia się natężenia urodzeń w najmłodszej grupie kobiet o blisko połowę w porównaniu z początkiem lat 90. XX wieku, płodność nastolatek w Łodzi nie należy do najniższych – w 2010 roku odnotowano blisko 15 urodzeń na 1000 kobiet w grupie wiekowej 15-19 lat.

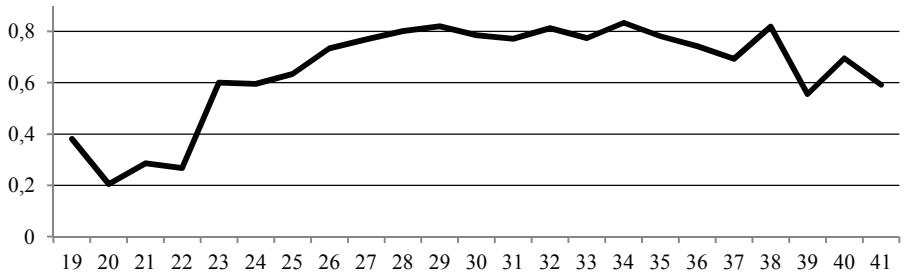
Wzrost udziału urodzeń pozamałżeńskich objął cały kraj, ale zmiany te nie były równie intensywne we wszystkich częściach Polski. W Łodzi przed rokiem 1990 udziały urodzeń pozamałżeńskich kształtowały się na poziomie około 10%. W roku 2000 ich udział był już dwukrotnie wyższy i przekraczał 20%. W roku 2005 więcej niż co czwarte dziecko w Łodzi przychodziło na świat poza małżeństwem, zaś udział tej kategorii urodzeń w roku 2010 był bliski 30% (wyższy niż w Poznaniu czy Wrocławiu i prawie dwukrotnie wyższy niż w Krakowie).

2. Zachowania prokreacyjne łodzianek w świetle badania własnego

W celu uzyskania szerszego obrazu zachowań prokreacyjnych łodzianek przeprowadzone zostało badanie cech demograficznych i społecznych kobiet, które urodziły dziecko w 2010 roku na terenie dzielnicy Łódź Górna[5]. Liczba urodzeń przez łodzianki, która została objęta tym badaniem, wyniosła 2938, co stanowiło 44% wszystkich urodzeń dla Łodzi (urodzenia rejestrowane według miejsca zameldowania matki).

W roku 2010 w dzielnicy Łódź Górna odnotowano 44 urodzenia przez niepełnoletnie łodzianki, co stanowiło niespełna 1,5% badanych. Najmłodsza matka miała w momencie urodzenia dziecka 12 lat, pięć kolejnych to 15- i 16--latki. Spośród trzydziestu ośmiu 17- i 18-latek, jedna przed urodzeniem dziecka wstąpiła w związek małżeński.

[5] Analizie podlegały indywidualne karty zgłoszenia urodzenia noworodka archiwizowane w Urzędzie Stanu Cywilnego Łódź Centrum.



Rys. 2. Udział urodzeń małżeńskich według wieku matki (łodzianki, Łódź Górna, 2010)

Źródło: Niepublikowane dane USC Łódź Centrum.

Wśród urodzeń do 23. roku życia blisko 3/4 stanowiły urodzenia przez panny. Nieco ponad 1/3 19-latek wstąpiła w związek małżeński (8 z 21), ale z analizy dat zawarcia związku małżeńskiego wynika, że tylko w przypadku jednego ślubu kobieta, wstępując w związek małżeński, nie była w ciąży (było to jej drugie dziecko). Wyższy udział mężatek był wśród 20-latek (9 z 44 badanych), przy czym wstępowały one w związek małżeński będąc w ciąży (6), albo było to ich kolejne urodzenie (3). W grupie 21- i 22-latek udział urodzeń małżeńskich wynosił ponad 1/4. Wśród 36 matek, które w momencie urodzenia dziecka były mężatkami, 21 wstąpiło w związek małżeński nie będąc w ciąży.

W kolejnej grupie wieku (23-25 lat) urodzenia małżeńskie stanowiły większość, ale udział urodzeń pozamałżeńskich był bardzo wysoki i sięgał blisko 40%. Wśród matek w stanie cywilnym przeważały panny, ale 4 spośród 24- i 25-latek były rozwódkami (w tym przypadku urodzenia były urodzeniami drugiej bądź trzeciej kolejności). Ponad 1/3 małżeństw mogła mieć charakter małżeństw naprawczych, jako że urodzenia następowały mniej niż 7 miesięcy po ślubie.

Wśród 26-latek udział urodzeń pozamałżeńskich był jeszcze wysoki – 27%. W kolejnych grupach (27-35) był już niższy – wynosił od 17 do 23%. W omawianych grupach wieku wśród kobiet rodzących dzieci poza małżeństwem większość stanowiły panny (79%). Dość liczne były przypadki urodzeń przez rozwódki – 21% urodzeń pozamałżeńskich. 200 spośród 1645 urodzeń małżeńskich (12%) możemy hipotetycznie traktować jako naprawcze – dziecko przyszło na świat nie więcej niż 7 miesięcy po ślubie.

Urodzenia przez kobiety w wieku 36-39 lat stanowiły niewielki udział wśród wszystkich urodzeń (9% – 268 przypadków). Udział urodzeń pozamałżeńskich w tej grupie wyniósł 30%. Panny w tej grupie stanowiły 71%, rozwódki 29%, zaś 3 kobiety były wdowami.

Urodzenia przez kobiety powyżej 40. roku życia były relatywnie rzadkie (2,2%, 66 przypadków). Najstarsza kobieta w momencie urodzenia miała 46 lat. W tej grupie udział urodzeń pozamałżeńskich był wyższy aniżeli wśród młodszych kobiet i wynosił 1/3. Panny stanowiły 2/3 spośród badanych, które w momencie urodzenia dziecka były w stanie cywilnym wolnym.

Kolejną z badanych cech był poziom wykształcenia panien i mężatek – kobiet rodzących pierwsze dziecko z uwzględnieniem ich wieku. W analizie uwzględniono kobiety, które ukończyły 25. rok życia[6]. Blisko 70% mężatek w wieku 25-29 lat, które urodziły pierwsze dziecko, legitymowało się wykształceniem wyższym. Wśród panien odsetek ten był znacznie niższy – wynosił niespełna 40%, za to odsetek kobiet z wykształceniem co najwyżej zasadniczym zawodowym był blisko dwukrotnie wyższy aniżeli wśród mężatek (odpowiednio 12% i 5%). Także wśród 30-34-latek mężatki odznaczały się wyższym poziomem wykształcenia aniżeli panny. Wykształcenie wyższe posiadało 85% mężatek i 61% panien, zaś wykształcenie co najwyżej zasadnicze zawodowe odpowiednio 4% i 6% mężatek i panien. Podobna sytuacja miała miejsce w kolejnej grupie wieku (35-39 lat), mimo że poziom wykształcenia w tej grupie wieku był generalnie niższy. Wśród mężatek wykształcenie wyższe miało blisko 3/4 (72%) mężatek i 6/10 panien. Kobiety powyżej 40. roku życia, które urodziły swoje pierwsze dziecko, stanowiły zbyt małą grupę (10 mężatek i 6 panien), aby możliwe było dokonanie porównania poziomu wykształcenia.

Ostatnią z badanych cech było źródło utrzymania kobiet, które urodziły pierwsze dziecko. Żadna z badanych kobiet powyżej 25. roku życia nie była na utrzymaniu. W momencie urodzenia dziecka 29 mężatek i 18 panien było bezrobotnych, a ich udział w badanej grupie wynosił odpowiednio 3% i 2%. Najmniejszy udział bezrobotnych występował w grupie wieku 25-29 lat, w kolejnych grupach (30-34 lata oraz 35 i więcej) stanowiły one około 2%. W poszczególnych grupach wieku nie występowały wyraźne różnice w miejscu zatrudnienia mężatek i panien. W obu przypadkach najwięcej kobiet zatrudnionych było w sektorze publicznym (zdecydowanie mniejszy był ich udział wśród kobiet 25-29-letnich aniżeli w dwóch kolejnych grupach). W grupie wieku 25-29 lat znacznie więcej panien i mężatek pracowało w rolnictwie na rachunek własny. Wśród mężatek wyższy był udział zatrudnionych na rachunek własny poza rolnictwem – przekroczył on 7%, podczas gdy wśród panien rzadziej niż co dwudziesta wybrała taką formę zatrudnienia.

[6] W młodszych grupach wieku występował wysoki udział urodzeń pozamałżeńskich, zaś urodzenia małżeńskie często miały charakter związków naprawczych. Przed ukończeniem 22. roku życia ograniczona jest możliwość uzyskania wykształcenia wyższego.

3. Zmiany w charakterystykach łodzianek rodzących dziecko poza małżeństwem w świetle badań własnych

Podobnie jak w roku 1999 oraz 1984, także w roku 2010 znaczna część urodzeń małżeńskich może być efektem poczęć przedmałżeńskich. W końcu lat 90. XX wieku w Łodzi stanowiły one ponad 1/4 wszystkich urodzeń małżeńskich. W przypadku urodzeń pierwszej kolejności stanowiły one w roku 1999 ponad 1/3. W 2010 roku, podobnie jak w roku 1999, większość matek rodzących poza małżeństwem była w stanie panieńskim (około 80%). Prokreacja pozamałżeńska wdów we wszystkich badanych okresach była zjawiskiem marginalnym.

Zwiększył się, już wcześniej wysoki, udział urodzeń pozamałżeńskich wśród kobiet w wieku 19 lat i mniej. W 2010 roku udział ten wyniósł aż 66%, podczas gdy w 1999 roku dla matek w podanym wieku mieszkających w Łodzi sygnalizowany odsetek przekraczał 61%. Jest to poważny wzrost (blisko dwukrotny) w porównaniu z rokiem 1984. W 1999 roku urodzenia pozamałżeńskie najczęściej występowały w grupie 19 lat i mniej. W grupach wieku 20-24, 25-29 oraz 30-34 lata proporcja urodzeń pozamałżeńskich była zdecydowanie niższa.

Czynnikiem silnie różnicującym udziały urodzeń w małżeństwach i poza małżeństwem było wykształcenie. Wśród matek z wykształceniem wyższym rodzących w dzielnicach Łódź Górna i Bałuty w roku 1984 blisko 5% pozostawało poza związkiem małżeńskim. W roku 1999 roku odsetek ten był wyższy o ponad 1 punkt procentowy. Wraz z przechodzeniem do niższych poziomów wykształcenia matek proporcje urodzeń pozamałżeńskich wyraźnie wzrastały. Inaczej działo się tylko w przypadku kobiet z wykształceniem średnim i policealnym w roku 1984, kiedy to odsetek urodzeń pozamałżeńskich był w tejże grupie niższy aniżeli w przypadku kobiet z wykształceniem wyższym.

Podsumowanie

Obserwowany w Łodzi wzrost udziału urodzeń pozamałżeńskich może być w większości przypadków rezultatem zmian w podejściu do nieplanowanego poczęcia, szczególnie nieplanowanych ciąż młodych kobiet. Wzrost częstości urodzeń pozamałżeńskich w najmłodszej grupie kobiet sugeruje, iż nastąpiło zmniejszenie nacisku społecznego na zawieranie małżeństw „naprawczych”.

Wzrost odsetka urodzeń pozamałżeńskich jest traktowany jako jeden z głównych wyznaczników tzw. drugiego przejścia demograficznego[7]. Na podstawie danych zebranych dla roku 2010, 1984 oraz 1999 trudno jest stwierdzić, że urodzenia te miały w Łodzi charakter nowoczesny. Z reguły pierwszymi osobami akceptującymi zmiany i najszybciej adaptującymi się do nowych warunków są młode, wykształcone kobiety, żyjące w wielkich miastach[8]. Kobiety rodzące dzieci poza małżeństwem są dzisiaj (rok 2010) bowiem gorzej wykształcone niż ich rówieśniczki rodzące dzieci w małżeństwie, nie różnią się natomiast wobec porównywanej grupy źródłem utrzymania.

CHANGES IN PROCREATIVE BEHAVIOURS IN THE ŁÓDŹ AREA – EXTRAMARITAL BIRTHS

Summary

An increasing share of extramarital births is thought to be one of the main manifestations of a second demographic transition. The transition is characterised by changes in the family model and the rules for forming and dissolving families. However, earlier studies into the characteristics of women giving birth to children outside marriage in Łódź in the mid-1980s and at the end of the 1990s showed that the main reasons for the share of the births to rise was the poor financial situation and reduced social pressure on very young women to enter into marriage. In order to analyse the characteristics of mothers having children outside marriage the individual birth records made in one district of the city of Łódź in 2010 were reviewed. As established, the continued increase in the share of extramarital births in Łódź does not have a modern character.

[7] P. Szukalski: *Płodność i urodzenia pozamałżeńskie w Polsce*. Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki UŁ nr 132, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2001.

[8] P. Szukalski: *Urodzenia pozamałżeńskie w Polsce – przyczyny wzrostu*. W: *Reprodukcja ludności i mobilność przestrzenna na obszarze Ziemi Łódzkiej*. Red. J.T. Kowaleski. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2002.

Urszula Grzega

DOCHODY I WYDATKI POLSKICH GOSPODARSTW DOMOWYCH JAKO DETERMINANTA ROZWOJU RODZIN

Wprowadzenie

Współczesne tendencje demograficzne występujące w Polsce są wynikiem upodabniania się polskiego wzorca rodziny do wzorca występującego w rozwiniętych krajach zachodnioeuropejskich. Są one także efektem przemian społeczno-gospodarczych, które miały miejsce w naszym kraju w ciągu ostatnich kilkunastu, a nawet kilkudziesięciu lat.

Zapoczątkowana w latach 90. ubiegłego wieku zmiana modelu rodziny wyrażająca się spadkiem liczby i natężenia urodzeń, spadkiem liczby zawieranych małżeństw oraz wzrostem średniego wieku matki rodzącej pierwsze dziecko, wiąże się m.in. z sytuacją ekonomiczną polskich gospodarstw domowych.

Do głównych czynników ekonomicznych wpływających na procesy demograficzne w kraju zalicza się sytuację panującą na rynku pracy oraz poziom i strukturę dochodów ludności. Wysoki poziom bezrobocia, ryzyko utraty pracy, nieustabilizowana sytuacja dochodowa rodzin oraz ogólna „niepewność jutra" często hamuje zawieranie małżeństw oraz przesuwa w czasie decyzje o posiadaniu pierwszego dziecka. Wpływa także na decyzje o rozmiarach gospodarstwa domowego, czyli liczbie posiadanych dzieci. Oddziaływanie sytuacji panującej na rynku pracy na przebieg procesów demograficznych określa się jako pośrednie. Przekłada się ono zwykle na sytuację dochodową rodzin. A to głównie dochód jest czynnikiem mającym bezpośredni wpływ tak na warunki życia ludności ogółem, jak i na warunki sprzyjające rozwojowi polskich rodzin.

W powyższym kontekście sensowna staje się analiza sytuacji ekonomicznej polskich gospodarstw domowych wyrażona poziomem i strukturą dochodów rozporządzalnych oraz wydatków konsumpcyjnych.

1. Zmiany w dochodach rozporządzalnych gospodarstw

Głównym bodźcem poprawy poziomu życia ludności jest wzrost gospodarczy kraju. Poziom oraz dynamika PKB znajdują odzwierciedlenie w dochodach do dyspozycji brutto sektora gospodarstw domowych oraz dochodach rozporządzalnych, a te wpływają na poziom i strukturę wydatków konsumpcyjnych.

Lata 2004-2010 cechowały się dodatnim tempem wzrostu gospodarczego. Szczególnie wysoki wzrost odnotowano w latach 2006-2007, gdzie średnioroczne tempo przekroczyło 6%. Rok 2008 przyniósł nieznaczne osłabienie (5,1%), a kolejny rok wiązał się z wyraźnym wyhamowaniem aż do 1,6%. W 2010 roku tempo wzrostu PKB wyniosło 3,8%[1].

W badaniach dochodów ludności w ujęciu makroekonomicznym istota zmian w obliczaniu PKB polega na wyodrębnieniu sektora gospodarstw domowych, który jest jednym z sześciu sektorów instytucjonalnych[2]. W latach 2004-2010 rosła nominalna oraz realna wartość dochodów do dyspozycji brutto w sektorze gospodarstw domowych. Najwyższe tempo wzrostu realnych dochodów do dyspozycji w przeliczeniu na 1 mieszkańca miało miejsce w latach 2006-2007 (po 4,8%), najniższe w 2005 roku (1,5%), zaś w 2009 roku przyrost wyniósł 3,6%[3].

Dochody do dyspozycji brutto wpływają na spożycie w ujęciu makroekonomicznym. Kształtowanie się spożycia w tej skali w znacznej mierze wynika z przeobrażeń zachodzących w skali mikroekonomicznej, czyli innymi słowy, zależy od zachowań gospodarstw domowych.

Główną determinantą konsumpcji gospodarstw domowych jest dochód. Im wyższy dochód, tym wyższa konsumpcja i na odwrót. Zmiany w wysokości dochodu wpływają tak na poziom, jak i na strukturę wydatków konsumpcyjnych. Przy wyższych poziomach zamożności konsumentów przyrosty dochodów przeznaczane są głównie na poprawę jakości konsumpcji oraz powiększanie oszczędności, co przejawia się procentową zmianą wydatków swobodnego wyboru w ogólnej strukturze wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych. Przy niskich poziomach zamożności konsumentów przyrosty dochodów przeznaczane są zwykle na zaspokojenie potrzeb podstawowych. W ramach własnej siły nabywczej każde gospodarstwo określa górne i dolne granice konsumpcji oraz decyduje o stopniu zaspokojenia poszczegól-

[1] GUS: *Polska – wskaźniki makroekonomiczne. Roczne wskaźniki makroekonomiczne*, http://www.stat.gov.pl/gus/wskazniki_makroekon_PLK_HTML.htm, dostęp: 14.09.2011.
[2] GUS: *Mały Rocznik Statystyczny 2011*. Warszawa 2011, s. 163.
[3] Ibid., s. 170.

nych potrzeb konsumpcyjnych, przy czym o rozmiarach bieżącej konsumpcji gospodarstw domowych w najwyższym stopniu decyduje bieżący budżet pieniężny, jakim dysponuje dane gospodarstwo.

Kategorią najpełniej opisującą bieżącą sytuację finansową rodzin jest kategoria dochodu rozporządzalnego[4].

W latach 2004-2010 obserwowano wzrost dochodu rozporządzalnego gospodarstw domowych przypadającego na 1 osobę. Od 2004 roku do 2010 roku dochód zwiększył się o ponad 60%. Najwyższy wzrost nominalny nastąpił w 2008 roku, wyniósł on wówczas 12,6%.

Tabela 1

Poziom i dynamika przeciętnych dochodów rozporządzalnych i wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych w latach 2004-2010 (rok poprzedni =100)

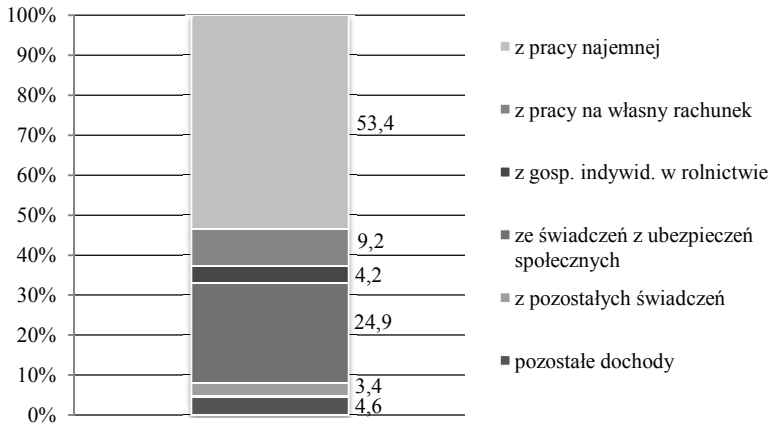
Rok	Wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych	Dochód rozporządzalny na 1 osobę w zł	Dynamika dochodów nominalnych w %	Dynamika dochodów realnych w %	Wydatki konsumpcyjne na 1 osobę w zł	Dynamika wydatków nominalnych w %	Dynamika wydatków realnych w %
2004	103,3	735,40	103,3	100,0	666,00	102,6	99,3
2005	102,0	761,46	103,5	101,5	660,67	99,2	97,3
2006	100,9	834,68	109,6	108,6	712,56	107,9	106,9
2007	102,5	928,87	111,3	108,6	775,60	108,8	106,1
2008	104,2	1045,52	112,6	108,1	865,32	111,6	107,1
2009	103,5	1114,49	106,6	103,0	913,86	105,6	102,0
2010	102,6	1192,82	107,0	104,3	946,00	103,5	100,9

Źródło: GUS: *Badania budżetów gospodarstw domowych w 2004-2009*. Warszawa 2005-2010; GUS: *Sytuacja gospodarstw domowych w 2010 r. w świetle wyników badania budżetów gospodarstw domowych*. Warszawa 2011; *Polska – wskaźniki makroekonomiczne*. *Roczne wskaźniki makroekonomiczne*, www.stat.gov.pl/gus/wskazniki_makroekon_PLK_HTML.htm

Konsekwencją poziomu dochodów nominalnych i zmian wskaźników cen towarów i usług konsumpcyjnych są zmiany w dochodach realnych gospodarstw domowych. Z danych tabeli 1 wynika, że nominalnemu wzrostowi dochodów w latach 2004-2010 towarzyszył realny wzrost wartości dochodów

[4] Dochód rozporządzalny to suma bieżących dochodów gospodarstwa domowego z poszczególnych źródeł pomniejszona o zaliczki na podatek dochodowy od osób fizycznych i od własności oraz o składki na ubezpieczenie społeczne i zdrowotne. W skład dochodu rozporządzalnego wchodzą dochody pieniężne i niepieniężne, w tym spożycie naturalne (towary i usługi konsumpcyjne pobrane na potrzeby gospodarstwa domowego z indywidualnego gospodarstwa rolnego bądź działalności gospodarczej na własny rachunek oraz towary i usługi otrzymane nieodpłatnie). Szerzej patrz: GUS: *Pojęcia stosowane w badaniach statystycznych statystyki publicznej*, http://www.stat.gov.pl/gus/definicje_PLK_HTML.htm?id=POJ-106.htm, dostęp: 13.09.2011.

rozporządzalnych. W latach 2006-2008 odnotowano najszybsze tempo wzrostu realnej wartości dochodów rozporządzalnych, przekraczało ono wówczas 8%. W 2009 roku zaobserwowano natomiast znaczne obniżenie tempa wzrostu dochodów rozporządzalnych gospodarstw domowych. W 2010 roku nastąpiła nieznaczna poprawa w stosunku do roku poprzedniego i ostatecznie dochód rozporządzalny w ujęciu realnym wzrósł o 4,3%. Dodać należy, iż realny wzrost dochodów odnotowano we wszystkich grupach społeczno-ekonomicznych. Najwyższy w grupie rolników (o 13,2%), najniższy w gospodarstwach pracujących na własny rachunek (o 2,6%). Niemniej jednak w 2010 roku dochody rolników wciąż były niższe od średniej krajowej (aż o 14,1%). Najwyższy przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny osiągnęły gospodarstwa pracujące na własny rachunek (1468 zł), ich dochód był wyższy o 23,1% od dochodu w gospodarstwach ogółem. Najniższym dochodem rozporządzalnym dysponowały natomiast gospodarstwa rencistów (926 zł) i był on o 22,4% poniżej przeciętnej w gospodarstwach ogółem[5].



Rys. 1. Struktura dochodu rozporządzalnego polskich gospodarstw domowych ogółem w 2010 r.

Źródło: GUS: *Budżety gospodarstw domowych w 2010 r.* Warszawa 2011, s. 80.

Analizując strukturę dochodu rozporządzalnego polskich gospodarstw domowych, widzimy (zob. rys. 1), iż dominującą jego część stanowią dochody z pracy najemnej. Drugą co do wielkości grupą są dochody uzyskiwane ze świadczeń społecznych, takich jak emerytury i renty. Z dochodami z tzw. świadczeń pozostałych, takich jak na przykład zasiłki dla bezrobotnych,

[5] GUS: *Sytuacja gospodarstw domowych w 2010 r. w świetle wyników badania budżetów gospodarstw domowych*. Warszawa 2011, s. 2-3.

stanowią one prawie 30% ogólnego dochodu rozporządzalnego polskich gospodarstw domowych. Niewielką część dochodu ogółem stanowią dochody z indywidualnego gospodarstwa rolnego, natomiast dochody z pracy na własny rachunek stanowią około 9% dochodu ogółem.

2. Poziom i struktura wydatków konsumpcyjnych w latach 2004-2010

Wydatki konsumpcyjne są w znacznej mierze pochodną dochodów rozporządzalnych gospodarstw domowych. Są one przeznaczane na zaspokojenie potrzeb gospodarstwa domowego i obejmują wydatki na towary i usługi zakupione za gotówkę i na kredyt, wartość artykułów otrzymanych bezpłatnie, a także wartość spożycia naturalnego[6]. Z jednej strony wydatki konsumpcyjne wskazują na poziom zaspokojenia potrzeb konsumpcyjnych, z drugiej na różnice w skali i poziomie rozdysponowania dochodów. Razem daje to możliwość uchwycenia podobieństw i różnic w poziomie życia poszczególnych grup gospodarstw domowych oraz oceny poziomu życia całego społeczeństwa.

Z danych dotyczących budżetów gospodarstw domowych wynika, że w latach 2004-2010 wydatki konsumpcyjne polskich gospodarstw domowych wzrosły nieco ponad 40% (zob. tab. 1). Najwyższy wzrost nominalny nastąpił w 2008 roku, wyniósł on wówczas 11,6%.

Przyrost wydatków na cele konsumpcyjne nie zawsze oznacza faktyczny wzrost poziomu konsumpcji, ponieważ nie uwzględnia wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych, dlatego też należy przeanalizować realną wartość wydatków konsumpcyjnych polskich gospodarstw domowych w omawianym okresie. I tak, lata 2004 i 2005 cechowały się spadkiem realnej wartości wydatków kolejno o 0,7 i 2,7%. Spadek ten szybko został zrekompensowany w kolejnych trzech latach analizowanego okresu, gdzie odnotowywano realny wzrost wydatków konsumpcyjnych o około 6-7% w poszczególnych latach. W 2009 roku nastąpiło wyraźne wyhamowanie (do 2%) tempa wzrostu wydatków konsumpcyjnych w ujęciu realnym. Natomiast w 2010 roku poziom przeciętnych miesięcznych wydatków na dobra i usługi konsumpcyjne na 1 osobę wyniósł około 946 zł i był wyższy w stosunku do roku poprzedniego o zaledwie 0,9%.

[6] GUS: *Budżety gospodarstw domowych w 2009 r.* Warszawa 2010, s. 18.

Tabela 2

Struktura przeciętnych miesięcznych wydatków gospodarstw domowych w latach 2004-2010 (wydatki ogółem = 100)

Wyszczególnienie	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Towary i usługi konsumpcyjne	95,8	95,7	95,7	95,8	95,7	95,5	95,5
Żywność i napoje bezalkoholowe	28,1	28,1	27,1	26,6	25,6	25,1	24,8
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	2,7	2,7	2,7	2,7	2,6	2,7	2,7
Odzież i obuwie	4,9	5,1	5,4	5,7	5,5	5,2	5,3
Użytkowanie mieszkania i nośniki energii	20,3	19,6	19,7	18,4	18,9	19,7	20,2
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	4,9	5,0	5,1	5,5	5,5	5,4	5,2
Zdrowie	5,0	5,0	4,9	4,9	4,8	5,0	4,8
Transport	9,1	8,9	8,8	9,3	10,1	9,7	9,6
Łączność	4,7	5,3	5,1	5,0	4,8	4,5	4,4
Rekreacja i kultura	6,8	6,8	7,1	7,6	7,9	8,0	8,0
Edukacja	1,5	1,3	1,4	1,4	1,2	1,2	1,3
Restauracje i hotele	1,8	1,8	1,9	1,9	2,0	2,2	2,3
Inne towary i usługi	5,0	4,9	5,1	5,3	5,2	5,3	5,2
Pozostałe wydatki	4,2	4,3	4,3	4,2	4,3	4,5	4,6

Źródło: Ibid.

Jeśli chodzi o zróżnicowanie poziomu wydatków w poszczególnych grupach społeczno-zawodowych gospodarstw, to najwyższym przeciętnym poziomem wydatków cechowały się gospodarstwa pracujące na własny rachunek (ich wydatki były wyższe o 21,7% od przeciętnych wydatków ogółem). Najniższe wydatki odnotowano w gospodarstwach rolników (aż o 23,6% niższe od przeciętnej dla ogółu gospodarstw). Z wyjątkiem gospodarstw pracujących na własny rachunek (spadek o 2,5%), realny wzrost wydatków wystąpił we wszystkich grupach gospodarstw. Największy wzrost odnotowano w grupie rolników (o 3,9%)[7].

Gospodarstwa domowe podejmując decyzje, które potrzeby, w jakiej kolejności i w jakim stopniu mają być zaspokojone, ostatecznie kształtują strukturę wydatków konsumpcyjnych.

Z danych tabeli 2 wynika, że polskie gospodarstwa najwięcej przeznaczają na żywność i napoje bezalkoholowe oraz utrzymanie mieszkania i nośniki energii, następnie transport oraz rekreację i kulturę.

[7] GUS: *Sytuacja*…, op. cit., s. 2-3.

Podkreślić należy, że w okresie transformacji polskiej gospodarki obserwowano dwa podstawowe kierunki przemian w wydatkach Polaków. Pierwszy wiązał się ze spadkiem udziału wydatków na żywność, drugi ze wzrostem udziału wydatków na towary nieżywnościowe i usługi. W latach 2004-2010 tendencja ta została podtrzymana. Udział wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe zmniejszył się z 28,1% w 2004 roku do 24,8% w 2010 roku. Przy czym w gospodarstwach pracujących na własny rachunek stanowiły one w 2010 roku 21,0%, a w gospodarstwach rolników aż 31,5% wszystkich wydatków. Zmniejszenie udziału wydatków na tę grupę potrzeb aż o 3,3 punktu procentowego dla ogółu gospodarstw na przestrzeni ostatnich siedmiu lat świadczy o korzystnych zmianach w konsumpcji oraz o poprawie poziomu życia Polaków. Jeśli chodzi o drugi kierunek przemian w konsumpcji polskich gospodarstw domowych, to dominującą pozycję w wydatkach nieżywnościowych zajmują środki przeznaczane na mieszkanie, w tym na utrzymanie mieszkania i nośniki energii oraz wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego. W 2010 roku łącznie stanowiły one 1/4 ogółu wydatków gospodarstw, a same wydatki na użytkowanie mieszkania i nośniki energii 1/5. Wydatki na tę kategorię usług odczuwalne były najsilniej w gospodarstwach emerytów i rencistów, które przeznaczały na nie odpowiednio 24,1% i 25,6% swoich wydatków[8]. Drugie, pod względem udziału, miejsce w wydatkach nieżywnościowych zajmują wydatki na transport i łączność. Ich udział wzrósł na przestrzeni ostatnich siedmiu lat o 0,5 punktu procentowego i aktualnie stanowią prawie 1/10 wszystkich wydatków. Wzrósł także udział wydatków na rekreację i kulturę (o 1,2 punktu procentowego), odzież i obuwie (0,4 punktu), oraz restauracje i hotele (0,5 punktu). W 2010 roku wydatki te stanowiły odpowiednio 8%, 5,3% i 5,2% wszystkich wydatków. Spadły natomiast wydatki na zdrowie, łączność i edukację, ale spadki te nie przekroczyły 0,3 punktu procentowego. Grupą wydatków, której udział nie zmienił się w ciągu ostatnich siedmiu lat, były wydatki na napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe (2,7%).

Podsumowanie

Towarzyszące pierwszym okresom urynkowienia polskiej gospodarki niedostatek i bieda oraz pogarszająca się sytuacja dochodowa gospodarstw domowych wpływały negatywnie na warunki sprzyjające rozwojowi polskich rodzin. Analizując jednakże cały dwudziestoletni okres przemian, a szczególnie okres obejmujący lata po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej, podkreślić

[8] Ibid., s. 4.

należy pozytywne przemiany tak w sytuacji dochodowej Polaków, jak i ich konsumpcji i poziomie życia ogółem. Taka sytuacja stwarza odpowiednie warunki do rozwoju oraz prawidłowego funkcjonowania rodzin. Widoczne przejawy kryzysu gospodarczego, jakie można było obserwować w ostatnich dwóch latach analizowanego okresu, takie jak: pogorszenie sytuacji na rynku pracy oraz obniżenie tempa wzrostu dochodów rozporządzalnych gospodarstw domowych[9], umocniły jednak w przypadku wielu gospodarstw domowych poczucie niepewności zatrudnienia i ogólnej sytuacji ekonomicznej kraju, co generalnie znowu nie sprzyja powiększaniu rodzin. Warto podkreślić, iż zmiany w polskim modelu rodziny coraz częściej stają się wynikiem wyboru, jakiego dokonują młodzi ludzie, decydując się najpierw na osiągnięcie określonego poziomu wykształcenia oraz stabilizacji ekonomicznej, a dopiero potem na założenie rodziny oraz jej powiększanie[10].

Reasumując, postępujące zmiany w warunkach społeczno-gospodarczych kraju oraz trendy i przeobrażenia związane z otwarciem Polski na świat, w tym z jej wejściem do Unii Europejskiej sprawiają, że zmieniał się poziom i struktura dochodów rozporządzalnych i wydatków konsumpcyjnych Polaków. Dochody, konsumpcja oraz rozwój rodzin stanowią zestaw współwystępujących ze sobą, w pewnym stopniu, elementów. Ustabilizowana sytuacja ekonomiczna gospodarstw domowych związana ze stałym, pewnym źródłem i poziomem dochodów umożliwiającym wysokie zaspokojenie potrzeb konsumpcyjnych zasadniczo sprzyja rozwojowi rodzin. Zaznaczyć trzeba, że powiązania wyżej wspomnianych elementów z sytuacją makroekonomiczną kraju mają charakter pośredni i zróżnicowany. Sytuacja gospodarcza kraju najszybciej wpływa na dochody ludności, a te przekładają się na wydatki konsumpcyjne i konsumpcję, i w efekcie zmiany w poziomie życia ludności. Te ostatnie dopiero znajdują wyraz w zmianach wzorca tworzenia rodzin, w tym w zmianach postaw i zachowań prokreacyjnych Polaków.

Podkreślić jednak należy, że przemiany w zakresie rozwoju rodzin tylko częściowo są efektem dostosowywania się polskich rodzin do warunków społeczno-gospodarczych panujących w kraju. W znacznej części są one spowodowane naturalnym przebiegiem określonych procesów demograficznych. Mają zatem charakter trwały i zgodny z określoną fazą teorii przejścia demograficznego[11].

---

[9] *Zachowania polskich konsumentów w warunkach kryzysu gospodarczego*. Red. E. Kieżel, S. Smyczek. Placet, Warszawa 2011, s. 56-61.

[10] *Polska 2010. Raport o rynku pracy oraz zabezpieczeniu społecznym*. Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa 2010, s. 9.

[11] J. Szymańczyk: *Tendencje demograficzne w Polsce w latach 90*. „Biuro Studiów i Ekspertyz" 2002, nr 839, s. 5.

Jeśli wziąć pod uwagę współczesne wyzwania natury demograficznej i gospodarczej, znaczenia nabiera poprawa warunków sprzyjających powstawaniu i funkcjonowaniu rodzin. Ważna jest polityka państwa sprzyjająca godzeniu życia zawodowego z życiem prywatnym. Jednym z narzędzi służących promowaniu dzietności jest opracowana przez Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej strategia na lata 2007-2013. Zawiera ona kompleksowy zestaw rozwiązań dla wspierania rodzin w procesie wychowywania dzieci. Uwzględnia m.in. często postulowane ułatwienia w łączeniu ról zawodowych i rodzinnych w celu zachęcenia kobiet do podejmowania ról rodzicielskich[12].

INCOMES AND EXPENDITURES OF POLISH HOUSEHOLDS AS THE DETERMINANT OF THE FAMILY DEVELOPMENT

Summary

Income, consumption and the level development of the families constitute the set of related items. However, the connection of these items with the country economic situation is indirect and differential. The economic situation in the country influences the income of households in the fastest way which, in turn, transfer the changes in the consumption and the standard of living and in effect the changes of the development of the families.

[12] K. Kowalczuk: *Postawy prokreacyjne Polaków*. CBOS, Warszawa 2010, s. 16-17.

Małgorzata Podogrodzka

RYNEK PRACY DETERMINANTĄ PRZESTRZENNEGO ZRÓŻNICOWANIA PROCESU ZAWIERANIA MAŁŻEŃSTW W POLSCE W LATACH 1990-2009

Wprowadzenie

Zmiany natężenia oraz wzorca zawierania małżeństw, jakie dokonują się od początku lat 90. XX wieku, wielu badaczy łączy z dokonującymi się przeobrażeniami ekonomicznymi w kraju, a zwłaszcza ze zmianami na rynku pracy[1]. Celem artykułu jest ukazanie przestrzennego zróżnicowania procesu zawierania małżeństw[2] w powiązaniu z sytuacją na regionalnych rynkach pracy. Prowadzona analiza umożliwi weryfikację następujących hipotez badawczych: zróżnicowanie sytuacji na rynku pracy, a tym samym różne zagrożenie bezrobociem, może przyczyniać się do zmian zachowań matrymonialnych w ujęciu przestrzennym, odmiennie kształtujących się dla kobiet i mężczyzn oraz uwzględniając szczególnie wysokie ryzyko bezrobocia można

[1] E. Gołata: *Płodność i małżeńskość w Polsce w okresie transformacji społeczno-gospodarczej*. „Studia Demograficzne" 1995, nr 3/121; M. Kędelski: *Częstość i kalendarz zawierania pierwszych małżeństw według płci w Polsce w latach 1950-1994*. „Studia Demograficzne" 1996, nr 3/125; I.E. Kotowska, M. Muszyńska, K. Pawlak: *Przemiany procesu zawierania małżeństw i płodności w krajach europejskich, raport z badań*. ISiD SGH, Warszawa 2000; A. Kowalska: *Uwagi o sytuacji demograficznej Polski u progu XXI wieku*. „Studia Demograficzne" 1998, nr 1/131; I. Kowalska, M. Wieczorek: *Zmiany procesu tworzenia i rozpadu małżeństw w Polsce*. W: *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90. w świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego*. „Monografie i Opracowania SGH" 1999, nr 461; M. Rószkiewicz: *Ocena wpływu przemian związanych z transformacją systemową w Polsce na kształtowanie się modelu rodziny*. „Studia Demograficzne" 1996, nr 4/126.

[2] W prowadzonej analizie za jednostkę (obiekt) porównawczą przyjęliśmy województwo. Jest to region administracyjny, który, zdaniem wielu badaczy, charakteryzuje się wysokim stopniem instytucjonalizacji, stanowi podstawową jednostkę strukturyzacji i organizacji przestrzennej kraju. W przyjętym do analizy okresie podział administracyjny kraju uległ istotnej zmianie. Przeprowadzona w 1999 r. reorganizacja spowodowała powstanie nowych, dużych województw, których granice administracyjne nie pokrywają się z uprzednio istniejącymi regionami. Sytuacja ta uniemożliwia agregację informacji według jednostek administracyjnych do poziomu porównywalnego w czasie. Dlatego też dla lat 1990-1998 wykorzystaliśmy informacje o 49 województwach, a dla lat 1999-2009 o 16 regionach. Analiza prowadzona będzie oddzielnie dla tych podokresów. Mimo iż dla badanych lat zakres i charakter prowadzonych rozważań jest bezpośrednio nieporównywalny, jednak ich wspólne ukazanie może przyczynić się do lepszego określenia determinant przestrzennego zróżnicowania małżeńskości.

oczekiwać, że w regionach tych następować będzie wyraźniejsze opóźnienie decyzji o zawarciu związku małżeńskiego oraz zaawansowanie wzorca zawierania małżeństw będzie wyraźniejsze.

Do opisu procesu zawierania małżeństw, prowadzonego oddzielnie dla kobiet i mężczyzn, wykorzystamy ogólny współczynnik zawierania małżeństw oraz wzorzec małżeńskości opisany przez cząstkowe współczynniki dla grup wieku 15-19, 20-24, 25-29, 30-34[3]. Do syntetycznego opisu regionalnego zróżnicowania małżeńskości i jego zmian w czasie wykorzystamy podstawowe miary rozproszenia (rozstęp i współczynnik zmienności), a do oceny uporządkowania województw współczynnik korelacji[4]. Do wyodrębnienia jednorodnych grup województw ze względu na skłonność do małżeństwa posłuży nam relacja między średnią arytmetyczną a odchyleniem standardowym.

Jednorodne grupy województw w ocenie sytuacji na rynku pracy, analizowane od strony bezrobocia, wyodrębnione zostaną z wykorzystaniem metody aglomeracyjnej[5]. Po statystycznej weryfikacji różnych charakterystyk bezrobocia wybrano: stopę bezrobocia, odsetek bezrobotnych biernych zawodowo przed zarejestrowaniem, odsetek bezrobotnych w wieku powyżej 35 lat, odsetek bezrobotnych z wykształceniem co najwyżej zasadniczym, odsetek bezrobotnych pozostający w populacji bezrobotnych powyżej 12 miesięcy.

Ocena wpływu sytuacji na rynku pracy na proces zawierania małżeństw przeprowadzona została przez ocenę zmian w czasie wartości zmiennych opisujących proces zawierania małżeństw w jednorodnych grupach województw wyróżnionych ze względu na podobną sytuację na rynku pracy. W tym celu wykorzystamy analizę wariancji z klasyfikacją pojedynczą, gdzie zmienną objaśnianą są zmiany małżeńskości, a zmienną klasyfikującą jednorodne grupy województw ze względu na sytuację na rynku pracy[6]. Jeżeli różnice wartości współczynników małżeńskości między grupami województw uznane za istotne w 1990 roku (1999 roku) nie uległy zmianie w 1998 roku (2009 roku), to przyjmujemy, że zaobserwowane zmiany zachowań matrymonialnych przebiegały podobnie w rejonach o różnej sytuacji na rynku pracy[7].

Obliczenia przeprowadzono przy wykorzystaniu pakietu SPSS. Informacje o zmiennych opisujących proces zawierania małżeństw zaczerpnięto z publikacji GUS, a o sytuacji na rynku pracy z publikacji GUS i MPiPS.

---

[3] Wybór powyższych grup wieku wynika z faktu, że są one znaczące dla przemian procesu zawierania małżeństw.

[4] Do określenia istotności zmian skorzystamy z procedury weryfikacyjnej opartej na statystyce t-Studenta, przy poziomie istotności 0,05.

[5] A. Młodak: *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. DIFIN, Warszawa 2006, s. 47-52.

[6] J. Jóźwiak, J. Podgórski: *Statystyka od podstaw*. PWE, Warszawa 1997, s. 331-347.

[7] Przy stosowaniu analizy wariancji z klasyfikacją pojedynczą zakłada się, że k niezależnych zbiorowości podlega rozkładowi normalnemu o nieznanych średnich oraz nieznanych, lecz jednakowych wariancjach. W celu sprawdzenia istotnych różnic między wariancjami w tych rozkładach wykorzystaliśmy test M.S. Bartletta przy poziomie istotności 0,05.

1. Przestrzenne zróżnicowanie procesu zawierania małżeństw

W latach 1990-2009 syntetyczne miary rozproszenia wskazują[8] na przestrzenne ujednolicanie się współczynnika zawierania małżeństw ogółem, które było wyraźniejsze w populacji mężczyzn niż kobiet[9]. Nie wpłynęły one jednakże na uporządkowanie województw według tej miary. Płeć tylko w nieznacznym stopniu różnicowała przestrzenną skłonność do małżeńskości.

W latach 1990-1998 najniższą intensywnością małżeńskości charakteryzowały się głównie obszary Polski środkowopołudniowej. Nieco wyższe natężenie dotyczyło przede wszystkim części północnej oraz południowej kraju. Natomiast najwyższa obejmowała część Polski środkowej. W kolejnej dekadzie, to jest w latach 1999-2009, obraz ten wyglądał nieco inaczej. Część środkowo-zachodnia Polski odznaczała się najniższą skłonnością do zawierania małżeństw, ale obszar Polski środkowej i północno-zachodniej zbliżoną do ogólnopolskiej. Najchętniej związki małżeńskie zawierały osoby zamieszkałe w części zachodniej kraju.

Mimo iż przestrzenne zróżnicowanie skłonności do zawierania małżeństw było relatywnie stabilne w czasie, to zmiany w natężeniu tej miary różniły się regionalnie. Podobna skala dotyczyła zarówno województw o wysokim, jak i niskim natężeniu małżeńskości, powodując, iż zmienił się kształt wzorca. Przekształcenia te dotyczyły głównie relacji między grupami wieku o najwyższym natężeniu zawierania małżeństw, to jest 20-24, 25-29 i 30-34 lata, dlatego też w dalszym toku rozważań pominięte zostały pozostałe grupy wieku[10]. Wobec powyższego wyróżniono następujące wzorce małżeńskości:

Tabela 1

Wzorce małżeńskości w Polsce

Wzorzec	Mężczyźni	Kobiety
1	2	3
I	$W_{20-24} > W_{25-29} > W_{30-34}$	$W_{20-24} > W_{15-19} > W_{25-29}$
II	$W_{20-24} = W_{25-29} > W_{30-34}$	$W_{20-24} > W_{15-19} = W_{25-29}$
III	$W_{25-29} > W_{20-24} > W_{30-34}$	$W_{20-25} > W_{25-19} > W_{15-19}$

[8] M. Podogodzka: *Zmiany natężenia zawierania małżeństw w ujęciu przestrzennym według płci w Polsce w latach 1990-2009* (w przygotowaniu).

[9] Dla mężczyzn współczynnik zmienności (w %) dla skrajnych lat badanych podokresów przyjmował wartości 13,1; 14,9; 6 i 4. Dla kobiet wartości te wynosiły odpowiednio 10,2; 11,7; 6 i 5.

[10] Przy omawianiu wzorca małżeńskości pomijamy pozostałe grupy wieku, gdyż natężenie oraz jego zmiany w czasie są nieistotne.

cd. tabeli 1

1	2	3
IV	$W_{25-29} > W_{20-24} = W_{30-34}$	$W_{25-24} > W_{15-19} > W_{20-24}$
V	$W_{25-29} > W_{30-34} > W_{20-24}$	$W_{25-29} > W_{15-19} = W_{20-24}$
VI	$W_{25-29} = W_{30-34} > W_{20-24}$	$W_{25-29} > W_{20-24} > W_{15-19}$

W latach 1990-1998 u kobiet zmiany w rozkładzie cząstkowych współczynników małżeńskości były raczej jednorodne, to jest mała liczba grup województw charakteryzujących się podobnym natężeniem zmian wzorca i równocześnie mniejszym zróżnicowaniem wewnątrz tych grup. W okresie późniejszym zmiany te były bardziej zróżnicowane. U mężczyzn to właśnie w latach 1999-2009 województwa wykazywały większe podobieństwo zmian wzorca małżeńskości, aniżeli w okresie wcześniejszym.

W latach 1990-1998 w ujęciu przestrzennym dla mężczyzn obowiązywał wzorzec I, II i III. Uznając, że przesunięcie maksimum rozkładu z wieku 20-24 lata do wieku 25-29 lat, jak i kształtowanie się wartości współczynników małżeńskości w wieku 20-24 i 25-29 lat na zbliżonym poziomie świadczą o bardziej zaawansowanych jego przekształceniach, to w badanym okresie nastąpiło to w niewielkiej liczbie województw, to jest w około 15%. Trudno równocześnie wyodrębnić regiony kraju, gdzie przekształcenia te następowały najszybciej, gdyż województwa te nie tworzyły zwartych przestrzennie obszarów. Rozlokowane były zarówno w części środkowej, jak i północnej i południowej Polski. W latach 1999-2009 obowiązywał typ IV, V i VI, a największe przekształcenia dotyczyły jedynie 12% obiektów, głównie w części północno-zachodniej i południowo-zachodniej kraju.

Dla kobiet przestrzenne zmiany wzorca kształtowały się nieco odmiennie. W latach 1990-1998 obowiązywał typ I, II i III. W 1998 roku jedynie dla 20% województw częstość zawierania związków przez najmłodsze kobiety była wyższa od częstości w grupie wieku 25-29 lat. Sytuacja ta dotyczyła jednostek rozlokowanych w różnych częściach kraju. W 2009 roku wzorzec uległ wyraźnej zmianie. Obowiązywał typ IV, V i VI. We wszystkich województwach krzywa rozkładu uległa zmianie i podobna liczba województw charakteryzowała się każdym z wyróżnionych jej rodzajów. Najbardziej zaawansowane jego przekształcenia dotyczyły głównie regionów Polski środkowo-północnej oraz środkowopołudniowej, a najmniejsze – województw w części południowej i środkowopółnocnej.

2. Przestrzenne zróżnicowanie sytuacji na rynku pracy

Wybrane zmienne do analizy przestrzennego zróżnicowania bezrobocia opisują różne jego aspekty, to jest natężenie, jakościową stronę zasobów ludzkich oraz napływ do populacji bezrobotnych osób spoza rynku pracy. Zmienne te są również destymulantami dla oceny sytuacji na regionalnych rynkach pracy. Wzrost ich wartości określa relatywne pogorszenie się sytuacji danego województwa w stosunku do pozostałych. Jednocześnie każdą z tych charakterystyk traktujemy jako tak samo istotną, to znaczy przyjmujemy, iż waga równa się jeden. Zakładamy też, że każda z nich wywiera jednakowy wpływ na odległość między badanymi obiektami.

Dla 1990 roku wyodrębniliśmy sześć jednorodnych grup województw, które charakteryzują się różną liczbą obiektów wchodzących w ich skład, a dwie z nich zawierają po jednym elemencie. W 1998 roku uzyskaliśmy również sześć grup, ale trzy z nich tworzyły skupiska jednoelementowe.

W 1990 roku większość województw należących do grupy pierwszej położona była w części przygranicznej Polski zachodniej, tworząc dość zwarty przestrzennie obszar. Pozostałe, nieliczne obiekty rozlokowane były w części środkowej i środkowopółnocnej. Województwa przynależne do grupy drugiej charakteryzowały się nieznacznym rozproszeniem na obszarze Polski, głównie w części środkowej i północno-wschodniej. Natomiast z grupy trzeciej tworzyły zwarty przestrzennie obszar w części przygranicznej Polski środkowo-wschodniej i południowo-wschodniej oraz dodatkowo w części środkowo-zachodniej. W grupie czwartej większość województw położonych była na obszarze Polski środkowopołudniowej. W 1998 roku do grupy pierwszej należały obiekty tworzące skupiska dwu- lub trzyelementowe, głównie w części północnej, środkowej i południowej. W grupie drugiej znalazły się te, które rozlokowane były przede wszystkim w części południowo-wschodniej i środkowej. Grupę trzecią cechowały jednostki rozlokowane przede wszystkim w części zachodniej i środkowopołudniowej Polski. Nieliczne odnajdujemy również w części wschodniej.

W 1990 r. i 1998 roku w skład wyodrębnionych skupień nie zawsze wchodziły te same województwa. Niektóre z nich przeszły do innych grup lub stały się same grupami jednorodnymi, co świadczy o zmieniającej się w nich sytuacji na rynku pracy w odmienny sposób, aniżeli w innych obiektach.

W ostatniej dekadzie zbiór województw należących do jednorodnych grup bezrobocia również istotnie zmienił się w czasie. Dotyczy to zarówno ich liczby, jak i podobieństwa obiektów. W 1999 roku wyodrębniliśmy sześć grup. W skład pięciu z nich wchodziła ta sama liczba jednostek, a jedna klasa tworzyła zbiór jednoelementowy. W 2009 roku grup tych było nieco mniej, ale z różną liczbą województw i bez jednostek izolowanych.

Pod koniec XX wieku województwa należące do pierwszej klasy podobieństwa położone były w części środkowopółnocnej i północno-wschodniej kraju. Grupę drugą tworzyły te, które rozlokowane były na obszarach Polski południowo-wschodniej. W trzecim skupisku znalazły się obiekty z części północno-zachodniej, a w grupie czwartej z południowo-zachodniej. Cechą charakterystyczną tych klas było to, iż województwa wchodzące w ich skład miały co najmniej jedną wspólną granicę, to jest tworzyły zwarte przestrzennie regiony. Natomiast w grupie szóstej znalazły się obiekty położone w części środkowej kraju, ale nie tworzyły jednolitego obszaru. W 2009 roku do grupy pierwszej należały województwa rozlokowane na całym obszarze Polski zachodniej. W klasie drugiej znalazły się te, które położone były głównie na północy kraju, a w trzeciej w części południowej, tworząc wiele odrębnych skupień. Grupa czwarta oraz piąta odznaczały się zwartością przestrzenną i były to obiekty położone odpowiednio w części południowo-wschodniej oraz północno-wschodniej kraju. Z czasem obserwujemy zatem spadek przestrzennej koncentracji województw charakteryzujących się podobną sytuacją na rynku pracy oraz odmienną skalą zmian natężenia bezrobocia.

3. Sytuacja na rynku pracy a proces zawierania małżeństw

Analiza przestrzennego zróżnicowania zawierania małżeństw oraz sytuacji na rynku pracy wskazuje na niestabilność tych procesów w czasie. Jednocześnie natężenie małżeńskości w powiązaniu z rynkiem pracy ukazuje, że nie występuje przestrzenna zależność między tymi procesami. Analiza wariancji z klasyfikacją pojedynczą, gdzie zmienną objaśnianą są zmiany małżeńskości, a zmienną klasyfikującą jednorodne grupy województw ze względu na sytuację na rynku pracy pokazała, że brak jest istotnych różnic dla zachowań matrymonialnych osób zamieszkałych w województwach o odmiennym zagrożeniu bezrobociem, niezależnie od płci. Nie obserwujemy również wyraźnych powiązań między zmianą opisywaną przez wzorzec małżeńskości a wyodrębnionymi grupami regionów o różnym stopniu zagrożenia złą sytuacją na rynku pracy, zarówno dla kobiet, jak i mężczyzn. W tabelach 2-5 prezentujemy jednorodne grupy województw w ocenie sytuacji na rynku pracy w powiązaniu z natężeniem oraz wzorcem małżeńskości.

Tabela 2

Klasyfikacja województw według oceny sytuacji na rynku pracy, natężenia współczynnika zawierania małżeństw, wzorca małżeńskości według płci w 1990 roku

Jednorodne grupy województw charakteryzowane przez zmienne bezrobocia	Klasa natężenia współczynnika małżeńskości; im numer klasy wyższy, tym wyższe natężenie		Typ wzorca małżeńskości; im numer wzorca wyższy, tym przekształcenia bardziej zaawansowane	
	mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety
bydgoskie, elbląskie, gorzowskie, jeleniogórskie, koszalińskie, legnickie, łomżyńskie, ostrołęckie, pilskie, piotrkowskie, skierniewickie, słupskie, toruńskie, wałbrzyskie, włocławskie, zielonogórskie (16)*	I (1); II (4); III (8); IV (3)	I (1); II (4); III (7); IV (4)	I (49)	I (49)
białostockie, ciechanowskie, kieleckie, konińskie, łódzkie, olsztyńskie, płockie, radomskie, suwalskie (9)	I (1); II (2); III (4); IV (2)	I (1); II (1); III (5); IV (2)		
bialskopodlaskie, chełmskie, częstochowskie, kaliskie, krośnieńskie, leszczyńskie, lubelskie, nowosądeckie, przemyskie, rzeszowskie, siedleckie, sieradzkie, tarnobrzeskie, tarnowskie, zamojskie (15)	II (6); III (7); IV (2)	II (6); III (7); IV (2)		
bielskie, gdańskie, katowickie, opolskie, poznańskie, szczecińskie, wrocławskie (7)	I (2); II (2)	I (1); II (6)		
warszawskie (1)	I (1)	I (1)		
krakowskie (1)	II (1)	II (1)		

* W nawiasie podano liczbę województw.

Tabela 3

Klasyfikacja województw według oceny sytuacji na rynku pracy, natężenia współczynnika zawierania małżeństw, wzorca małżeńskości według płci w 1998 roku

Jednorodne grupy województw charakteryzowane przez zmienne bezrobocia	Klasa natężenia współczynnika małżeńskości; im numer klasy wyższy, tym wyższe natężenie		Typ wzorca małżeńskości; im numer wzorca wyższy, tym przekształcenia bardziej zaawansowane	
	mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety
1	2	3	4	5
elbląskie, gorzowskie, jeleniogórskie, koszalińskie, legnickie, olsztyńskie, piotrkowskie, radom-	I (1); II (4); III (6); IV (2)	I (1); II (3); III (7); IV (2)	III (13)	I (3) III (10)

cd. tabeli 3

1	2	3	4	5
skie, słupskie, suwalskie, toruńskie, wałbrzyskie, włocławskie (13)*				
bialskopodlaskie, bydgoskie, ciechanowskie, chełmskie, kaliskie, konińskie, krośnieńskie, łomżyńskie, ostrołęckie, nowosądeckie, płockie, przemyskie, siedleckie, sieradzkie, skierniewickie, rzeszowskie, tarnobrzeskie, tarnowskie zamojskie (18)	II (5); III (8); IV(5)	II (4); III (9); IV (5)	II (3) III (15)	I (6) II (2) III (10)
białostockie, bielskie, częstochowskie, gdańskie, leszczyńskie, katowickie, kieleckie, lubelskie, opolskie, poznańskie, pilskie, szczecińskie wrocławskie, zielonogórskie (14)	I (2); II (5)	I (1); II (10); III (3); IV (1)	II (2) III (12)	II (1) III (13)
warszawskie (1)	I (1)	I (1)	I (1)	III (1)
krakowskie (1)	II (1)	II (1)	II (1)	III (1)
łódzkie (1)	I(1)	I (1)	II (1)	III (1)

* W nawiasie podano liczbę województw.

Tabela 4

Klasyfikacja województw według oceny sytuacji na rynku pracy, natężenia współczynnika zawierania małżeństw, wzorca małżeńskości według płci w 1999 roku

Jednorodne grupy województw charakteryzowane przez zmienne bezrobocia	Klasa natężenia współczynnika małżeńskości; im numer klasy wyższy, tym wyższe natężenie		Typ wzorca małżeńskości; im numer wzorca wyższy, tym przekształcenia bardziej zaawansowane	
	mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety
podlaskie, mazowieckie, łódzkie (3)*	I (1); II (2)	I (1); II (2)	II (2) III (1)	III (49)
podkarpackie, świętokrzyskie, lubelskie (3)	II (1); III (2)	II (1)	III (3)	
kujawsko-pomorskie, pomorskie, zachodnio-pomorskie, (3)	II (1); IV (2)	II (1); III (1); IV (1)	II (1) III (2)	
dolnośląskie, lubuskie, opolskie (3)	I (2); III (1)	I (2); III (1)	III (3)	
warmińsko-mazurskie (1)	III (1)	III (1)	III (1)	
śląskie, wielkopolskie, małopolskie (3)	III /(1); IV (2)	III (2); IV (1)	II (1)	

* W nawiasie podano liczbę województw.

Tabela 5

Klasyfikacja województw według oceny sytuacji na rynku pracy, natężenia współczynnika zawierania małżeństw, wzorca małżeńskości według płci w 2009 roku

Jednorodne grupy województw charakteryzowane przez zmienne bezrobocia	Klasa natężenia spółczynnika małżeńskości; im numer klasy wyższy, tym wyższe natężenie		Typ wzorca małżeńskości; im numer wzorca wyższy, tym przekształcenia bardziej zaawansowane	
	mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety
opolskie, pomorskie, lubuskie, wielkopolskie (4)*	I (1); III (2); IV (2)	I (1); III (1); IV (2)	IV (1) V (2) VI (1)	IV (2) V (1) VI (1)
kujawsko-pomorskie, warmińsko--mazurskie, zachodniopomorskie (3)	II (1); III (1); IV (1)	II (1); III (2)	IV (1) V (1) VI (1)	IV (1) VI (2)
śląskie, łódzkie, dolnośląskie (3)	I (2)	I (2); III (1)	IV (1) V (2)	V (1) VI (2)
lubelskie, małopolskie, świętokrzyskie, podkarpackie (4)	II (1)	II (1); III (3)	IV (4)	IV (3) V (1) VI (1)
mazowieckie, podlaskie (2)	II (2)	II (2)	IV (1) V (1)	V (2)

* W nawiasie podano liczbę województw.

Podsumowanie

Analiza procesu zawierania małżeństw w latach 1990-2009 ukazuje, iż obserwowane zmiany w czasie były zróżnicowane w układzie przestrzennym i nieco odmiennie kształtowały się w zbiorowości kobiet i mężczyzn. Prawie we wszystkich województwach osoby najmłodsze cechuje wyraźny spadek skłonności do zawierania małżeństw, natomiast osoby w pozostałych grupach wieku charakteryzuje jej wzrost dla obojga płci.

Z czasem wzorzec zawierania małżeństw, opisywany na podstawie rozkładu cząstkowych współczynników małżeńskości, uległ zmianie i odmiennie ukształtował się według województw i płci. Jeżeli uznamy, że przesunięcie dominanty rozkładu małżeńskości świadczy o zaawansowaniu przekształceń tego wzorca, to nastąpiło ono jedynie dla niewielkiej liczby województw, które jednocześnie nie tworzyły zwartych przestrzennie obszarów. Ponadto było ono silniejsze dla kobiet niż dla mężczyzn oraz bardziej jednorodne przestrzennie.

Rozważania na temat zróżnicowania sytuacji na rynku pracy według województw pozwalają zauważyć, że z czasem wzrosła liczba obiektów odznaczających się podobną oceną sytuacji na rynku pracy, ale spadła ich przestrzenna koncentracja. Obiekty należące do jednorodnych grup tworzyły rozłączne skupiska, które były rozlokowane w różnych częściach kraju.

Analiza powiązań między procesem zawierania małżeństw a rynkiem pracy, opisywanym od strony bezrobocia, nie upoważnia do stwierdzenia, że różnego stopnia zagrożenie bezrobociem wpływa na decyzje matrymonialne.

Nie potwierdziły się zatem postawione na wstępie hipotezy badawcze, zakładające, iż różne zagrożenie bezrobociem może przyczyniać się do zmian zachowań matrymonialnych w ujęciu przestrzennym oraz że, uwzględniając szczególnie wysokie ryzyko bezrobocia, można oczekiwać, iż w regionach tych następować będzie wyraźniejsze opóźnienie decyzji o zawarciu związku małżeńskiego; zaawansowanie wzorca zawierania małżeństw będzie wyraźniejsze.

LABOUR MARKET AS A FACTOR OF DETERMINATION OF MARRIAGES BY VOIVODSHIPS IN POLAND

Summary

Article is about the spatial variation in the process of concluding the marriage in connection with the situation on the labour market. It seems that the increase in risk of unemployment may limit the intensity of the marriage and delayed a decision on its conclusion.

Monika Wesołowska

WYLUDNIANIE SIĘ I ZANIK WSI W WOJEWÓDZTWIE LUBELSKIM

Wprowadzenie

Województwo lubelskie należy do najsłabiej zaludnionych i zurbanizowanych województw w kraju. Na koniec 2010 roku zamieszkiwało je 2151,9 tys. ludności, z której aż 53,4% mieszkało na wsi (w Polsce 39,1)[1]. Jednocześnie województwo zaliczane jest do obszarów o największych migracjach w Polsce. W 2010 roku saldo migracji wynosiło –2,3 na 1000 osób (najwyższy ubytek ludności w skali kraju). Dodatkowo systematycznie rośnie udział ludności starszej, szczególnie na obszarach wiejskich. Te dwie tendencje – migracje i starzenie się społeczeństwa wiejskiego – nieuchronnie prowadzą do wyludniania się, a z czasem zaniku wsi w województwie lubelskim.

1. Rozwój ludnościowy w latach 1950-2010

Analizę procesu wyludniania się wsi w województwie lubelskim umożliwia baza danych statystycznych udostępniona przez GUS. Są to informacje dla poszczególnych sołectw w latach spisowych (1950, 1960, 1970, 1978, 1988 i 2002), przeliczone na podział administracyjny obowiązujący od 1 stycznia 1999 roku oraz informacje dla roku 2010 zawarte w Banku Danych Lokalnych GUS.

Na początku analizowanego okresu wieś lubelską (w granicach obecnego województwa lubelskiego) zamieszkiwało 1278,8 tys. osób, co stanowiło około 8,5% ludności wiejskiej Polski, obecnie zaś (2010) 1149,3 tys. (7,7% ludności wiejskiej kraju). Dynamika zmian ludności wiejskiej województwa i kraju została przedstawiona w tabeli 1. Tempo spadku liczby ludności wiejskiej na wsi lubelskiej było większe niż średnia dla obszarów wiejskich Polski. Zasoby ludnościowe wsi polskiej w okresie 1950-2010 spadły o 0,5%, natomiast we wsiach województwa lubelskiego aż o 10% (tabela 1).

[1] GUS: *Regiony Polski.* Warszawa 2011.

Tabela 1

Zmiany liczby ludności wiejskiej województwa lubelskiego na tle Polski

		Zmiany liczby ludności wiejskiej w latach:						
		1950-1960	1960-1970	1970-1978	1978-1988	1988-2002	2002-2010	1950-2010
Polska	w tys.	191	378	–667	–207	–84	316	–73
	%	1,3	2,5	–4,3	–1,4	–0,6	2,2	–0,5
woj. lubelskie	w tys.	77,8	–31,7	–60,7	–32,4	–66,0	–18,6	–13,2
	%	6,1	–2,3	–4,6	–2,6	–5,4	–1,6	–10,3

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Cechą wsi województwa lubelskiego jest bardzo wczesne ujawnienie się regresywnych tendencji demograficznych. Od 1950 roku ubytek liczby ludności odnotowano aż w 71% sołectw wiejskich. Podstawowym czynnikiem wpływającym na ubytki ludności wiejskiej było saldo migracji, drugim czynnikiem przyśpieszającym proces wyludniania się wsi był malejący przyrost naturalny[2].

Analiza przestrzennych zmian liczby ludności w sołectwach województwa lubelskiego wskazuje na występowanie obszarów o wyraźnym ubytku ludności. Są to liczne wsie położone na południe od stolicy województwa (okolice Krzczonowa, Żółkiewki, Krasnegostawu), w pasie przygranicznym (przede wszystkim okolice Hrubieszowa). Natomiast przyrost liczby ludności odnotowano przede wszystkim we wsiach podmiejskich.

Odpływ ludności z terenów typowo wiejskich był procesem nieuniknionym. W konsekwencji obszary wiejskie utraciły ludność młodą i przedsiębiorczą. Do negatywnych zjawisk towarzyszących procesowi depopulacji zaliczyć należy znaczne przyśpieszenie tempa starzenia się ludności wiejskiej. Podczas gdy w 1950 roku ludność stara (powyżej 60. roku życia) stanowiła 10% ludności, to już w latach 70. – 16%, a obecnie (2010) blisko 20%. Szczególnie wysokim poziomem starości demograficznej (ponad połowa ludności w wieku poprodukcyjnym) cechują się niektóre wsie położone w powiecie krasnostawskim, chełmskim, włodawskim i parczewskim.

Konsekwencją ekonomiczną starzenia się ludności wiejskiej jest wzrost stopnia obciążenia ludności w wieku produkcyjnym ludnością nieprodukcyjną. Obecnie (2010) należy on do najwyższych w kraju i wynosi 58,3 dla całego województwa[3].

[2] M. Flaga: *Zmiany zaludnienia na obszarach wiejskich województwa lubelskiego po roku 1989.* Annales UMCS, sec. B, Vol. LVII, 12, Lublin 2002; A. Miszczuk: *Wyludnianie się wsi a rolnictwo wschodniej Lubelszczyzny*. Dokumentacja Geograficzna IGiPZ PAN, z. 2. Warszawa 1993.

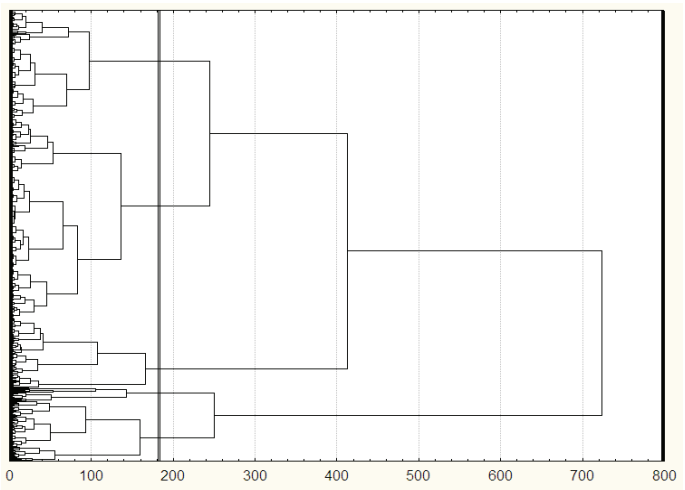
[3] GUS: *Regiony*..., op. cit.

2. Typologia wsi województwa lubelskiego ze względu na tempo spadku/wzrostu liczby ludności

Autorka pracy dokonała próby typologii sołectw województwa lubelskiego ze względu na tempo zmian rzeczywistej liczby ludności. Swoje postępowanie badawcze oparła na zestawie cech odnoszących się do spadków bądź wzrostów liczby ludności w okresach międzyspisowych.

Na wstępie obliczono różnice w liczbie ludności między okresami spisowymi w poszczególnych sołectwach. Jako że poziomy wartości dla poszczególnych wsi znacznie od siebie odbiegały, przeprowadzono standaryzację. Standaryzacja zmiennych losowych miała na celu umożliwienie wzajemnego porównywania danych i ich dalszej analizy.

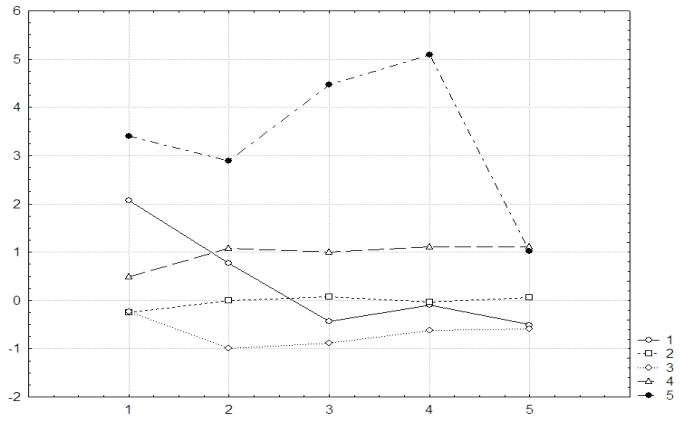
Po tej operacji sprawdzono zależności pomiędzy uzyskanymi parametrami. Otrzymano wynik braku korelacji. Następnym krokiem było ustalenie liczby skupień metodą aglomeracji. Skorzystano z hierarchicznej metody taksonomicznej Warda. Za pomocą tej metody zobrazowano proces aglomeracji. Na podstawie uzyskanego obrazu zidentyfikowano pięć grup skupień (przy odległości aglomeracyjnej 180) (rys. 1). Wybór takiej liczby skupień znalazł potwierdzenie na wykresie zmian odległości wiązania w kolejnych etapach aglomeracji.



Rys. 1. Dendryt – grupowanie wsi metodą Warda (odległość euklidesowa)

Źródło: Ibid.

Następnie, za pomocą grupowania metodą *k*-średnich, ustalono skład poszczególnych grup oraz sporządzono wykres profili dla poszczególnych skupień (rys. 2). Aby podać charakterystykę poszczególnych grup, zredagowano tabelę wartości średnich dla wszystkich skupień (tabela 2).



Rys. 2. Wykres profili skupień wykonany przy wykorzystaniu metody *k*-średnich

Źródło: Ibid.

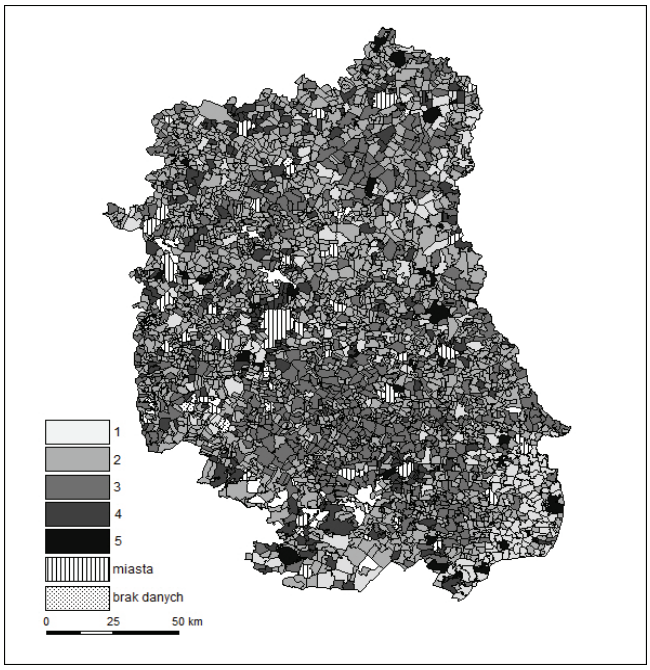
Tabela 2

Wartości średnie cech operacyjnych poszczególnych skupień

Typ skupienia	I	II	III	IV	V
Liczba jednostek w skupieniu	242	2411	577	266	36
Średnie wartości spadków/wzrostów pomiędzy latami (%)					
1950-1960	31,1	2,2	1,2	11,4	26,1
1960-1970	5,2	–3,3	–10,1	9,8	13,2
1970-1978	–5,9	–5,0	–11,0	6,1	16,4
1978-1988	–2,3	–4,4	–8,4	8,3	17,5
1988-2002	–8,9	–6,1	–13,4	9,6	3,2

Źródło: Ibid.

Końcowym efektem przeprowadzonych prac było sporządzenie mapy przedstawiającej rozmieszczenie poszczególnych typów wsi (rys. 3).



Rys. 3. Typologia wsi województwa lubelskiego ze względu na tempo spadku/wzrostu liczby ludności

Źródło: Ibid.

W pierwszej grupie, która skupia około 7% wsi, dominują jednostki, które do roku 1970 charakteryzowały się znacznymi przyrostami ludności, następnie zauważalny był spadek liczby ludności, który nasilił się po przejściu do gospodarki rynkowej. Do grupy pierwszej należą wsie zlokalizowane w południowo-wschodniej części województwa – w powiecie hrubieszowskim, południowej części powiatu biłgorajskiego oraz we wschodniej części województwa (powiaty bialski i włodawski)[4].

Druga, najliczniejsza grupa wsi, obejmuje 68% jednostek. Proces wyludniania rozpoczął się w nich bardzo wcześnie. We wsiach położonych głównie na Roztoczu ubytek ludności nastąpił już w latach 60. Na początku lat 70. pro-

[4] Na uwagę zasługują wsie położone w powiecie hrubieszowskim. W wyniku strat wojennych, a następnie działalności UPA, repatriacji lub przesiedlenia ludności ukraińskiej w ramach akcji „WISŁA", region ten był zaraz po wojnie znacznie wyludniony. W rezultacie, przy bardzo niskim „poziomie wyjściowym", stosunkowo niewielki bezwzględny wzrost zaludnienia w latach późniejszych (głównie w latach 1955-1965) zaznaczył się jako wyraźny wzrost względny. Jednak nawet przy maksymalnym stanie zaludnienia, przypadającym przeważnie na pierwszą połowę lat 60., zdecydowana większość wsi nadbużańskich nie osiągnęła liczby ludności z 1939 r.

ces wyludniania się wsi objął niemal cały obszar Wyżyny Lubelskiej i Roztocza, a także znaczne obszary północnej części województwa. Skupienie drugie cechuje się więc trwającym od lat 60. powolnym spadkiem liczby ludności.

Wsie zaklasyfikowane do trzeciego skupienia (16% wszystkich) można nazwać skrajnie depopulacyjnymi. Są to jednostki, które tworzą przestrzennie zwarte skupienia. Pierwsze – na południe od Lublina, w regionie janowsko-krasnostawsko-hrubieszowskim, drugie – na północny wschód, w przygranicznej części Polesia, głównie w powiecie parczewskim. W końcu lat 70. liczba ludności wielu wsi należących do tego skupienia zmalała poniżej poziomu z 1950 roku. Proces wyludniania się wsi spowodowany był przede wszystkim ujemnym bilansem migracyjnym, utrzymującym się przez cały okres powojenny.

Czwarta grupa wsi (7%) charakteryzuje się przyrostami liczby ludności. Należą do niej przede wszystkim wsie położone w strefach podmiejskich. Wsie podmiejskie miały w okresie powojennym korzystne warunki rozwoju. Wśród dominujących czynników, które decydowały o ich atrakcyjności, wymienić należy sąsiedztwo dużego miasta i związaną z nim infrastrukturę, wyższy standard życia (lepsze warunki mieszkaniowe) oraz sytuację na rynku pracy.

Piąte skupienie obejmuje zaledwie 36 wsi. Są to wsie specyficzne. Do tej grupy należą ośrodki gminne (np. Kurów, Końskowola), wsie z rozwiniętym przemysłem (np. Werbkowice, Milejów), bądź jednostki rekreacyjne (np. Rogóźno, Lubycza Królewska). We wsiach należących do skupienia piątego zauważa się znaczne (przekraczające 10%) przyrosty liczby ludności, związane z przemieszczaniem się ludności do pracy w zawodach pozarolniczych. Jednak ze względu na restrukturyzację przemysłu i brak nowych miejsc pracy od lat 90. odnotowuje się osłabienie tempa wzrostu liczby ludności w tych wsiach.

3. Zmiany w krajobrazie związane z zanikaniem wsi

Procesy depopulacyjne mają również swoje konsekwencje krajobrazowe. We wsiach ze starzejącą się ludnością nie są podejmowane chociażby zabiegi zmierzające do modernizacji budynków. Często dochodzi do degradacji tkanki osadniczej. Proces zaniku wsi przybiera różne tempo. W latach 1950-2002 rzeczywisty ubytek domów dotyczył ponad połowy sołectw województwa lubelskiego.

Z badań autorki wynika, że największe zmiany krajobrazowe dokonują się w dwóch typach obszarów: w strefach podmiejskich oraz w rejonach o wysokich walorach turystycznych. Przekształcane są tradycyjne układy wsi. Zróżnicowany do niedawna krajobraz wiejski jest stopniowo modyfikowany i w wielu przypadkach degradowany poprzez wprowadzanie na tereny tradycyjnych wsi zabudowy obcej. Pomimo wzrastającej liczby domów na terenach podmiejskich można mówić o zanikaniu wzorców, pewnych wyznaczników wiejskości[5].

Natomiast na terenach peryferyjnych nie dochodzi do zmiany tradycyjnego układu wiejskiego. Zachowują się układy liniowe osadnictwa. Tradycyjny krajobraz wsi utrwalany jest przez ludność przybyłą na te tereny, głównie z dużych miast, która wykupuje siedliska w celu przekształcenia ich w tzw. drugie domy, nie naruszając przy tym tradycyjnych wzorców budowlanych. Niestety, coraz częściej obserwuje się utratę pewnych symptomów „sielskości" krajobrazu, wskutek modernizacji budynków bez kontynuacji tradycyjnych form zabudowy regionalnej. We wsiach o utrudnionym dostępie komunikacyjnym dochodzi do degradacji tkanki osadniczej, co w konsekwencji prowadzić może do rzeczywistego zanikania osad.

Wnioski

Zmiany liczby ludności zachodzące na obszarach wiejskich województwa lubelskiego w latach powojennych cechowały się dużym zróżnicowaniem terytorialnym. Wzrost liczby ludności nastąpił jedynie w 27% wsi województwa. Skupiały się one głównie w strefie oddziaływania ośrodków miejskich (typ 4) bądź w ośrodkach wiejskich oferujących pracę w zawodach pozarolniczych (typ 5).

Jednak w większości wsi województwa lubelskiego następował stały odpływ ludności. Wyodrębniają się wyraźnie obszary zaklasyfikowane do grupy 3, w których ubytek ludności był najsilniejszy.

Proces zaniku wsi przybiera różne tempo, niemniej od roku 1950 aż w 1818 wsiach województwa (50,6% ogółu) oprócz spadku liczby ludności nastąpił ubytek liczby mieszkań. Można się spodziewać, że na terenach charakteryzujących się szybkim tempem utraty liczby ludności (grupa 3) dojdzie do degradacji tkanki osadniczej, co w konsekwencji doprowadzi do zaniku tych wsi.

---

[5] M. Wesołowska: *Rozwój budownictwa mieszkaniowego a przemiany przestrzenne wsi województwa lubelskiego*. Studia Obszarów Wiejskich, tom 10. Warszawa 2006.

DEPOPULATING AND DECLINE OF VILLAGE IN LUBLIN PROVINCE

Summary

Rural areas of Lublin Province have been depopulating for many years, due to backwardness of agriculture and lack of free posts in nonagricultural professions. Depopulation often leads to degradation, impoverishment of settlement substance and sometimes to total disappearance of rural buildings. In some areas of Lublin Province, permanent landscape changes are observed, one can say about "traditional disappearing landscapes".

The article presents diagnosis of current state of population and forecast of development of rural peripheral areas. On base of statistic data, Author has carried out typology of villages of the Province, taking into consideration changes of number of population. Depending on character of the area and village, connected with buildings disappearance have been presented. Studies have been used to formulate some general conclusion concerning decline of rural settlement network.

Małgorzata Krywult-Albańska
Monika Wałaszek

PROCESY REPRODUKCJI LUDNOŚCI W EUROPIE

Wprowadzenie

Według prognoz ONZ Europa jest jedynym kontynentem, na którym liczba ludności prawdopodobnie zmniejszy się w ciągu kilku najbliższych dekad lub wzrośnie stosunkowo nieznacznie (w zależności od wariantu prognozy[1]. Stanowi to ostry kontrast w stosunku do sytuacji na innych kontynentach, których ludność – pomimo spadku tempa wzrostu w porównaniu z drugą połową XX wieku – systematycznie się zwiększa. Przykładowo zgodnie ze średnim wariantem prognozy liczba ludności Europy zmniejszy się do roku 2050 o 5,6%, podczas gdy ludność Afryki niemal się podwoi, a innych kontynentów zwiększy co najmniej o jedną czwartą (Ameryki Łacińskiej i Karaibów o 25,3%, Azji o 26,9%, Ameryki Północnej o 28,7%, Oceanii o 45,7%, Afryki o 97,8%, na całym świecie o 33,9%).

Wspomniana sytuacja spowodowana jest spadkiem płodności w większości krajów europejskich do poziomu, który od co najmniej kilkunastu lat nie zapewnia prostej zastępowalności pokoleń. Celem opracowania jest ogólny przegląd sytuacji w zakresie procesów reprodukcji ludności w krajach Unii Europejskiej i próba odpowiedzi na pytanie, które kraje w największym, a które w najmniejszym stopniu przyczyniają się do wzrostu (lub spadku) populacji w tej części Europy.

W pierwszej części pracy analizie poddano wskaźniki dotyczące przyrostu rzeczywistego ludności i jego składowych (przyrostu naturalnego i wędrówkowego). W drugiej części analiza skupia się na najczęściej przyjmowanej mierze reprodukcji – współczynniku dzietności ogólnej i jego powiązaniach z innymi zmiennymi demograficznymi i społeczno-ekonomicznymi. Na zakończenie wskazano na często podkreślaną rolę imigrantów w przyczynianiu się do wzrostu liczebnego populacji krajów europejskich.

---

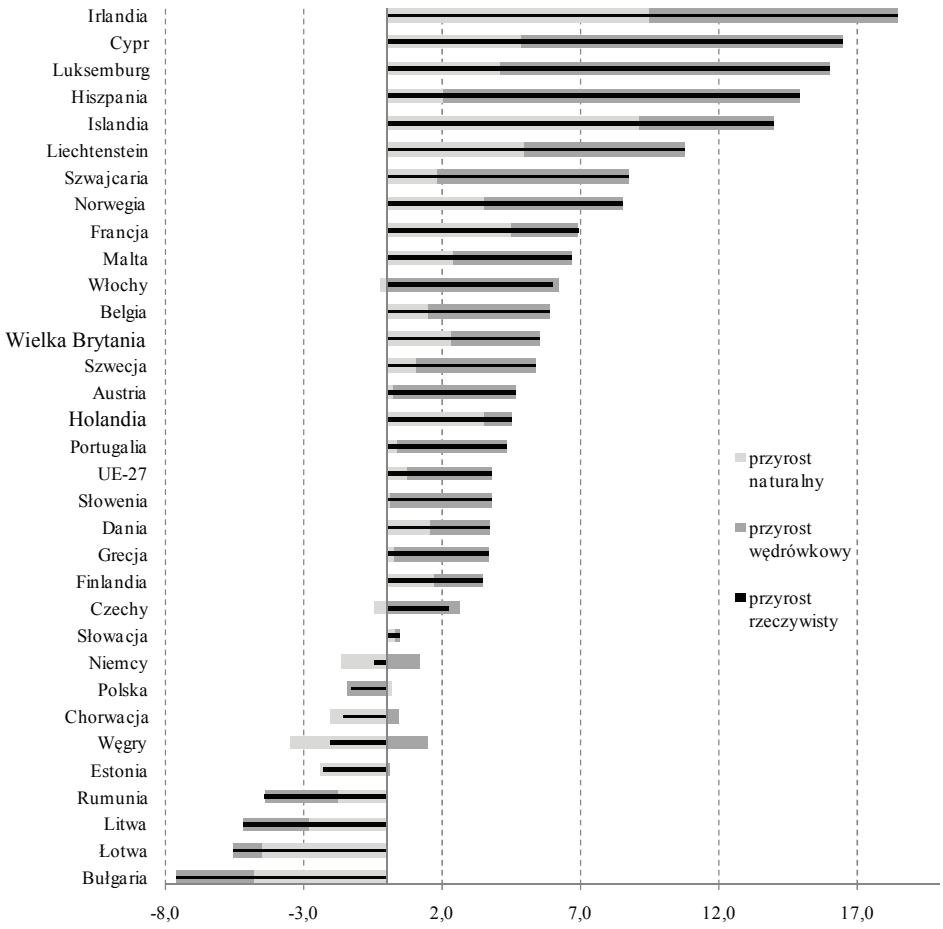
[1] *World Population Prospects: The 2008 Revision. Highlights.* United Nations, New York 2008.

1. Zmiany wielkości populacji

W latach 1999-2009 siedem państw UE doznało ubytku liczby ludności. Były to głównie państwa Europy Środkowo- i Północno-Wschodniej, będące członkami Unii od roku 2004 i w większości doświadczające – obok ubytku naturalnego – także ujemnego salda migracji[2]. W pozostałych państwach przyrost liczby ludności dokonywał się głównie na skutek napływu imigrantów (rys. 1). Zgodnie z danymi Eurostatu i OECD liczba obywateli innych państw (*foreign citizens*) oraz osób urodzonych za granicą (*foreign-born*) zwiększyła się z reguły w omawianym okresie od kilku do kilkunastu razy. Przyrost naturalny odgrywał natomiast stosunkowo niewielką rolę w ogólnym przyroście liczebności populacji. Gdyby przyjąć jego poziom z roku 2009, do roku 2030 aż dziesięć państw unijnych doznałoby ubytku populacji – najwięcej Niemcy, bo aż o 3,9 mln osób[3].

[2] Warto zauważyć, że oficjalne dane nie oddają faktycznych rozmiarów wpływu procesów migracyjnych na wielkość populacji krajów europejskich. Przykładowo według szacunków liczba ludności Polski może być nawet o ponad milion osób mniejsza niż według oficjalnych danych (*Jest nas tylko 37 milionów.* „Dziennik Gazeta Prawna" z 22.07.2011, http://praca.gazetaprawna.pl/artykuly/532977,jest_nas_tylko_37_milionow.html, dostęp: 22.07.2011.). Statystyki krajów imigracyjnych Europy Zachodniej i Północnej nie uwzględniają natomiast milionów nielegalnych imigrantów przebywających w tych krajach.

[3] Obliczono według wzoru: $L_{2030} = L_{2009}*(1 + W_{p.n.}/1000)^{21}$ (gdzie L_x to liczba ludności w roku x [odpowiednio 2030 i 2009], $W_{p.n.}$ – współczynnik przyrostu naturalnego). J. Holzer: *Demografia.* PWE, Warszawa 2003.



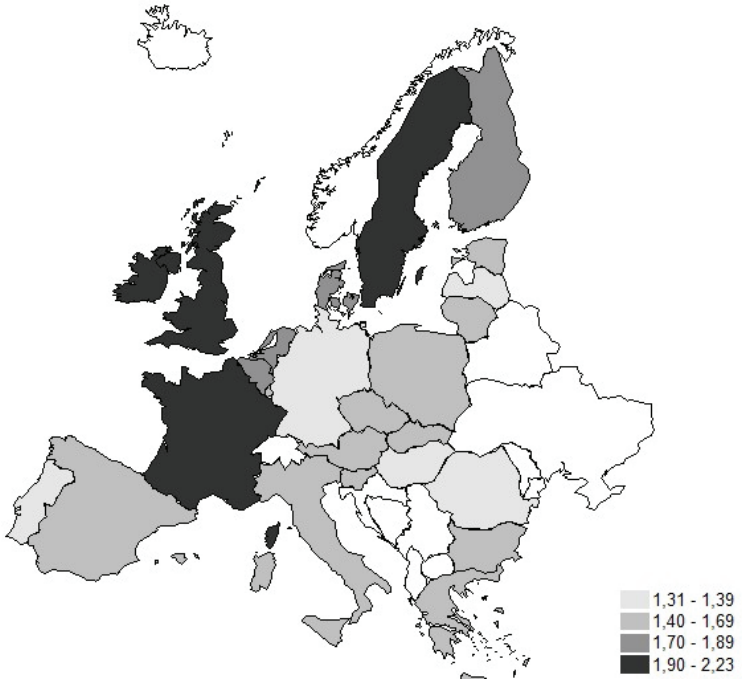
Rys. 1. Zmiany liczby ludności w krajach UE i w wybranych krajach pozaunijnych w latach 1999-2009

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

2. Zmiany i uwarunkowania poziomu płodności

Niewielkie rozmiary i dynamika wzrostu populacji państw europejskich spowodowane są – jak wspomniano wcześniej – niskim poziomem płodności. W 2009 roku tylko dla jednego kraju Unii Europejskiej – Irlandii – wartość współczynnika dzietności w przybliżeniu wynosiła 2,1 i zapewniała prostą

zastępowalność pokoleń[4]. Natomiast trzy kraje: Francja (2,0), Finlandia (1,9) i Wielka Brytania (1,9) osiągnęły poziom zbliżony do tej wielkości. W najtrudniejszej sytuacji demograficznej znajdowały się: Łotwa, Węgry i Portugalia, w których współczynnik dzietności wynosił zaledwie 1,3.



Rys. 2. Współczynnik dzietności w krajach należących do Unii Europejskiej w 2009 roku

Źródło: Ibid.

W ciągu ostatnich kilkunastu lat eksperci z zakresu badań demograficznych wyróżnili grupę potencjalnych wskaźników demograficznych, ekonomicznych, gospodarczych i społecznych, które mogą mieć wpływ na poziom płodności[5]. Oczywiście istnieje również wiele czynników trudnych do zmierzenia, które będą oddziaływały na wartość współczynnika dzietności, na przykład polityka społeczna. Spośród zmiennych sugerowanych w literaturze, w analizach zastosowane te, dla których dane były dostępne na stronach Eurostatu oraz których kompletność dla 27 krajów Unii Europejskiej była zadowalająca.

[4] Zgodnie z literaturą poziom płodności zapewniający zastępowalność pokoleń wynosi 2,1 dziecka na kobietę. J. Holzer: Op. cit., s. 253).

[5] H.-P. Kohler, J.A. Ortega: *Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility*. „Demographic Research" 2002, No. 6(6), s. 91-144; N. Parr, R. Guest: *The contribution of increases in family benefits to Australia's early 21st-century fertility increase: An empirical analysis. Effects of Family Benefits on Fertility In Australia*. „Demographic Research" 2011, No. 25(6), s. 215-244; V. Skirbekk: *Fertility trends by social status*. „Demographic Research" 2008, No. 18(5), s. 145-180.

Pierwszym krokiem w analizie było zbadanie, dla współczynnika dzietności oraz pozostałych zmiennych, zgodności z rozkładem normalnym. W analizie zastosowana test Chi. Następnie dla zmiennych, których rozkład był zgodny z rozkładem normalnym, obliczono współczynnik korelacji Pearsona (tabela 1), a dla zmiennych nieposiadających rozkładu zgodnego z rozkładem normalnym zbadano współczynnik korelacji rang Spearmana (tabela 2). Ze względu na ograniczoną objętości publikacji w opracowaniu zostaną omówione tylko wybrane wskaźniki korelacji.

Tabela 1 zawiera istotny statystycznie współczynnik korelacji Persona. Spośród przedstawionych poniżej wyników na uwagę zasługuje fakt silnego powiązania udziału osób z wyższym wykształceniem ze współczynnikiem dzietności, na podstawie którego można wnioskować, iż w krajach z większym udziałem osób posiadających wyższe wykształcenie poziom płodności jest również wyższy. Natomiast z socjologicznego punktu widzenia szczególnie interesująca jest korelacja współczynnika zatrudnienia kobiet oraz współczynnika dzietności, która przeczy potocznemu sądowi, iż wzrost aktywności zawodowej kobiet przyczynia się do pogarszania sytuacji demograficznej krajów.

Tabela 1

Współczynnik korelacji Pearsona wybranych zmiennych
ze współczynnikiem dzietności

Współczynniki korelacji są istotne przy p < ,05000	
Zmienna	Współczynnik dzietności
Średni wiek matki	0,43
Urodzenia żywe pozamałżeńskie	0,42
Współczynnik aktywności zawodowej osób w wieku 15-64 lata	0,44
Wskaźnik zatrudnienia	0,46
Wskaźnik zatrudnienia kobiet	0,47
Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 15-24 lata	0,41
Wskaźnik zatrudnienia kobiet w wieku 15-24 lata	0,47
Udział osób aktywnych zawodowo	0,40
Udział osób z wyższym wykształceniem w populacji w wieku 15-64 lata	0,70
Udział mężczyzn z wyższym wykształceniem w populacji w wieku 15-64 lata	0,66
Udział kobiet z wyższym wykształceniem w populacji w wieku 15-64 lata	0,67
Oczekiwane dalsze trwanie życia mężczyzn	0,50
Oczekiwane dalsze trwanie życia kobiet	0,40

Źródło: Ibid.

Tabela 2 zawiera istotne statystycznie współczynniki korelacji rang Spearmana. Uzyskane wyniki potwierdzają wcześniejsze spostrzeżenie w zakresie aktywności zawodowej kobiet, mianowicie wskazują na związek pomiędzy częstszym podejmowaniem przez kobiety pracy zarobkowej w niepełnym wymiarze godzin, wyrażonym poprzez udział tej grupy w ogólnej liczbie zatrudnionych kobiet, a wzrostem poziomu płodności. Dodatkowo wartość współczynnika korelacji pokazuje, że wzrostowi PKB na mieszkańca towarzyszy wzrost poziomu płodności. Oznaczałoby to, że w krajach bardziej rozwiniętych gospodarczo (PKB na jednego mieszkańca jest najczęściej stosowaną miarą poziomu rozwoju gospodarczego) współczynnik dzietności będzie przyjmował wyższe wartości.

Tabela 2

Współczynnik korelacji rang Spearmana wybranych zmiennych ze współczynnikiem dzietności

Współczynniki korelacji są istotne przy p < ,05000	
Zmienna	Współczynnik dzietności
Produkt krajowy brutto na mieszkańca	0,52
Udział osób zatrudnionych w niepełnym wymiarze godzin	0,42
Udział kobiet zatrudnionych w niepełnym wymiarze godzin	0,39

Źródło: Ibid.

W tym miejscu należy zwrócić uwagę na fakt, iż kraje o wyższym poziomie rozwoju gospodarczego są częstym kierunkiem migracji zarobkowej ludności. Oferują one nierzadko lepsze warunki socjalne rodzinom z dziećmi, co przyczynia się do osiedlania i zakładania rodzin przez imigrantów.

3. Rola imigracji w procesach reprodukcji ludności Europy

W refleksji nad perspektywami rozwoju populacji europejskich sporo uwagi poświęca się z reguły imigrantom i ich roli w podnoszeniu poziomu płodności w państwach europejskich. W istocie kraje o stosunkowo wysokim poziomie dzietności to często także kraje charakteryzujące się dużym nasileniem procesów imigracyjnych oraz wysokim odsetkiem imigrantów i ich potomków w populacji. Ich znaczenie dla podnoszenia liczby urodzeń i udział wśród ogółu urodzeń systematycznie wrasta. Przykładowo w Wielkiej Brytanii od roku 1995 systematycznie zwiększa się liczba urodzeń przez kobiety

pochodzące spoza tego kraju[6]. W roku 2009 takie urodzenia stanowiły niemal jedną czwartą ogółu (24,7% w stosunku do 24,1% w roku 2008, 14,3% w 1999 i 12% w 1990; zob. tabela 3), przy czym w niektórych regionach kraju ich udział wśród ogółu urodzeń sięgał nawet 3/4 (dotyczy to zwłaszcza Londynu – w dzielnicy Newham najwięcej, bo 75,7%). Kobiety urodzone poza Wielką Brytanią charakteryzował także wyższy niż w odniesieniu do Brytyjek poziom dzietności (współczynnik dzietności ogólnej wyniósł w roku 2009 odpowiednio 2,48 i 1,84 dziecka na kobietę). Jak zauważają jednak analitycy, dzietność kobiet urodzonych poza granicami jest dość stabilna w czasie, natomiast ich rola w podnoszeniu wartości ogólnego TFR wynika głównie ze wzrostu ich udziału w populacji (z 13 do 17% w stosunku do roku 2004), podczas gdy populacja Brytyjek w wieku rozrodczym ulega zmniejszeniu[7]. Warto także pamiętać, że wzorzec płodności imigrantów upodabnia się z czasem do wzorca płodności w społeczeństwie przyjmującym (rys. 3).

Tabela 3

Odsetek urodzeń pochodzących od rodziców urodzonych za granicą[a] w wybranych krajach europejskich w latach 1999-2009

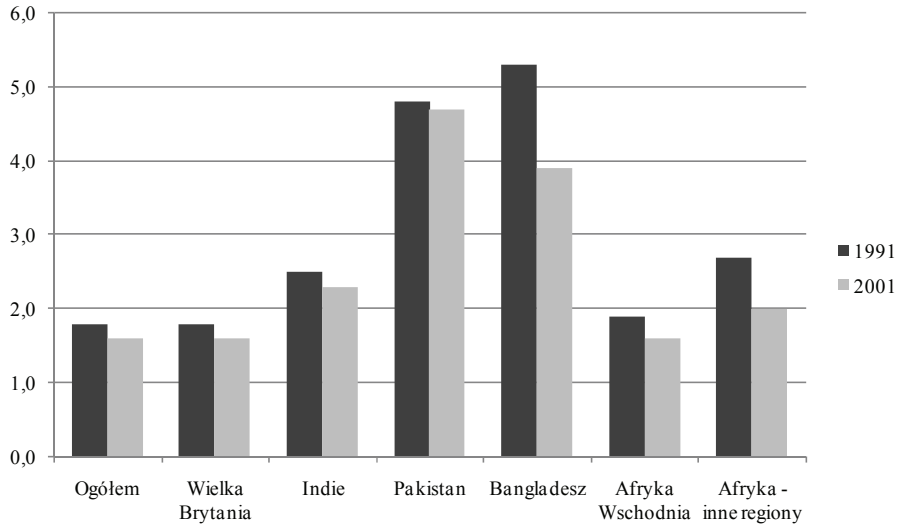
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Holandia	–	21,6	22,2	22,4	22,6	23,5	23,7	23,8	24,0	23,9	24,4
Francja	15,0	15,2	15,9	16,9	17,5	18,3	18,8	19,1	19,3	19,6	20,1
Irlandia	–	–	–	–	-	–	–	–	18,8	21,9	21,0
Wielka Brytania	14,3	–	–	–	18,6	19,5	20,8	21,9	23,2	24,1	24,7
Niemcy	16,6	16,9	16,8	17,2	17,6	17,6	17,8	17,9	17,5	16,9	–

[a] Dane dla Irlandii i Wielkiej Brytanii uwzględniają urodzenia przez matki urodzone za granicą, dla Francji i Niemiec – urodzenia, w przypadku których przynajmniej jedno z rodziców jest cudzoziemcem, dla Holandii – tzw. *foreign background parents*. Z wymienionych względów dane prezentowane w tabeli nie są w pełni porównywalne.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych urzędów statystycznych poszczególnych krajów.

[6] W chwili rejestrowania urodzenia odnotowywana jest informacja o kraju urodzenia matki, a nie o pochodzeniu etnicznym lub historii migracyjnej, dlatego zmienne te nie powinny być ze sobą ściśle utożsamiane. Nie wszystkie kobiety urodzone poza Wielką Brytanią to niedawne imigrantki, podobnie dzieci kobiet urodzonych w Wielkiej Brytanii mogą być dziećmi wcześniejszych imigrantów (drugie lub trzecie pokolenie; *Births in England and Wales by parents' country of birth 2009*).

[7] N. Tromans, E. Natamba, J. Jefferies: *Have women born outside the UK driven rise in UK births since 2001?* „Population Trends" 2009, No. 136, s. 28-42, http://www.statistics.gov.uk/downloads/theme_population/Popular Trends136.pdf, dostęp: 28.07.2011.



Rys. 3. Współczynnik dzietności ogólnej (TFR) według wybranych krajów urodzenia matek w Wielkiej Brytanii

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Office for National Statistics, UK.

Z wymienionych względów imigracja nie jest raczej wystarczającym rozwiązaniem problemów ludnościowych w analizowanej części Europy, a trend depopulacyjny wydaje się trudny do odwrócenia. Trudno także wskazać na jednoznaczne implikacje powiązań poziomu dzietności z różnymi zmiennymi społeczno-demograficznymi dla polityki społecznej, która mogłaby wpłynąć na zmianę sytuacji. Dokładniejsza analiza tego zagadnienia wykracza poza ramy niniejszego opracowania.

POPULATION REPRODUCTION IN EUROPE

Summary

Demographic forecast for the upcoming decades foresee an increase of population size on almost all continents. Europe is the only one where the number of inhabitants is going to grow modestly or to decrease (depending mostly on the trends with respect to migrations). At the same time Europe has had the lowest dynamics of population growth for many years. The aim of the article is to demonstrate which of the European countries contribute the most, and which the least to the European population growth by analyzing population reproduction in these countries. The most frequently used measure of reproduction was applied - the total fertility rate and its relations with a number of social and demographic variables. The article concludes with an outline of prospective changes, allowing for migration processes and their possible implications for the observed pattern of reproduction.

Anna Majdzińska

PROCESY DEMOGRAFICZNE W ŚREDNICH I DUŻYCH MIASTACH POLSKI – PODOBIEŃSTWA I RÓŻNICE ORAZ PRÓBY KLASYFIKACJI

Wprowadzenie

W Polsce, w zależności od liczby mieszkańców, wyróżnia się miasta małe (poniżej 50 tys.), średnie (50-100 tys.) i duże (100 tys. i więcej), przy czym w ostatniej z wymienionych kategorii można wyodrębnić miasta wielkie (500 tys. i więcej mieszkańców)[1]. W związku z powyższym, w końcu 2010 roku w Polsce istniało 39 miast dużych, z czego 5 jednostek to miasta wielkie (Warszawa, Kraków, Łódź, Wrocław i Poznań), oraz 47 miast średniej wielkości.

Przedmiotem opracowania jest analiza porównawcza średnich i dużych miast Polski w latach 2002 i 2010 z punktu widzenia przebiegu procesów demograficznych. Wstęp do tych rozważań stanowić będzie opis struktury ludności według płci i wieku. Źródłem danych wykorzystanych w dalszych analizach były publikacje Głównego Urzędu Statystycznego.

1. Struktura ludności według płci i wieku

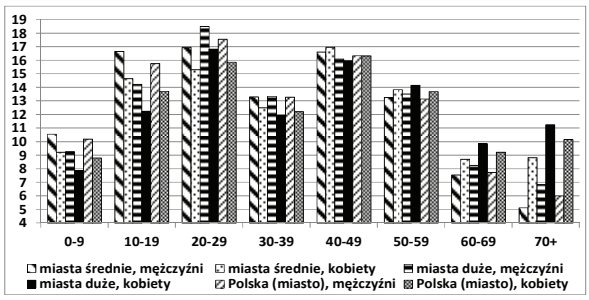
W miastach średnich i dużych pod względem liczby ludności łącznie mieszka blisko 61% ogółu ludności miejskiej w Polsce (według stanu na 31 grudnia 2010 roku), z czego w miastach średniej wielkości 13,7%, a w miastach dużych 47%[2]. Najwięcej miast średnich i dużych znajduje się w województwie śląskim (jest to województwo najsilniej zurbanizowane), najmniej zaś w opolskim i lubuskim.

---

[1] Stosuje się również inne klasyfikacje wielkości miast. Zob. D. Szymańska: *Urbanizacja na świecie*. PWN, Warszawa 2007, s. 98.

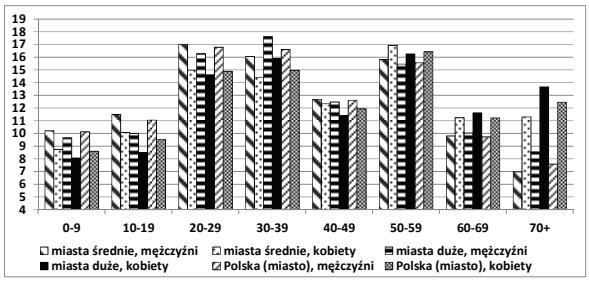
[2] W końcu 2002 r. w Polsce istniało 89 miast liczących 50 tys. i więcej mieszkańców (49 miast średniej wielkości i 40 miast dużych). W miastach tych łącznie mieszkało niespełna 63% ogółu ludności miejskiej, z czego 14,3% w jednostkach średniej wielkości, a 48,4% w miastach dużych.

W 2010 roku, podobnie jak w roku 2002, we wszystkich rozpatrywanych miastach udział kobiet w populacji był wyższy niż odsetek mężczyzn. Najwyższe wartości współczynnika feminizacji odnotowano w Łodzi (gdzie w 2010 roku na 100 mężczyzn przypadało 120 kobiet) oraz w Warszawie, Lublinie, Pabianicach, Zgierzu i Pruszkowie, najniższe zaś w Żorach, Jastrzębiu Zdroju, Bełchatowie i Rybniku (103-104). Najwyższy stopień feminizacji, zarówno w miastach średnich, jak i dużych, odnotowuje się wśród ludności starszej, przy czym większą przewagą liczebną kobiet cechują się jednostki duże (największą Łódź, gdzie w 2010 roku w grupie wieku 65+ lat na 100 mężczyzn przypadało 200 kobiet).



Rys. 1. Struktura ludności według płci i wieku w Polsce oraz w miastach średnich i dużych (w %) w 2002 r.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl).



Rys. 2. Struktura ludności według płci i wieku w Polsce oraz w miastach średnich i dużych (w %) w 2010 r.

Źródło: Ibid.

W 2010 roku względem roku 2002 zmianie uległa struktura według wieku ludności miejskiej. Zarówno w przypadku miast średnich, jak i dużych odnotowany został wzrost udziałów ludności w grupach wieku: 0-4, 25-29, 30-34, 35-39, 55-59, 60-64 i 70+ lat – najwyższy w grupach 55-59 i 60-64 lata (o 40%-

50%) oraz 30-34 lata (o 20%-30%), do których „weszły" roczniki wyżu demograficznego z lat 50. ubiegłego wieku oraz echa tego wyżu z przełomu lat 70. i 80. (zob. rys. 1 i 2).

W latach 2002 i 2010 zarówno w miastach średnich, jak i dużych, wysoki odsetek w populacji stanowiły osoby starsze. Fakt ten świadczy o znacznym stadium postępu starości demograficznej społeczeństwa, przy czym proces starzenia się populacji jest bardziej zaawansowany w miastach dużych. W 2010 roku spośród wszystkich rozpatrywanych jednostek najstarszymi demograficznie miastami były: Łódź, Warszawa, Katowice, Starachowice, Jelenia Góra i Pabianice (gdzie w 2010 roku odsetek osób w wieku 65+ lat kształtował się w granicach 16,3%-17%, a indeks starości[3] wynosił 1,3-1,5), najmłodszymi zaś: Żory, Bełchatów, Głogów i Ełk (gdzie wspomniany odsetek wynosił 7%-10%, a indeks starości 0,5-0,6).

2. Analiza zdarzeń tworzących ruch naturalny i migracyjny ludności

W latach 2002-2010 we wszystkich miastach dużych oraz w większości miast średnich zaobserwowano wzrost wartości współczynnika małżeństw, przy czym większą częstością wstępowania w związek małżeński charakteryzowały się miasta średnie. W 2010 roku spośród wszystkich rozpatrywanych jednostek najwyższy iloraz nowo zawartych małżeństw na 1000 ludności w wieku 15+ lat odnotowano w Żorach, Bełchatowie i Lubinie (8,5-9), najniższy zaś w Łodzi, Szczecinie i Wałbrzychu (5,7-5,8).

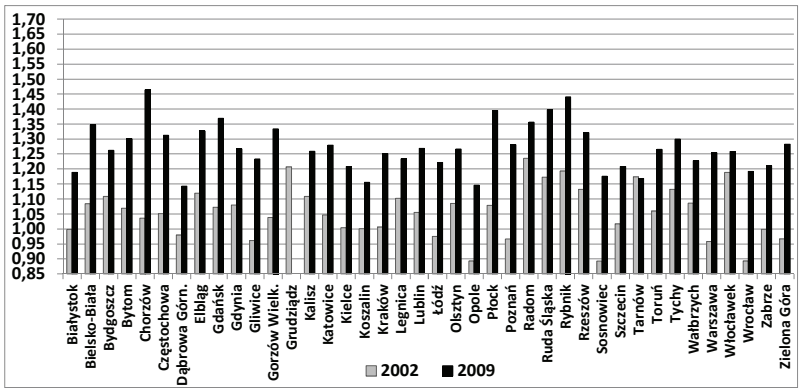
W 2010 roku częściej niż w 2002, zarówno w miastach średnich, jak i dużych, odnotowywane były dodatnie wartości współczynnika przyrostu naturalnego, przy czym wyraźniejszą nadwyżką urodzeń nad liczbą zgonów cechowały się miasta średnie. W latach 2009-2010, spośród wszystkich rozpatrywanych jednostek, najwyższe wartości współczynnika dynamiki demograficznej[4] odnotowano w Bełchatowie i Żorach (odpowiednio 1,8 i 1,9), najniższe zaś w Łodzi, Wałbrzychu i Pabianicach (0,6-0,7).

Na przestrzeni ubiegłej dekady, szczególnie w drugiej jej połowie, w większości miast Polski obserwowany był rosnący trend liczby urodzeń. W 2010 roku względem 2002 roku w miastach dużych liczba urodzeń wzrosła o 29%, natomiast w miastach średnich o 14%, co było następstwem wyżej wspomnianych zmian w strukturze ludności według płci i wieku. Jednakże w obu rozpatrywanych latach, zarówno w miastach średnich, jak i dużych, ob-

[3] Indeks starości został obliczony jako iloraz liczby ludności w wieku 65+ lat i liczby dzieci w wieku 0-14 lat.

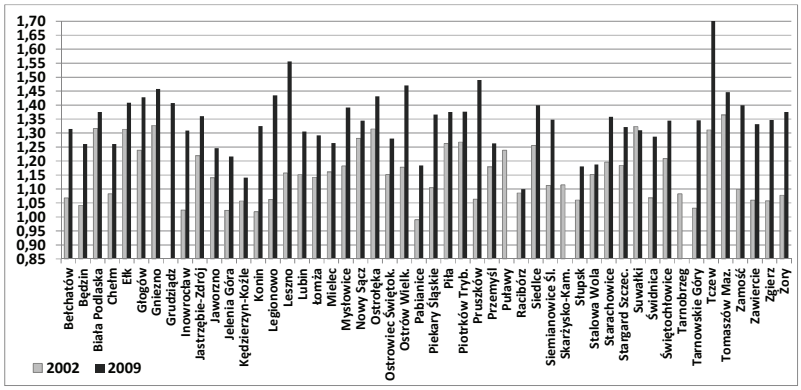
[4] Wartość tego współczynnika została obliczona jako iloraz średniej liczby urodzeń i średniej liczby zgonów w latach 2009 i 2010.

serwowane były wartości współczynnika dzietności poniżej poziomu zapewniającego prostą zastępowalność generacji, przy czym względnie wyższe wartości tego współczynnika obserwowane były w miastach średnich (zob. rys. 3 i 4).



Rys. 3. Współczynnik dzietności ogólnej w dużych miastach Polski w latach 2002 i 2009

Źródło: Ibid.



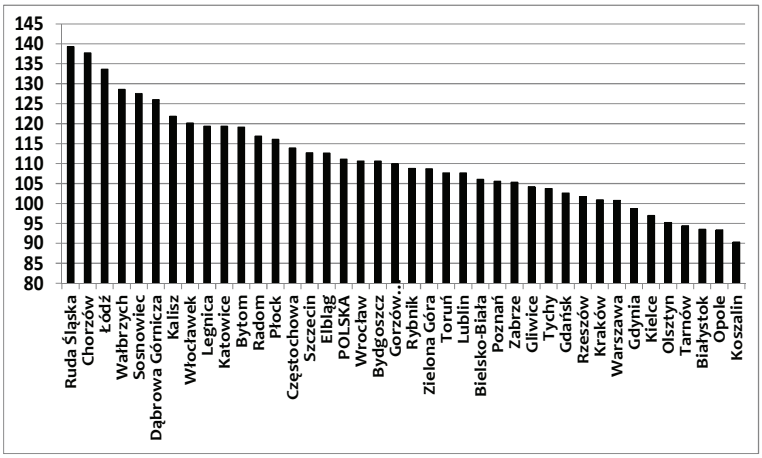
Rys. 4. Współczynnik dzietności ogólnej w średnich miastach Polski w latach 2002 i 2009

Źródło: Ibid.

W 2010 roku względem 2002 liczba zgonów ogółem w miastach średnich wzrosła o 7,6%, natomiast w jednostkach dużych o 4,2%. Ponieważ surowy współczynnik ma ograniczoną wartość poznawczą, obliczono współczynniki zgonów standaryzowane strukturą wieku[5].

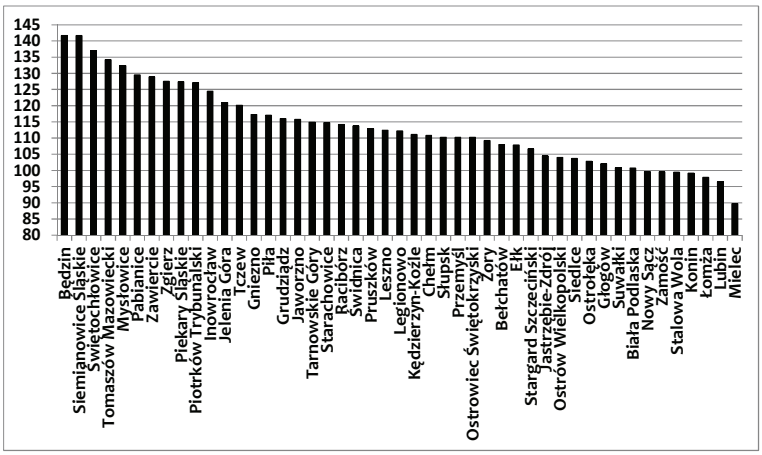
[5] Ponieważ miasta duże skupiają blisko połowę ogółu ludności miejskiej oraz struktury według wieku ludności w miastach średnich i dużych są do siebie podobne w stopniu wysokim (wskaźnik podobieństwa tych struktur ogółem dla 2010 r. wyniósł 95%), jako strukturę standardową przyjęto udziały ludności w pięcioletnich grupach wieku w miastach dużych odpowiednio w 2002 i 2009 r.

W 2009 roku przy założeniu, że wszystkie jednostki miały jednakową strukturę według wieku, najwyższymi wartościami wspomnianego współczynnika (powyżej 130 zdarzeń na 10 tys. ludności) charakteryzowały się miasta śląskie oraz jednostki z województwa łódzkiego (zob. rys. 5 i 6). W 2002 roku najwyższym ilorazem zgonów (115-120 na 10 tys. ludności) legitymowały się: Chorzów, Ruda Śląska, Łódź, Pabianice, Zgierz, Świętochłowice, Będzin, Tomaszów Mazowiecki oraz Siemianowice Śląskie.



Rys. 5. Standaryzowane współczynniki zgonów w miastach dużych w 2009 r.

Źródło: Ibid.



Rys. 6. Standaryzowane współczynniki zgonów w miastach średniej wielkości w 2009 r.

Źródło: Ibid.

Zarówno w latach 2001-2002, jak i 2009-2010, zdecydowana większość rozpatrywanych jednostek charakteryzowała się odpływem ludności, przy czym niższymi wartościami współczynnika salda migracji[6] częściej cechowały się miasta średnie. Przewagą napływu ludności w obu analizowanych okresach odznaczało się osiem miast (Warszawa, Wrocław, Kraków, Zielona Góra, Legionowo, Pruszków, Ełk i Zgierz).

3. Próby klasyfikacji miast w świetle analizy wielowymiarowej

Dotychczas przedstawione analizy procesów były opisami jednowymiarowymi. Dla uzyskania oceny sytuacji demograficznej miast z punktu widzenia kilku zdarzeń przeprowadzona została analiza wielowymiarowa.

Podstawą przedstawionych niżej klasyfikacji był zespół zmiennych diagnostycznych tworzony przez następujące cechy[7]: x_1 – liczba małżeństw na 1000 ludności w wieku 15+ lat; x_2 – współczynnik dzietności ogólnej; x_3 – standaryzowany współczynnik zgonów; x_4 – współczynnik salda migracji ogółem; x_5 – indeks starości demograficznej.

W pierwszej kolejności posłużono się taksonomicznym miernikiem rozwoju Z. Hellwiga[8], za pomocą którego dokonano dwuwariantowej klasyfikacji wszystkich rozpatrywanych jednostek. Punktem wyjścia w tej metodzie było ujednolicenie charakteru zmiennych (do stymulant)[9] oraz ich standaryzacja. Następnie wyznaczono wzorce sytuacji demograficznej. W pierwszym z wariantów tej metody klasyfikacja miast przeprowadzona została w oparciu o klasyczne pojęcie wzorca rozwoju[10], w drugim zaś jako punkt odniesienia przyjęto

---

[6] Współczynnik ten został obliczony jako iloraz średniej wartości salda migracji i średniej liczby ludności odpowiednio w latach 2001-2002 oraz 2009-2010.

[7] Cechy te reprezentują całość procesów ludnościowych. Ponadto charakteryzują się niską wzajemną korelacją (współczynniki korelacji Pearsona poniżej 0,5) oraz zmiennością względną powyżej 0,05. Wszystkie zmienne dotyczą lat 2009 i 2010, w szczególności: x_1 i x_5 – 2010 r.; x_2, i x_3 – 2009 r.; x_4 – średnia z lat 2009 i 2010.

[8] E. Nowak: *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*. PWE, Warszawa 1990.

[9] Z punktu widzenia zrównoważonego rozwoju demograficznego zmienne x_3 i x_5 można określić jako destymulanty. Cechy te przekształcono w stymulanty za pomocą formuły ilorazowej. Zob. T. Panek: *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*. SGH, Warszawa 2009, s. 35-36.

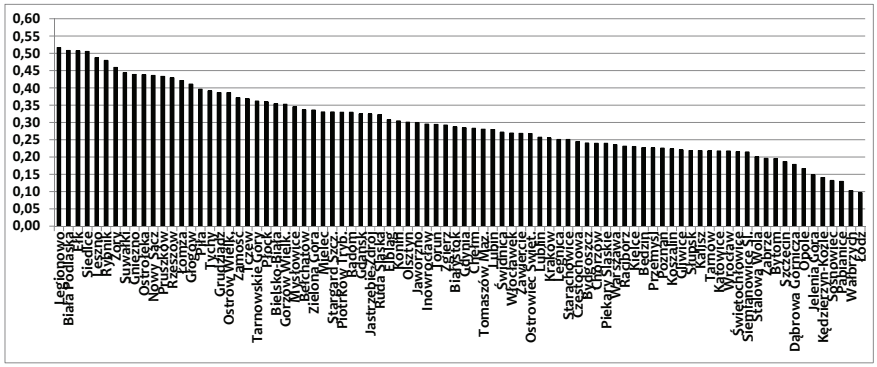
[10] Tj. wektor k wartości reprezentujący obiekt abstrakcyjny, o współrzędnych zestandaryzowanych, wyznaczanych jako maksymalne wartości zmiennych diagnostycznych z badanych obiektów w przypadku stymulant. Odległości każdego obiektu badania od ustalonego wzorca (z_{ok}) oraz względną postać miernika oblicza się odpowiednio według wzorów. Zob. Z. Hellwig: *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*. W: *Przegląd Statystyczny*, z. 4, Warszawa 1968, s. 324-325; E. Nowak: Op. cit., s. 88:

$$d_i = \sqrt{\sum_{k=1}^{K} (z_{ik} - z_{ok})^2} \qquad z_i = 1 - \frac{d_i}{d_0} \text{ dla i} = 1,2,...\text{n} \quad \text{gdzie}: d_0 = \overline{d} + 2s_d$$

Miernik z_i zazwyczaj przyjmuje wartości z przedziału [0,1], ale w przypadku obiektów o najsłabszym rozwoju względem pozostałych jednostek może osiągnąć wartość ujemną.

wartości zmiennych dla Polski (w miastach ogółem)[11], dzięki czemu możliwe było dokonanie oceny podobieństwa poszczególnych jednostek do średniej krajowej z punktu widzenia badanego zespołu zmiennych. Po wyznaczeniu wartości miernika z_i dokonano grupowania jednostek do czterech klas podobieństwa za pomocą metody odchyleń standardowych[12].

W klasyfikacji miast według pierwszego wariantu w grupie o umownie najlepszej sytuacji demograficznej spośród badanych miast z punktu widzenia rozpatrywanego zespołu cech znalazło się 15 jednostek (w tym 2 miasta duże), natomiast do grupy skrajnie oddalonej od wzorca zakwalifikowano 11 jednostek, w tym 8 miast dużych (zob. rys. 7)[13].



Rys. 7. Ranking miast pod względem wartości miernika rozwoju z_i (I wariant klasyfikacji)

Źródło: Ibid.

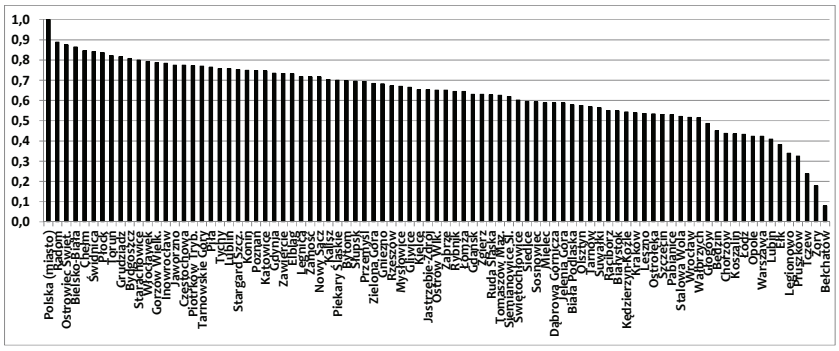
Najkorzystniejszą sytuacją demograficzną względem przyjętego wzorca charakteryzowały się miasta: Legionowo, Biała Podlaska, Ełk i Siedlce (jednostki te cechuje względnie niska wartość indeksu starości oraz wysoka wartość współczynnika dzietności; ponadto w Legionowie odnotowuje się dodatnie saldo migracji, jedno z najwyższych spośród badanych miast), najmniej korzystną zaś Łódź, Wałbrzych, Pabianice i Sosnowiec (jednostki te cechuje znaczny stopień zaawansowania procesu starzenia się populacji, niskie ujemne saldo migracji oraz względnie wysoka wartość standaryzowanego współczynnika zgonów).

---

[11] x_1=7,23; x_2=1,330; x_3=111,13; x_4= –3,9; x_5=1,01

[12] Grupa I: $z_i \geq \bar{x} + s$; grupa II: $\bar{x} < z_i \leq \bar{x} + s$; grupa III: $\bar{x} - s < z_i \leq \bar{x}$; grupa IV: $z_i < \bar{x} - s$, gdzie $\bar{x}$ i s to odpowiednio średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe obliczone z wartości miernika z_i Zob. E. Nowak: Op. cit., s. 93.

[13] W celu wyeliminowania ujemnych wartości miernika z_i w Łodzi we wzorze na podstawę normalizacji d_0 przyjęto trzy odchylenia standardowe.
Grupa I $z_i \geq 0{,}400$; grupa II $0{,}299 < z_i \leq 0{,}400$; grupa III $0{,}199 < z_i \leq 0{,}299$; grupa IV $z_i < 0{,}199$.



Rys. 8. Ranking miast pod względem wartości miernika rozwoju z_i (II wariant klasyfikacji)

Źródło: Ibid.

W klasyfikacji miast według drugiego wariantu (zob. rys. 8)[14] w grupie o najwyższym stopniu podobieństwa do ogólnej sytuacji w miastach Polski znalazło się 12 jednostek (w tym 6 miast dużych), natomiast do grupy skrajnie odmiennej zostało zakwalifikowanych 13 jednostek (w tym 5 miast dużych)[15]. Jednostki najbardziej odbiegające od średniej krajowej, to jest Bełchatów, Żory i Tczew, cechuje względnie niski stopień zaawansowania procesu starzenia się populacji (w miastach tych indeks starości przyjmuje wartości z przedziału 0,5-0,7)[16]; ponadto Żory i Bełchatów charakteryzują się względnie wysoką wartością współczynnika małżeństw, Tczew – najwyższym poziomem współczynnika dzietności (1,71), Bełchatów – jedną z najniższych wartości współczynnika salda migracji ogółem (–10,5). Jednakże ostateczna interpretacja wyników tej klasyfikacji jest dosyć trudna ze względu na różnokierunkowy charakter odmienności jednostek od średniej krajowej dla miast.

Klasyfikacja według drugiego wariantu omawianej metody, ale w oparciu o zespół zmiennych złożony jedynie z cech dotyczących ruchu naturalnego (tj. x_1, x_2 i x_3), dała nieco inne rezultaty. W tym przypadku najbardziej podobnym do średniej krajowej obrazem sytuacji demograficznej charakteryzowały

[14] W celu wyeliminowania ujemnych wartości miernika z_i, które wystąpiły dla miast: Bełchatów, Żory i Tczew, we wzorze na podstawę normalizacji d_0 przyjęto cztery odchylenia standardowe.
Grupa I $z_i \geq 0{,}788$; grupa II $0{,}630<z_i\leq 0{,}788$; grupa III $0{,}471<z_i\leq 0{,}630$; grupa IV $z_i<0{,}471$.

[15] Dla danych z 2002 r. ranking miast kształtował się nieco inaczej. Największym podobieństwem do ogólnej sytuacji w miastach Polski charakteryzowały się jednostki: Elbląg, Bielsko-Biała i Jaworzno, najmniejszym zaś: Żory, Bełchatów i Jastrzębie Zdrój.

[16] Względnie niski stopień zaawansowania starzenia się populacji Bełchatowa w znacznej mierze jest następstwem dużego napływu ludności młodej w latach 80., wynikającego z przypadającego na ten okres silnego rozwoju przemysłu paliwowo-energetycznego w tym regionie. Obecnie Bełchatów charakteryzuje się najwyższym spośród rozważanych jednostek odsetkiem mieszkańców w wieku 20-29 lat (w 2009 i 2010 r. odpowiednio 20,7% i 20,1%).

się miasta: Bielsko-Biała, Ostrowiec Świętokrzyski, Radom, Starachowice, Piła, Zielona Góra, Gorzów Wielkopolski i Świdnica, natomiast miasta najbardziej odmienne (różnokierunkowo) w tym względzie to: Tczew, Opole, Koszalin, Chorzów, Łódź i Żory.

Kolejna klasyfikacja została przeprowadzona w oparciu o metodę różnic przeciętnych[17] na podstawie wartości wyjściowego, pięcioelementowego zespołu zmiennych diagnostycznych, dla obu kategorii wielkości miast z osobna. Wyznaczone wartości różnic przeciętnych, pogrupowane za pomocą podziału kwartylowego[18], stanowiły podstawę typowania par jednostek według stopnia wzajemnego podobieństwa (zob. tabele 1 i 2).

Dla miast: Ruda Śląska, Chorzów, Warszawa oraz Lubin, Tczew i Ełk nie określono jednostki wzajemnie wyraźnie podobnej, co świadczy o ich odmienności od jednostek pozostałych pod względem badanego zespołu zmiennych diagnostycznych[19].

Tabela 1

Klasyfikacja miast dużych według stopnia wzajemnego podobieństwa*

Grupa typologiczna	Miasta o największym wzajemnym podobieństwie	Różnica przeciętna
1	2	3
I	Toruń – Lublin	0,030
	Włocławek – Legnica	0,039
	Płock – Radom	0,045
	Elbląg – Gorzów Wielkopolski	0,050
	Bydgoszcz – Zabrze	0,051
	Bytom – Poznań	0,053
	Gdynia – Gliwice	0,054
	Sosnowiec – Wałbrzych	0,055
	Białystok – Koszalin	0,055

[17] Różnice przeciętne w poziomie danego zjawiska dla każdej pary obiektów badanego zbioru obliczono za pomocą następującej formuły (F. Stokowski: *Regionalizacja demograficzna Polski*. PWN, Warszawa 1977, s. 25-30; F. Stokowski: *Aktualne koncepcje regionalizacji demograficznej Polski i możliwości ich praktycznego wykorzystania*. W: „Biblioteka Wiadomości Statystycznych", tom 45. GUS, PTS, Warszawa 1995, s. 94):

$$\bar{d}_{k,p} = \frac{1}{K}\sum_{j=1}^{n}\left|\frac{x_{k,j} - x_{p,j}}{\bar{x}_j}\right|$$

[18] Z wartości różnic przeciętnych wyznaczone zostały kwartyle. W obu klasyfikacjach, ze względu na znaczny obszar zmienności pomiędzy $d_{i\min}$ i Q_1, przedział ten w oparciu o medianę m^* został podzielony na dwie części. W ten sposób określono trzy klasy podobieństwa jednostek: I $d_i \leq m^*$ (bardzo duże), II $m^* < d_i \leq Q_1$ (znaczne), III $Q_1 < d_i \leq Me$ (umiarkowane). Przyjęto, że jednostki o wartościach różnic przeciętnych powyżej Me cechuje niskie wzajemne podobieństwo. Zob. F. Stokowski: *Aktualne koncepcje*..., op. cit., s. 29.

[19] Wynik ten w pewnym stopniu znajduje potwierdzenie w rankingu miast pod względem wartości miernika Hellwiga (według II wariantu klasyfikacji), w którym wspomniane jednostki (z wyjątkiem Rudy Śląskiej) znalazły się w IV grupie typologicznej, czyli cechują się znacznym stopniem odmienności od średniej krajowej dla miast ogółem.

cd. tabeli 1

1	2	3
	Kielce – Tarnów	0,058
	Kalisz – Częstochowa	0,059
	Kraków – Wrocław	0,064
	Rzeszów – Zielona Góra	0,074
	Rybnik – Tychy	0,081
	Gdańsk – Szczecin	0,086
II	Bielsko-Biała – Dąbrowa Górnicza	0,093
	Olsztyn – Opole	0,103
III	Łódź – Katowice	0,137

* Q_1 = 0,075, Me = 0,108, Q_3 = 148. Grupy: I $d_i \leq 0{,}088$; II $0{,}088 < d_i \leq 0{,}114$; III $0{,}114 < d_i \leq 0{,}156$.
Źródło: Ibid.

Tabela 2

Klasyfikacja miast średnich według stopnia wzajemnego podobieństwa*

Grupa typologiczna	Miasta o największym wzajemnym podobieństwie	Różnica przeciętna
I	Głogów – Ostrołęka	0,028
	Świętochłowice – Tomaszów Maz.	0,032
	Jaworzno – Tarnowskie Góry	0,037
	Łomża – Nowy Sącz	0,038
	Siedlce – Biała Podlaska	0,041
	Siemianowice Śl. – Piekary Śląskie	0,041
	Gniezno – Piła	0,043
	Grudziądz – Piotrków Trybunalski	0,043
	Przemyśl – Słupsk	0,044
	Pabianice – Jelenia Góra	0,044
	Zawiercie – Inowrocław	0,051
	Ostrów Świętokrzyski – Świdnica	0,054
	Chełm – Stargard Szczeciński	0,056
	Konin – Zamość	0,061
	Legionowo – Pruszków	0,072
	Będzin – Zgierz	0,079
	Jastrzębie Zdrój – Stalowa Wola	0,081
	Leszno – Mysłowice	0,089
II	Bełchatów – Żory	0,101
	Mielec – Suwałki	0,116
III	Kędzierzyn Koźle – Starachowice	0,126
	Ostrów Wielkopolski – Racibórz	0,139

* Q_1 = 0,119, Me = 0,165, Q_3 = 233. Grupy: I $d_i \leq 0{,}094$; II $0{,}094 < d_i \leq 0{,}119$; III $0{,}119 < d_i \leq 0{,}165$.
Źródło: Ibid.

Podsumowanie i wnioski końcowe

Na przestrzeni lat 2002-2010 zmianie uległa struktura według wieku ludności, zarówno w miastach średnich, jak i dużych. Zmiany te miały dwojaki charakter, a ich konsekwencją był z jednej strony wzrost liczby urodzeń, z drugiej zaś postęp procesu starzenia się populacji.

Miasta duże charakteryzują się większym stopniem zaawansowania starości demograficznej niż miasta średnie. Z faktem tym współwystępuje względnie niższy poziom dzietności ogólnej oraz wyższy poziom umieralności. Ponadto miasta średnie cechuje większa częstość zawierania małżeństw. Na istnienie mniej korzystnej sytuacji demograficznej w miastach dużych wskazuje zarówno analiza jedno-, jak i wielowymiarowa.

Wśród przyczyn zróżnicowania sytuacji demograficznej miast należy wymienić m.in. procesy suburbanizacyjne (obserwowane zwłaszcza w jednostkach dużych), a także profil gospodarczy i związany z nim rynek pracy oraz pełnione przez miasta funkcje (obecnie i w przeszłości).

DEMOGRAPHIC CHANGES IN MEDIUM AND BIG CITIES IN POLAND – SIMILARITIES, DIFFERENCES AND CLASSIFICATION

Summary

The paper presents the descriptive and multivariate comparative analysis of medium and big cities of Poland from the point of view of demographic changes, which consist of vital statistics and migration of population.

Marcin Łuszczyk

GLOBALIZACYJNE I DEMOGRAFICZNE ZAGROŻENIA ROZWOJU SPOŁECZNO--GOSPODARCZEGO – IMPLIKACJE DLA POLSKI

Wprowadzenie

Równoważenie rozwoju społeczno-gospodarczego staje się coraz częściej przedmiotem ożywionych dyskusji i analiz. Zainteresowanie problemem wynika przede wszystkim z trudności w realizacji dalszego, ilościowego wzrostu gospodarczego będącego konsekwencją wyczerpywania się zasobów przyrodniczych, wysokiego stopnia przekształcenia krajobrazu, emisji zanieczyszczeń oraz niedostatecznego rozwoju infrastruktury transportowej i komunikacyjnej.

Celem opracowania jest analiza współczesnych barier rozwoju społeczno-gospodarczego, w szczególności procesów globalizacyjnych, osłabienia finansów publicznych oraz uwarunkowań demograficznych. Można wręcz przeczytać, że siedzimy na ekologicznej i demograficznej bombie zegarowej[1]. Należy też pamiętać, że XXI wiek to czas globalizacji, która prowadzi do koncentracji kapitału i umiędzynarodowienia gospodarek przy jednoczesnym osłabieniu roli państwa[2]. Okazuje się przy tym, że globalizacja nie chroni światowej gospodarki przed wywołanym lokalnie kryzysem finansowym – recesja zapoczątkowana w Stanach Zjednoczonych w 2007 roku bardzo szybko dotknęła wszystkie światowe gospodarki, w tym także Polskę. Z kolei osłabienie finansów publicznych, wywołane kryzysem finansowym i gospodarczym, oraz niekorzystne zmiany demograficzne stanowią istotną przyczynę spowolnienia procesu odbudowy i stabilizacji polskiej gospodarki.

---

[1] Z. Bauman: *44 listy ze świata płynnej nowoczesności.* Wydawnictwo Literackie, Kraków 2011, s. 142.
[2] D.J. Mierzejewski: *Bezpieczeństwo Europy ery globalizacji*. Wydawnictwo PWSZ w Pile, Piła 2007, s. 29.

1. Uwarunkowania współczesnego rozwoju społeczno--gospodarczego

We współczesnym świecie równoważenie rozwoju społeczno-gospodarczego, pomimo podejmowanych działań, nie przynosi spodziewanych rezultatów. Po pierwsze, ekologiczne ograniczenia wzrostu są trudnymi do eliminacji czynnikami osłabiającymi koniunkturę gospodarczą. Sytuacji w tym zakresie nie poprawia notowany wzrost efektywności wykorzystania zasobów. Jest on bowiem ciągle niższy niż globalny wzrost produkcji. Po drugie, dochodzenie do zrównoważonego gospodarowania zasobami przyrodniczymi zakłócają czynniki demograficzne, występujące zarówno w krajach wysoko rozwiniętych – spadek przyrostu naturalnego i związany z nim proces starzenia się społeczeństw, jak i w krajach rozwijających się – dynamiczny wzrost liczby ludności.

Przykładem niekorzystnych zmian demograficznych jest Polska, gdzie od 2005 roku obserwuje się wprawdzie wzrost liczby urodzeń – od 364,4 tys. do 417,6 tys. w 2009 roku, ale nie oznacza to tzw. boomu urodzeniowego[3]. Wzrost liczby urodzeń jest konsekwencją wyżu demograficznego z początku lat 80. XX wieku. Należy przy tym podkreślić, że liczba urodzeń jest w dalszym ciągu znacząco niższa niż rejestrowana podczas ostatniego wyżu demograficznego, kiedy to na przykład w 1983 roku urodziło się 724 tys. dzieci. Tak niska liczba urodzeń nie gwarantuje zastępowalności pokoleń[4]. W 2009 roku współczynnik dzietności wyniósł 1,4[5] i jest to wynik niższy o około 0,75 od wielkości korzystnej dla stabilnego rozwoju demograficznego[6]. Trudną sytuację demograficzną w Polsce pogłębia dodatkowo trwająca od lat migracja. Należy przecież pamiętać, że zmiany ludnościowe uwarunkowane są nie tylko wielkością przyrostu naturalnego, ale także przemieszczaniem się ludności[7]. Zgodnie z szacunkami GUS pod koniec 2009 roku poza granicami Polski przebywało czasowo 1870 tys. naszych obywateli, z czego największa grupa emigrantów zamieszkiwała w Wielkiej Brytanii (555 tys. osób) oraz w Niemczech (415 tys. osób)[8].

---

[3] *Ludność. Stan i struktura w przekroju terytorialnym. Stan w dniu 30 VI 2010 r.* GUS, Warszawa 2010, s. 116.

[4] Według danych GUS w I kwartale 2011 r. współczynnik przyrostu naturalnego obniżył się do poziomu minus 0,6‰ (por. *Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw*. Kwartalnik GUS 2011, nr 2, s. 26).

[5] Optymalna wartość wskaźnika dzietności kobiet, pozwalająca na prostą zastępowalność pokoleń, oszacowana w ostatniej dekadzie XX wieku wynosiła 2,12 (por. J.Z. Holzer: *Demografia*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2003, s. 254).

[6] *Podstawowe informacje o rozwoju demograficznym Polski w latach 2000-2010*. Notatka informacyjna GUS, Warszawa 2011, s. 4.

[7] M. Czerny: *Globalizacja a rozwój. Wybrane zagadnienia geografii społeczno-gospodarczej świata.* Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005, s. 115.

[8] *Informacja o rozmiarach i kierunkach emigracji z Polski w latach 2004-2009*. GUS, Warszawa 2010, s. 3.

Można się też spodziewać, że sytuacja ulegnie dalszemu pogorszeniu z uwagi na otwarcie od 1 maja 2011 roku rynku pracy w Niemczech, Austrii i Szwajcarii – a należy zaznaczyć, że polski pracownik ceniony jest za granicą za wykazywaną postawę wobec pracy, zaangażowanie, zdyscyplinowanie i otwartość na nowe wyzwania[9]. Utrzymanie takiego stanu może spowodować niekorzystne zróżnicowanie w rozwoju demograficznym, utrudnienia na rynku pracy i wyjątkowo duże obciążenie systemu ubezpieczeń społecznych. Niestety, przypuszczenia znajdują potwierdzenie w długoterminowych prognozach. O ile w 2009 roku osoby w wieku poprodukcyjnym stanowiły w Polsce 16,5% (6311,6 tys. osób)[10] ogółu ludności, to w 2035 roku spodziewany jest wzrost udziału osób w wieku poprodukcyjnym do 26,7% (9621,7 tys. osób)[11].

Warto podkreślić, że w świetle prognoz opracowanych przez Eurostat dla 27 krajów UE Polska wypada niekorzystnie. Liczba ludności krajów unijnych zwiększy się o 4,4% (z 499 mln w 2010 roku do 521 mln w 2035 roku[12]), natomiast ludność Polski zmniejszy się o 5,7% do 35 993,1 tys. osób. Spowoduje to wyraźne starzenie się społeczeństwa polskiego. W 2009 roku mieszkaniec Polski miał przeciętnie 37,7 roku, a według prognoz wiek ten w 2035 roku wyniesie już 47,9 roku[13].

Nie bez znaczenia w kształtowaniu takich relacji na świecie jest stale postępujący proces umiędzynarodowienia gospodarek. Globalizacja jest złożonym, dynamicznym i wieloaspektowym zjawiskiem zauważanym przede wszystkim w wymiarach: ekonomicznym, politycznym, ekologicznym, społecznym i kulturowym[14]. Globalizacja stanowi czynnik intensyfikujący migracje, co ma wpływ na kształtowanie się niekorzystnej struktury demograficznej państw będących źródłem siły roboczej oraz prowadzi do pogłębienia ujemnego salda wymiany międzynarodowej słabszych gospodarek. Globalizacja osłabia przy tym możliwości skutecznego nadzoru nad funkcjonowaniem instytucji finansowych, sprzyja utrzymywaniu się długookresowej nierównowagi oraz wzrostowi ryzyka rozprzestrzeniania się kryzysów finansowych[15]. Globalizacja jest zatem paradoksem, który prowadzi do narastania nierówności społecznych[16], nie chroniąc przed możliwą dekoniunkturą na globalnych rynkach finansowych, dając często złudną nadzieję na poprawę sytuacji gospodarczej[17].

---

[9] K. Górniak: *Prasa lokalna o migracji*. W: *Tu i tam. Migracje z polskich wsi za granicę*. Red. M. Wieruszewska. Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa PAN, Warszawa 2007, s. 75.
[10] *Rocznik Demograficzny*. GUS, Warszawa 2010, s. 142.
[11] *Prognoza ludności na lata 2008-2035*. GUS, Warszawa 2009, s. 191 i 305.
[12] Ibid., s. 189.
[13] Ibid., s. 317.
[14] I. Pietrzyk: *Globalizacja i regionalizacja gospodarki światowej*. W: *Gospodarka światowa w warunkach globalizacji i regionalizacji rynków*. Red. S. Miklaszewski, E. Molendowski. Difin, Warszawa 2009, s. 17.
[15] *Kryzys na rynkach finansowych. Wyzwania stojące przed spółkami*. PricewaterhouseCoopers, Warszawa 2009, s. 5.
[16] Z. Bauman: *Globalizacja*. Państwowy Instytut Wydawniczy, Warszawa 2000, s. 86, za: G. Balls, M. Jenkins: *Too much for them, not enough for us*. „Independent on Sunday", 21.07.1996.
[17] J.E. Stiglitz: *Globalizacja*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006, s. 23.

Przykładem jest kryzys finansowy, który rozpoczął się na amerykańskim rynku nieruchomości w 2007 roku. Globalne powiązania pomiędzy bankami sprawiły, że amerykańskie problemy zachwiały funkcjonowaniem instytucji finansowych na całym świecie[18]. Już w czwartym kwartale 2008 roku w krajach strefy euro PKB spadł średnio o 1,6% w porównaniu z kwartałem poprzednim, a w przypadku wszystkich krajów członkowskich UE o 1,5%. W Japonii spadek PKB był najwyższy spośród wszystkich krajów rozwiniętych – wyniósł on wówczas 3,2%[19].

Konsekwencją globalnego kryzysu finansowego były również zakłócenia funkcjonowania rynku pracy. Bezrobocie wzrosło w najwyższym stopniu w Hiszpanii – od początku kryzysu do lutego 2010 roku aż o 11,0% do 19,0%, w krajach nadbałtyckich: na Łotwie o 16,3% do 21,7%, na Litwie o 11,7% do 15,8%, w Estonii o 11,5% do 15,5%. Pomimo kryzysu niski poziom bezrobocia został utrzymany w Holandii – wzrost o 1,3% do 4,0%, Austrii – o 1,6% do 5,0% i Luksemburgu – o 1,6% do 5,5%. Z kolei najbardziej odporna na zmiany rynku pracy okazała się gospodarka niemiecka. Od początku kryzysu do lutego 2010 roku bezrobocie w Niemczech wzrosło jedynie o 0,5% do poziomu 7,5%. W pozostałych krajach członkowskich UE wzrost bezrobocia na skutek kryzysu kształtował się w granicach 2-4,5%[20].

O skali kryzysu, który dotarł do Europy ze Stanów Zjednoczonych, może świadczyć kwota środków pomocowych zatwierdzonych przez Komisję od początku kryzysu do października 2010 roku. Łączna wartość publicznej pomocy finansowej wyniosła 4588,90 mld[21], z czego 3478,96 mld EUR przeznaczono na realizację ogólnych programów pomocowych, a 1109,94 mld EUR przekazane zostało na wsparcie wybranych instytucji finansowych[22]. Paradoksem jest to, że wielkie korporacje międzynarodowe dysponują nierzadko budżetami większymi niż średniej wielkości państwo[23].

Zaangażowanie środków rządowych w stabilizację europejskich gospodarek nie pozostało bez wpływu na stan finansów publicznych krajów członkowskich. W porównaniu z 2006 rokiem deficyt budżetowy krajów członkowskich UE wzrósł czterokrotnie i wyniósł w 2009 roku 6,8% PKB (6,3%

---

[18] J. Adamiec, P. Russel: *Światowy kryzys gospodarczy a sektor przedsiębiorstw i gospodarstw domowych w Polsce*. W: *Kryzys finansowy. Wybrane zagadnienia*. Wydawnictwo Sejmowe, Warszawa 2009, s. 8.

[19] Ibid., s. 10.

[20] H. Kiiver, R. Hijman: *Impact of the crisis on unemployment so far less pronounced in the EU than in the US*. Eurostat, „Statistics in Focus" 2010, nr 20, s. 6.

[21] Do końca 2009 roku wskaźnik wykorzystania zatwierdzonych przez Komisję środków pomocowych wyniósł: 65% dla środków przeznaczonych na gwarancje, 62% środków służących dokapitalizowaniu, 67% na interwencje na rzecz utrzymania płynności oraz 32% w przypadku aktywów o obniżonej jakości.

[22] *Commission staff working document. Facts and Figures on State Aid in the Member States Accompanying the Report from the Commission State Aid Scoreboard* – Autumn 2010 Update – SEC(2010) 1462 final. European Commission, Brussels, COM(2010) 701 final, s. 10.

[23] W. Misiak: *Globalizacja, więcej niż podręcznik, społeczeństwo – kultura – polityka*. Difin, Warszawa 2007, s. 39.

w strefie euro). Podobnie niekorzystnie zmieniał się dług sektora finansów publicznych w krajach UE. Parametr ten wzrósł z 61,7% PKB (69,0% w strefie euro) w 2006 roku[24] do 73,6 % (78,7% w strefie euro), przy czym prognozowany jest dalszy wzrost zadłużenia w 2011 roku do około 84% PKB w krajach UE oraz do 88% PKB w strefie euro[25].

Konsekwencją postępującej globalizacji jest również nierównomierny rozwój wymiany towarowej. Z reguły słabiej rozwinięte gospodarki nie są w stanie skutecznie konkurować na światowych rynkach i importują więcej niż mogą zaoferować swoim partnerom handlowym. Utrzymująca się w długim okresie niekorzystna tendencja ma negatywny wpływ na bilans płatniczy i prowadzi do wzrostu zadłużenia państwa. Polska jest przykładem kraju, który od lat odnotowuje ujemne saldo wymiany międzynarodowej. W 2008 roku odnotowano aż 38,6 mld USD nadwyżki importu nad eksportem, a wartość eksportu w tym roku wyniosła 171,9 mld USD[26].

Jedną z głównych przyczyn deficytu w handlu zagranicznym jest stosunkowo niska konkurencyjność cenowa polskich produktów – wynikająca z szybko rosnących kosztów pracy w Polsce oraz niewielkiego udziału dóbr wysokiej techniki w eksporcie ogółem, który w 2007 roku wyniósł jedyne 3,0%. Dla przykładu w Niemczech było to 13,0%, a w ujęciu nominalnym – ponad 40 razy więcej niż w Polsce[27]!

2. Sytuacja polskiej gospodarki w warunkach osłabienia światowej koniunktury gospodarczej

Wśród przyczyn istniejącego stanu wymienić należy niewystarczające nakłady na badania i rozwój, które należą do jednych z najniższych w Europie. Udział nakładów na B+R w odniesieniu do PKB w Polsce wyniósł w 2009 roku 0,61%, a w całej UE 1,90% PKB[28]. Ponadto zaangażowanie środków z budżetu państwa w finansowaniu prac naukowo-badawczych w Polsce w 2008 roku wyniosło 56,1% ogółu nakładów, a sektora prywatnego tylko 26,6%[29], podczas gdy w wysoko rozwiniętych krajach Europy przeważa kapitał prywatny. Nie bez znaczenia jest również fakt, że w polskim systemie wspierania nauki środki finansowe kierowane są z reguły bezpośrednio na badania podstawowe, zaś w krajach wysoko rozwiniętych główny nacisk położony jest na stymulowanie innowacyjności i konkurencyjności gospodarki.

---

[24] *Polska w Unii Europejskiej 2007*. GUS, Warszawa 2007, s. 12.
[25] *Commission*..., op cit., s. 42.
[26] *Rocznik statystyczny handlu zagranicznego*. GUS, Warszawa 2010, s. 37.
[27] *Science, technology and innovation in Europe. 2010 Edition. Eurostat Statistical Yearbook.* Publications Office of the European Union, Luxembourg 2010, s. 228.
[28] *Polska w Unii Europejskiej 2010*. GUS, Warszawa 2010, s. 3.
[29] *Mały rocznik statystyczny Polski 2010*. GUS, Warszawa 2010, s. 290.

Ograniczenia w finansowaniu nauki oraz niewystarczający stopień wykorzystania kapitału intelektualnego, w warunkach ograniczonej dostępności zasobów przyrodniczych, stanowią istotne przyczyny utrzymującego się już siedem lat po akcesji Polski do UE niskiego dochodu na mieszkańca. Kształtował się on bowiem w 2008 roku na poziomie 9500 EUR *per capita* PPS. W Niemczech wskaźnik ten w 2008 roku wyniósł 30 400 EUR, natomiast średnia wspólnotowa to 25 100 EUR[30].

Zmianie sytuacji nie sprzyja także osłabienie finansów publicznych, które jest szczególnie widoczne w czasie globalnego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Kryzys finansowy wymusza często kosztowne interwencje państwa na rynku, które skutkują wzrostem deficytu oraz długu sektora finansów publicznych. Pomimo pojawiających się opinii, że Polska jako jeden z nielicznych krajów UE może uniknąć nadmiernych kosztów spowolnienia gospodarczego oraz znaczącego spadku PKB, a nawet zanotować w tym czasie niewielki wzrost[31] – wskaźniki makroekonomiczne kreślą odmienny obraz stanu polskiej gospodarki.

Jeszcze przed wybuchem kryzysu finansowego na świecie, w 2007 roku realne tempo wzrostu PKB w Polsce wyniosło 6,6% przy inflacji na poziomie 2,5%, to jest spełniającej kryteria konwergencji. Wyjątkowo korzystnie kształtowały się wówczas wskaźniki deficytu budżetowego. Wyniósł on 16,0 mld PLN, co stanowiło jedynie 53,3% kwoty założonej w ustawie budżetowej. Deficyt sektora instytucji rządowych i samorządowych wyniósł 23,7 mld PLN, co odpowiadało 2,0% PKB – również i w tym przypadku Polska spełniała kryteria zbieżności. Podobne, pozytywne relacje obserwowane były w odniesieniu do długu publicznego. Nominalnie wzrósł on o 22,4 mld PLN, do poziomu 527,6 mld PLN. W ujęciu do PKB dług publiczny w 2007 roku ukształtował się na poziomie 45,2%, co oznaczało spadek o 2,4% w porównaniu z wynikiem z 2006 roku. Ponadto na koniec 2007 roku Polska wypełniała także kryteria konwergencji w zakresie długoterminowej nominalnej stopy procentowej[32], natomiast z uwagi na brak pełnego uczestnictwa w systemie ERM II Polska nie spełniała kryterium walutowego.

Kolejne lata przyniosły wprawdzie pozytywne w porównaniu z innymi krajami wysoko rozwiniętymi wyniki makroekonomiczne: PKB w 2008 roku wzrósł realnie o 4,9%, a w 2009 roku o 1,8%, i były to jedne z najlepszych wyników wśród krajów członkowskich Wspólnoty. Jednak koszt utrzymania wzrostu gospodarczego zarówno dla gospodarstw domowych, rynków kapitałowych, jak i budżetu państwa jest ogromny. Od początku kryzysu finansowego

[30] *Europe in figures. Eurostat yearbook 2010*. Publications Office of the European Union, Luxembourg 2010, s. 97.
[31] *Kryzys*..., op. cit., s. 5.
[32] *Dług publiczny. Raport roczny 2007*. Ministerstwo Finansów, Warszawa 2008, s. 5 oraz 62-64.

do 18 lutego 2009 roku kurs PLN/EUR osłabił się o 53%[33] i ustabilizował w 2010 roku i w pierwszej połowie 2011 roku na poziomie około 4 PLN/EUR, co stanowi trwałe obniżenie kursu o niespełna 25% w porównaniu ze stanem z połowy 2008 roku. W warunkach otwartej gospodarki, swobody przypływu kapitałów i praktycznego ujednolicenia cen w UE można postawić hipotezę, że oznacza to 25-procentowy spadek realnej siły nabywczej dochodów gospodarstw domowych[34]. Podwyżka podatku VAT od 2011 roku oraz jej konsekwencje spowodowały dalsze zubożenie społeczeństwa. Dług sektora instytucji rządowych i samorządowych na koniec 2009 roku wyniósł 684,4 mld zł, co stanowiło 50,9% PKB. Zgodnie z Ustawą budżetową deficyt budżetu państwa w 2011 roku nie powinien być wyższy niż 40,2 mld zł, a koszty obsługi zadłużenia krajowego i zagranicznego 38,4 mld zł[35].

Podsumowanie

Dotychczasowe wysiłki ograniczenia skutków światowego kryzysu finansowego nie przynoszą oczekiwanych rezultatów. Jak wskazują przykłady krajów wysoko rozwiniętych, skutecznym sposobem ożywienia gospodarczego mogą być inwestycje w B+R. Dlatego też, pomimo wyraźnego osłabienia finansów publicznych, należy konsekwentnie dążyć do zreformowania polskiej gospodarki, bowiem w średniookresowej perspektywie wystąpią dalsze niekorzystne zjawiska demograficzne i ekonomiczne przy stale kurczących się zasobach przyrodniczych. Wpływ wymienionych czynników na gospodarkę będzie dodatkowo spotęgowany postępującą wciąż globalizacją, która powoduje wzrost niepewności i ryzyko destabilizacji rynków finansowych.

GLOBALIZATIONAL AND DEMOGRAPHIC THREATS OF THE SOCIAL-ECONOMIC DEVELOPMENT – IMPLICATIONS FOR POLAND

Summary

The article presents contemporary barriers of the social-economic development, in particular the impact of globalisation, of demographic conditioning and weakening of the public finance. According to the author, in conditions of the financial and economic crisis the effective way of the growth in the economy in Poland can be wider using the intellectual capital. However,

[33] Średni kurs NBP PLN/EUR w dniu 31.07.2008 r. wyniósł 3,3026 (Tabela nr 149/A/NBP/2008), a 18.02.2009 roku 4,8999 (Tabela nr 34/A/NBP/2009).

[34] W połowie września 2011 r. kurs polskiej waluty osłabił się jeszcze bardziej i wyniósł w dniu 15.09.2011 r. 4,3871 PLN/EUR (por. Tabela kursów nr 179/A/NBP/2011).

[35] Art. 1, ust. 3 Ustawy budżetowej na 2011 rok z dnia 20 stycznia 2011 r. (Dz.U. 2011, nr 29, poz. 150).

this process requires the meaningful financial outlays and institutional changes. Moreover, in spite of weakening by the crisis of finances, one should consistently aspire for reforming the Polish economy, as in the mid-term perspective, further disadvantageous demographic and economic phenomena as well as an increase in the uncertainty and a risk of the destabilization of financial markets may appear.

Katarzyna Warzecha

PORÓWNANIE POZIOMU ŻYCIA LUDNOŚCI W WYBRANYCH MIASTACH WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO

Wprowadzenie

Głównym celem badań jest porównanie poziomu życia ludności wybranych miast województwa śląskiego, wskazanie cech najbardziej różnicujących badaną zbiorowość oraz wyodrębnienie grup miast charakteryzujących się zbliżonym poziomem życia ich mieszkańców.

Badaniu poddane zostały miasta województwa śląskiego liczące powyżej 100 tys. mieszkańców. Obecnie na terenie województwa jest 12 takich miast – są to: Bielsko-Biała, Bytom, Częstochowa, Chorzów, Dąbrowa Górnicza, Gliwice, Katowice, Ruda Śląska, Rybnik, Sosnowiec, Tychy, Zabrze. Analiza porównawcza badanych obiektów została przeprowadzona z wykorzystaniem metod taksonomicznych. Okresem badawczym były lata 2002 i 2009.

1. Poziom życia – definicja

W bogatej literaturze przedmiotu pojęcie „poziom życia'' nie jest jednoznacznie zdefiniowane i nie podano jednej, ogólnie przyjętej definicji[1]. Poziom życia oznacza stopień zaspokojenia potrzeb ludzkich, wynikający z konsumpcji dóbr materialnych i usług oraz z wykorzystania walorów środowiska naturalnego i społecznego[2]. Luszniewicz wyróżnił siedem podstawowych rodzajów potrzeb: wyżywienie, mieszkanie, ochronę zdrowia, wykształcenie, rekreację, zabezpieczenie społeczne i zagospodarowanie materialne[3].

---

[1] Więcej na temat poziomu życia czytelnik może znaleźć w: U. Grzega: *Poziom życia ludności w Polsce i krajach ościennych.* AE, Katowice 2008; K. Warzecha: *Poziom życia ludności Polski i pozostałych krajów Unii Europejskiej – analiza taksonomiczna*. W: *Gospodarka polska po 20 latach transformacji: osiągnięcia, problemy i wyzwania*. Red. S. Pongsy-Kania. Instytut Wiedzy i Innowacji, Warszawa 2009; J. Berbeka: *Poziom życia ludności a wzrost gospodarczy w krajach Unii Europejskiej*. AE, Kraków 2006; A. Luszniewicz: *Statystyka poziomu życia ludności*. PWE, Warszawa 1972.

[2] Cz. Bywalec: *Konsumpcja w teorii i praktyce gospodarowania*. PWN, Warszawa 2007, s. 33; Cz. Bywalec, L. Rudnicki: Podstawy ekonomiki konsumpcji. AE, Kraków 1999, s. 26.

[3] A. Luszniewicz: *Statystyka społeczna: podstawowe problemy i metody*. PWE, Warszawa 1982.

Rozpatrywane zjawisko należy do klasy zjawisk bezpośrednio nieobserwowalnych. O jego poziomie można wnioskować na podstawie analizy zbioru zmiennych diagnostycznych, przedstawiających różne jego aspekty. Spośród wielu metod analizy wielowymiarowej zastosowano dwie: taksonomiczną miarę rozwoju społeczno-gospodarczego Z. Hellwiga oraz metodę J. Czekanowskiego.

Taksonomicza miara rozwoju Z. Hellwiga[4] pozwala uporządkować badane obiekty (miasta) pod względem poziomu życia ich mieszkańców. Wyższa wartość miernika rozwoju oznacza, że badany obiekt znajduje się bliżej wzorca[5]. Syntetyczne mierniki poziomu życia ludności zastępują opis obiektów (miast) przy użyciu zbioru cech diagnostycznych opisanych za pomocą jednej zagregowanej wielkości. Umożliwiają zatem numeryczny opis złożonych zjawisk, których nie można bezpośrednio mierzyć[6].

Graficznym obrazem metody Czekanowskiego jest **diagram Czekanowskiego**[7], który pozwala dokonać podziału obiektów (tu: miast) na grupy charakteryzujące się dużym stopniem wzajemnego podobieństwa[8]. Diagramy Czekanowskiego zbudowano, stosując program komputerowy MaCzek[9]. Uporządkowany diagram Czekanowskiego ujawnia istnienie grup badanych obiektów podobnych do siebie[10]. Otrzymane w ten sposób wyniki nie mają charakteru wartościującego, to znaczy nie mówią, które z grup obiektów są lepsze czy gorsze, informują jedynie o stopniu ich podobieństwa. Dla tak powstałych grup obiektów zastosowano w dalszym badaniu *metodę średnich arytmetycznych*, która pozwala wybrać ze zbioru cech te cechy, które najsilniej wpływały na podział danej zbiorowości na poszczególne klasy. Jednocześnie daje odpowiedź na pytanie, które cechy w wyodrębnionych klasach są dominujące[11].

---

[4] Opis miary rozwoju Hellwiga czytelnik może znaleźć w: *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym.* Red. A. Zeliaś. AE, Kraków 2000; *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych.* Red. A. Zeliaś. PWN, Warszawa 1989; U. Grzega: Op. cit.; K. Warzecha: Op. cit.

[5] Wzorcem rozwoju jest abstrakcyjny punkt o współrzędnych zestandaryzowanych, współrzędnymi tego punktu są najkorzystniejsze wartości zmiennych diagnostycznych.

[6] J. Berbeka: *Poziom życia ludności a wzrost gospodarczy w krajach Unii Europejskiej.* AE, Kraków 2006, s. 45.

[7] Diagram Czekanowskiego jest najstarszą metodą taksonomiczną opublikowaną po raz pierwszy w 1909 r. przez polskiego antropologa Jana Czekanowskiego. Więcej na temat metody Czekanowskiego czytelnik może znaleźć w pracach: W. Pluta: *Wielowymiarowa analiza porównawcza w modelowaniu ekonometrycznym*. PWN, Warszawa 1986; J. Pociecha, B. Podolec, A. Sokołowski, K. Zając: *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*. PWN, Warszawa 1988; R. Wolny: *Metody ilościowe w badaniach rynku.* AE, Katowice 2009; K. Heffner, P. Gibas: *Analiza ekonomiczno-przestrzenna*. AE, Katowice 2007.

[8] Opis metody znajduje się w: K. Heffner, P. Gibas: Op. cit., s. 55-65.

[9] Program dostępny pod adresem internetowym: http://www.eskimo73.republika.pl/maczek.html

[10] W przypadku grup częściowo pokrywających się wyboru odpowiedniego sposobu podziału wyróżnionych miast dokonano, kierując się kryterium najkrótszej przeciętnej odległości euklidesowej niejednoznacznie określonego miasta od innych miast.

[11] Opis metody znajduje się w: K. Heffner, P. Gibas: Op. cit., s.73.

Obliczone współczynniki (będące ilorazem poszczególnych średnich grupowych przez odpowiednie średnie ogólne), jeżeli są większe od 1, świadczą o dominacji określonej cechy w danej grupie; mniejsze od 1 świadczą o niedoborze określonej cechy w danej grupie.

2. Wyniki badania

W analizie badania poziomu życia ludności znaczący wpływ na rezultaty badania ma odpowiedni dobór cech diagnostycznych charakteryzujących opisywane zjawisko[12]. Poziom życia ludności scharakteryzowano za pomocą mierników określających różne dziedziny życia społecznego i gospodarczego. Tabela 1 przedstawia zbiór 22 zmiennych objaśniających[13] poziom życia ludności dużych miast województwa śląskiego, który został podzielony na 6 grup[14]. W dalszej kolejności badania dokonano podziału zbioru zmiennych diagnostycznych na stymulanty i destymulanty (tabela 1). Do zbioru destymulant zaliczono zmienne o symbolach: X_1, X_2, X_5, X_6, X_7, X_{12}, X_{15}, X_{18}, X_{19}[15]. Pozostałe zmienne to stymulanty. Występujące w badaniu zmienne diagnostyczne wyrażone są w różnych jednostkach miary, a zatem nie mogą bezpośrednio podlegać agregacji. Należy poddać te cechy procesowi normalizacji[16]. Dysponując znormalizowanymi wartościami zmiennych, obliczono taksonomiczną miarę rozwoju Hellwiga, często nazywaną miarą rozwoju gospodarczego. Syntetyczna taksonomiczna miara rozwoju bazuje na odległości euklidesowej i jest unormowana, to znaczy przyjmuje wartości z przedziału [0,1]. Im wartości miary mniej różnią się od jeden, tym dany obiekt jest bardziej rozwinięty ze względu na poziom wielocechowego zjawiska, czyli bardziej zbliżony do obiektu wzorcowego.

Dane zawarte w tabeli 2 przedstawiają uporządkowanie miast ze względu na poziom życia ich ludności mierzony za pomocą wartości taksonomicznej miary rozwoju Z. Hellwiga (z_i) w latach 2002 i 2009.

---

[12] Dobrze dobrane zmienne diagnostyczne powinny: pełnić istotną rolę w opisie analizowanego zjawiska; być kompletne i dostępne; być ujęte w skalach: przedziałowej lub ilorazowej; być słabo skorelowane ze sobą, by uniknąć powielania informacji oraz cechować się wysokim stopniem zmienności. Zob.: Ibid., s. 14.

[13] Wybrane zmienne spełniają określone kryteria formalne i merytoryczne, są ważne z punktu widzenia prowadzonych badań, są słabo skorelowane między sobą oraz cechują się odpowiednio wysoką zmiennością.

[14] W definicji poziomu życia Luszniewicza jest wyróżnionych 7 grup potrzeb. Ze względu na brak danych w GUS na poziomie miast nie wyodrębniono grupy „wyżywienie".

[15] Destymulanty zostały zamienione na stymulanty według formuły: $D \rightarrow S = x_{max} - x_i$.

[16] Wszystkie zmienne zestandaryzowano według wzoru: $z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S}$ gdzie: $\bar{x}$ – średnia arytmetyczna zmiennej x_i; S – odchylenie standardowe zmiennej x_i.

Tabela 1

Zmienne diagnostyczne określające poziom życia ludności dużych miast województwa śląskiego w podziale na grupy

Nazwa grupy	Symbol zmiennej	Nazwa zmiennej	Średnia		Współczynnik zmienności w %	
			2002	2009	2002	2009
1	2	3	4	5	6	7
WARUNKI EKONOMICZNE	X1	Liczba bezrobotnych na 1000 pracujących (D)	280,5	135,2	31,5	48,1
	X2	Stopa bezrobocia rejestrowanego w % (D)	17,4	9,2	29,6	40,9
	X3	Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (w PLN) S	2373,7	3261,2	14,71	13,9
ŚRODOWISKO	X4	Ścieki oczyszczone w % wymagających oczyszczenia (S)	90,7	92,5	11,2	10,5
	X5	Emisja zanieczyszczeń gazowych w t/km^2 (D)	12 778,2	13 370,3	113,1	115,9
	X6	Emisja zanieczyszczeń pyłowych w t/km^2 (D)	12,4	4,3	82,1	80,3
	X7	Odpady wytworzone w ciągu roku na 1 km^2 (D)	39,5	9982,3	11,7	78,7
WARUNKI MIESZKANIOWE	X8	Zużycie wody w gospodarstwach domowych na 1 mieszańca w m^3 (S)	110,9	33,3	27,3	11,7
	X9	Zużycie gazu w gospodarstwach domowych na 1 mieszkańca w m^3 (S)	13 505,1	110,9	96,1	32,8
	X10	Mieszkania oddane do użytku na 1000 ludności (S)	1,1	2,0	93,1	58,6
	X11	Przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania w m^2 (S)	57,5	58,9	8,4	9,6
OCHRONA ZDROWIA	X12	Liczba ludności na 1 lekarza (D)	321,6	186,3	27,3	28,7
	X13	Liczba ludności na 1 aptekę (S)	4213,5	4069,4	24,5	24,8
	X14	Łóżka w szpitalach ogólnych na 10 tys. ludności (S)	68,5	68,3	32,9	32,3
	X15	Liczba zgonów niemowląt na 1000 urodzeń żywych (D)	10,2	7,1	31,1	33,6

cd. tabeli 1

1	2	3	4	5	6	7
INFRASTRUKTURA KULTURALNA I EDUKACYJNA	X16	Liczba czytelników na 1000 ludności (S)	240,0	193,8	24,3	32,9
	X17	Liczba ludności na 1 miejsce w kinach stałych (S)	244,3	111,6	69,6	80,5
	X18	Liczba uczniów szkół podstawowych przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu (D)	81,9	18,2	43,2	21,2
	X19	Liczba uczniów gimnazjum przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu (D)	33,0	14,6	23,9	17,4
	X20	Liczba uczniów liceów ogólnokształcących na 1000 ludności (S)	7,2	18,5	32,2	35,8
TRANSPORT	X21	Liczba samochodów osobowych na 1000 ludności (S)	276,7	402,0	11,7	11,8
	X22	Drogi publiczne powiatowe o twardej nawierzchni (na 100 km^2 powierzchni) w km (S)	177,5	182,7	29,3	34,5

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Analiza wyników zawartych w tabeli 2 i na rys. 1 wskazuje, że w latach 2002 i 2009 wystąpiły znaczne zmiany w uporządkowaniu badanych miast. Jednak we wszystkich badanych latach w czołówce miast, których poziom życia ludności wykazywał najmniejsze odchylenie od wzorca rozwoju, były miasta: Bielsko-Biała, Katowice, Częstochowa, Tychy i Gliwice. W badanych latach nie zmieniała się kolejność wymienionych miast. Warto jednak zauważyć, iż wartość miary Hellwiga w 2009 roku w porównaniu z 2002 rokiem dla podanych miast zmniejszyła się (z wyjątkiem Bielska-Białej – tutaj nastąpił wzrost). Najgorsza sytuacja pod względem poziomu życia ludności w badanych latach panowała w Rudzie Śląskim (ostatnia pozycja – 12). W 2009 roku w porównaniu do 2002 zdecydowany wzrost wartości miary Hellwiga wystąpił dla miasta Chorzów (zmiana z pozycji 9 na pozycję 6), a zdecydowany spadek obserwuje się dla miasta Bytom (spadek z pozycji 8 na 11).

Tabela 2

Taksonomiczna miara rozwoju w latach 2002 i 2009

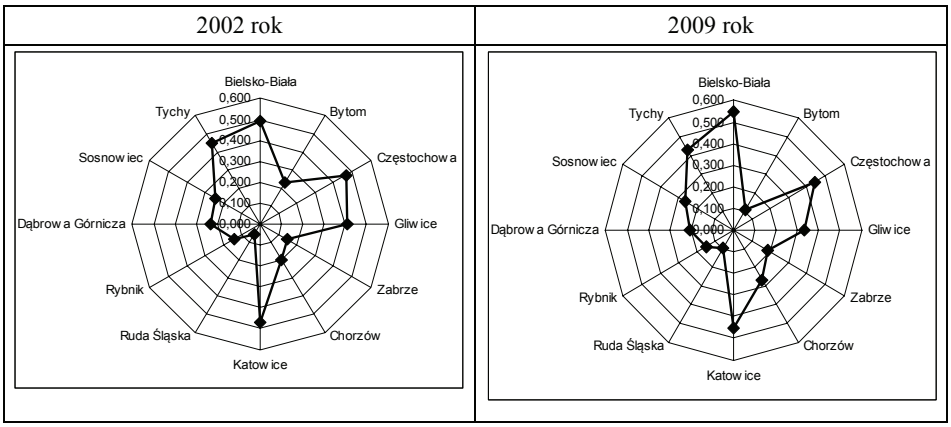
	Nazwa miasta	2002	Nazwa miasta	2009
		Z_i		Z_i
1	2	3	4	5
1	Bielsko-Biała	0,490	Bielsko-Biała	0,547

cd. tabeli 2

1	2	3	4	5
2	Katowice	0,467	Katowice	0,454
3	Częstochowa	0,462	Częstochowa	0,439
4	Tychy	0,444	Tychy	0,425
5	Gliwice	0,408	Gliwice	0,331
6	Sosnowiec	0,245	Chorzów	0,264
7	Dąbrowa Górnicza	0,231	Sosnowiec	0,259
8	Bytom	0,226	Dąbrowa Górnicza	0,204
9	Chorzów	0,199	Zabrze	0,182
10	Zabrze	0,142	Rybnik	0,148
11	Rybnik	0,137	Bytom	0,107
12	Ruda Śląska	0,056	Ruda Śląska	0,093

Źródło: Ibid.

Na podstawie danych zawartych w tabeli 3 widać, że rozkład wartości współczynnika z_i charakteryzuje się asymetrią prawostronną (nieznacznie silniejszą w 2009 roku niż w 2002 roku). W badanym okresie przeważały zatem niższe niż średnia wartości współczynnika z_i, co oznacza, że przeważająca liczba badanych miast charakteryzowała się poziomem życia ludności niższym od przeciętnego. W 2009 roku w porównaniu do 2002 roku zakres zmienności wartości zmiennej syntetycznej (rozstęp, odchylenie standardowe) zwiększył się, co wskazuje, że zwiększyło się zróżnicowanie poziomu życia ludności badanych miast.



Rys. 1. Odległość badanych miast od wzorca według metody Hellwiga w latach 2002 i 2009

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 2.

Tabela 3

Charakterystyki zmiennych syntetycznych opisujących poziom życia ludności badanych miast w latach 2002 i 2009

Charakterystyki opisowe	2002	2009	Charakterystyki opisowe	2002	2009
Średnia	0,292	0,288	Maksimum	0,490	0,547
Mediana	0,238	0,261	Rozstęp	0,434	0,454
Kwartyl pierwszy	0,185	0,174	Odchylenie standardowe	0,146	0,154
Kwartyl trzeci	0,449	0,429	Współczynnik zmienności	0,500	0,535
Minimum	0,056	0,093	Asymetria	0,033	0,291

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Analizując uporządkowany diagram Czekanowskiego dla roku 2002 (rys. 2), można badane pod względem poziomu życia ludności miasta podzielić na dwie grupy: (Bielsko-Biała, Częstochowa, Gliwice, Tychy); (Dąbrowa Górnicza, Zabrze, Bytom). Pozostałe z badanych miast, to jest: Chorzów, Sosnowiec, Ruda Śląska, Rybnik i Katowice nie wykazują wystarczająco bliskiego podobieństwa z innymi miastami.

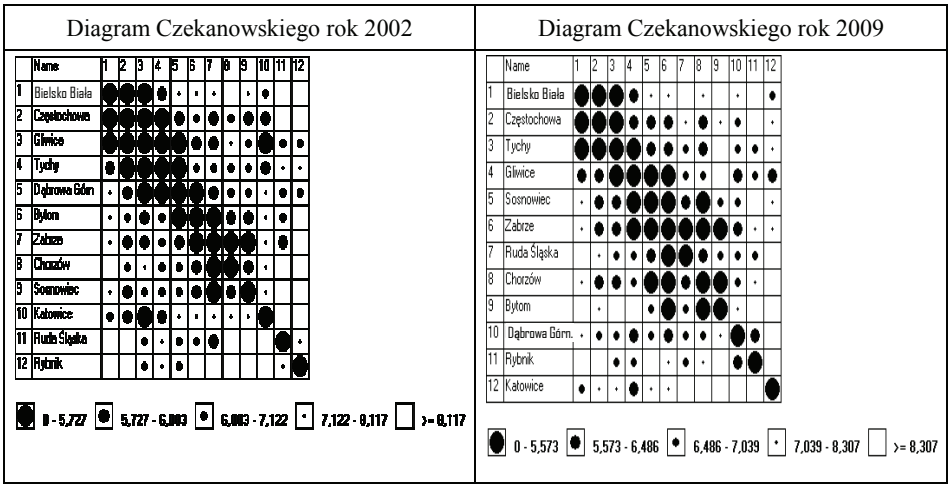
Na podstawie macierzy odległości[17] można powiedzieć, że najmniejsze różnice pod względem wartości branych pod uwagę współczynników opisujących poziom życia ludności miast w 2002 roku dzielą Częstochowę i Bielsko-Białą, a największe – Sosnowiec i Rybnik.

Analizując uporządkowany diagram Czekanowskiego dla roku 2009 (rys. 2), można badane pod względem poziomu życia ludności miasta podzielić na trzy grupy: (Bielsko-Biała, Częstochowa, Tychy); (Gliwice, Sosnowiec, Zabrze); (Chorzów, Bytom). Pozostałe z badanych miast, to jest: Dąbrowa Górnicza, Ruda Śląska, Rybnik i Katowice nie wykazują wystarczająco bliskiego podobieństwa z innymi miastami.

Na podstawie danych zawartych w tabeli 4 można stwierdzić, że zdecydowanie lepsza sytuacja pod względem badanych cech panowała w pierwszej grupie wyróżnionych miast (Bielsko-Biała, Częstochowa, Gliwice, Tychy). I tak znacznie wyższa niż średnia dla 12 miast jest wartość współczynników: mieszkania oddane do użytku na 1000 ludności, liczba uczniów liceów ogólnokształcących na 1000 ludności, przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto. Natomiast znacznie poniżej średniej dla 12 miast (co świadczy o korzystnej sytuacji tych obiektów) są współczynniki opisujące środowisko (emisja

[17] Ze względu na ograniczoną objętość opracowania nie zamieszczono macierzy odległości dla 2002 i 2009 roku.

zanieczyszczeń pyłowych i gazowych, odpady wytworzone). W drugiej z wyróżnionych grup miast (do której należą: Dąbrowa Górnicza, Zabrze, Bytom) znacznie powyżej średniej dla 12 miast są: emisja zanieczyszczeń pyłowych i gazowych, liczba ludności na 1 lekarza i na 1 aptekę, liczba bezrobotnych na 1000 pracujących i stopa bezrobocia. Natomiast znacznie poniżej średniej dla 12 miast kształtują się współczynniki: liczba samochodów osobowych na 1000 ludności, mieszkania oddane do użytku na 1000 ludności.



Rys. 2. Uporządkowany diagram Czekanowskiego w latach 2002 i 2009

Na podstawie macierzy odległości można powiedzieć, że najmniejsze różnice pod względem wartości branych pod uwagę współczynników opisujących poziom życia ludności miast w 2009 roku dzielą Bielsko-Białą i Częstochowę, a największe – Katowice i Bytom.

Na podstawie danych zawartych w tabeli 5 można stwierdzić, że zdecydowanie najlepsza sytuacja pod względem badanych cech panowała w pierwszej grupie wyróżnionych miast (Bielsko-Biała, Częstochowa Tychy). I tak znacznie wyższa niż średnia dla 12 miast jest wartość współczynników zmiennych: X_{10}, X_{16}, X_{20}. Natomiast znacznie poniżej średniej dla 12 miast (co świadczy o korzystnej sytuacji tych obiektów) są: współczynnik X_{15} oraz współczynniki opisujące środowisko (X_5, X_6, X_7). W drugiej z wyróżnionych grup miast (Gliwice, Zabrze, Sosnowiec) znacznie powyżej średniej dla 12 miast są współczynniki: X_{15}, X_1, X_2. Natomiast znacznie poniżej średniej dla 12 miast kształtują się współczynniki opisujące środowisko. W trzeciej grupie miast (Bytom, Chorzów) znacznie powyżej średniej dla 12 miast są: X_{15}, X_1, X_2 oraz współczynniki opisujące środowisko X_5 i X_6. Natomiast znacznie poniżej średniej dla 12 miast jest wartość współczynnika: mieszkania oddane do użytku na 1000 ludności (X_{10}).

Tabela 4

Porównanie średnich grupowych ze średnią ogólną w roku 2002

Grupa miast	Iloraz średnich grupowych dla zmiennej o danym numerze										
Bielsko-Biała	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11
Częstochowa	0,93	0,82	1,01	1,03	0,3	0,470	0,28	1,05	1,33	1,97	1,04
Gliwice	X12	X13	X14	X15	X16	X17	X18	X19	X20	X21	X22
Tychy	0,85	0,93	0,92	0,78	1,06	0,91	0,90	0,90	1,28	1,06	0,96
Dąbrowa	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11
Górnicza	1,11	1,28	0,92	1,07	1,24	1,71	0,82	0,97	0,88	0,35	0,94
Zabrze	X12	X13	X14	X15	X16	X17	X18	X19	X20	X21	X22
Bytom	1,18	0,91	1,087	1,06	0,86	1,81	1,02	0,91	0,88	0,89	1,06

Źródło: Ibid.

Tabela 5

Porównanie średnich grupowych ze średnią ogólną w roku 2009

Grupa miast	Iloraz średnich grupowych dla zmiennej o danym numerze										
Bielsko-Biała	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11
Częstochowa	0,73	0,77	0,95	1,08	0,34	0,58	0,23	1,13	1,34	1,66	1,77
Tychy	X12	X13	X14	X15	X16	X17	X18	X19	X20	X21	X22
	0,82	0,85	1,04	0,56	1,16	0,86	0,99	0,81	1,39	1,04	0,96
	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11
Gliwice	1,16	1,16	1,01	0,92	0,26	0,57	0,60	1,00	0,95	0,92	0,96
Zabrze	X12	X13	X14	X15	X16	X17	X18	X19	X20	X21	X22
Sosnowiec	1,02	0,95	0,95	1,40	0,967	0,698	0,83	1,15	0,819	1,009	1,02
	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11
	1,67	1,54	0,89	1,05	1,49	1,10	0,95	0,91	0,90	0,418	0,90
Bytom	X12	X13	X14	X15	X16	X17	X18	X19	X20	X21	X22
Zabrze	0,98	1,05	1,21	1,16	0,56	2,64	1,23	1,02	0,96	0,82	1,32

Źródło: Ibid.

Podsumowanie

Uporządkowanie miast ze względu na poziom życia ich mieszkańców mierzony za pomocą wartości taksonomicznej miary rozwoju Z. Hellwiga (z_i) w latach 2002 i 2009 wskazuje, że w wymienianych latach wystąpiły dysproporcje w poziomie życia ludności badanych miast. Różnice te bardzo często są

wynikiem różnic ekonomicznych, przestrzennych oraz społecznych związanych ze specyfiką poszczególnych obiektów. W badanych latach w czołówce miast, których poziom życia ludności wykazywał najmniejsze odchylenie od wzorca rozwoju były miasta: Bielsko-Biała, Katowice, Częstochowa, Tychy i Gliwice. W latach 2002 i 2009 nie zmieniła się kolejność wymienionych miast. Warto jednak zauważyć, iż wartość miary Hellwiga w 2009 roku w porównaniu z 2002 rokiem dla podanych miast zmniejszyła się (z wyjątkiem Bielska-Białej – tutaj nastąpił wzrost), co świadczy o pogorszeniu się poziomu życia ich mieszkańców. Najmniej korzystna sytuacja pod względem poziomu życia ludności w badanych latach panowała w Rudzie Śląskiej (ostatnia pozycja –12), natomiast najwyższy poziom rozwoju osiągnęło miasto Bielsko-Biała, zbliżając się tym samym najbardziej do wzorca. W 2009 roku w porównaniu do 2002 zdecydowany wzrost wartości miary Hellwiga wystąpił dla miasta Chorzów (zmiana z pozycji 9 na pozycję 6), a zdecydowany spadek dla miasta Bytom (spadek z pozycji 8 na 11). Biorąc pod uwagę poziom życia ludności dużych miast województwa śląskiego w latach 2002 i 2009, najbardziej podobne do siebie były miasta: Bielsko-Biała, Częstochowa i Tychy. Zdecydowanym brakiem podobieństwa do innych miast cechowały się: Katowice, Rybnik i Ruda Śląska.

COMPARISON OF THE STANDARD OF LIVING IN DIFFERENT CITIES OF SILESIA REGION

Summary

The aim of the study is to identify similarities among the cities defined as 100 000+ inhabitants situated in the Silesia Region. Similarities and differences are identified on the basis of the socio-economic situation of the surveyed cities. Similar group of cities separated by using Czekanowski's diagrams and distance matrix (based on Euclidean measure) between the cities analyzed, using "*MaCzek*" software. Research was based on the data from two years: 2002 and 2009.

Rafał Nagaj
Piotr Szkudlarek

POLITYKA PAŃSTWA NA RYNKACH REGULOWANYCH W ASPEKCIE NIWELOWANIA BARIER WYKLUCZENIA SPOŁECZNEGO

Wprowadzenie

Realizacja polityki regulacji na rzecz konkurencji na rynkach, które przez dziesięciolecia funkcjonowały w warunkach monopolu, jest jednym z kluczowych aspektów funkcjonowania Unii Europejskiej (UE). Należą do nich także rynek usług komunikacji elektronicznej[1] i elektroenergetyczny, które odgrywają strategiczną rolę dla rozwoju całej gospodarki.

Na rynkach pierwotnie zmonopolizowanych, takich jak telekomunikacyjny czy energetyczny, państwo poprzez regulację realizuje cztery zasadnicze cele: kreuje konkurencyjność rynku, dba o powszechną dostępność do dóbr i usług, chroni odbiorców przed wykorzystywaniem pozycji monopolistycznej przez przedsiębiorstwa oraz kontroluje, aby nie dochodziło do nadmiernego wzrostu cen oferowanych usług. Ze względu na publiczny charakter usług oferowanych na analizowanych rynkach, prowadzona polityka regulacja winna w możliwie największym zakresie prowadzić do ich realizacji. Głównym celem opracowania jest ocena prowadzonej polityki regulacyjnej w Polsce na rynku elektroenergetycznym i usług komunikacji elektronicznej w kontekście niwelowania barier wykluczenia społecznego.

1. Regulacja w gospodarce a problem wykluczenia – zarys problemu

Kwestia interwencjonizmu państwowego w gospodarce jest stałym dylematem w teorii ekonomii. Wynika to z faktu, że różne są oceny skuteczności oddziaływania państwa na poprawę efektywności procesu gospodarowania.

[1] Autorzy zamiennie będą się posługiwali nazwą rynek usług telekomunikacyjnych.

Regulacja stanowi narzędzie, za pomocą którego państwo koordynuje zachowanie podmiotów, a także dokonuje alokacji zasobów i redystrybucji dochodu. Jak to trafnie określa francuska szkoły badań nad tą problematyką, „regulacja jest formą społecznej kontroli działalności gospodarczej lub kontroli w formie zinstytucjonalizowanej”[2]. Zatem wiąże się ona z koniecznością podejmowania przez organy administracji publicznej wiążących decyzji, skierowanych do uczestników rynku, aby wymusić na nich określone działania. Regulacja wiąże się również z potrzebą realizacji zadań społecznych, w tym niwelowania barier dostępu do określonych rynków, ochrony przed negatywnymi efektami zewnętrznymi działalności gospodarczej, ingerencji w politykę cenową i wpływania na poziom konkurencji na rynku.

W teorii ekonomii wyróżnia się dwa zasadnicze podejścia w wyjaśnianiu przyczyn wprowadzania regulacji. Pierwsze bazuje na potrzebie realizacji interesu publicznego, a drugie na chęci zaspokojenia potrzeb prywatnych. Teoria interesu publicznego zakłada, że państwo, ze względu na istnienie niesprawności na rynku, decyduje się na regulację danych sektorów. W sposób szczególny dotyczy to tych społecznie użytecznych. Do głównych przyczyn podjęcia regulacji należy zaliczyć m.in.: wykorzystywanie siły rynkowej przez przedsiębiorstwa, istnienie dóbr publicznych czy eliminację nadmiernych nierówności społecznych. W tym ujęciu regulacja ma zatem na celu usunięcie wszelkich sprzeczności między interesem prywatnym a społecznym[3], minimalizować stratę społeczną wynikającą z niesprawności rynku. Co jest warte podkreślenia, bazowanie na założeniu o występowaniu błędu rynku i konieczności jego naprawy przez państwo w zasadzie w nieograniczonym zakresie otwiera drogę do interwencji w gospodarce. Za każdym razem działania regulacyjne mogą bowiem być usprawiedliwione rynkową niedoskonałością[4]. Powstaje tutaj problem, czy lekarstwo nie okaże się gorsze od samej choroby? A może tę chorobę pogłębi? Poza tym trudnym zadaniem jest określenie momentu, w którym ma nastąpić odejście od regulacji sektorowej na rzecz ogólnego prawa konkurencji, aby interes publiczny maksymalizować. Oprócz tego należy także wspomnieć o istnieniu kosztów prowadzenia regulacji. Są one związane m.in. z koniecznością opracowywania analiz rynkowych.

Z kolei teorie interesu prywatnego zakładają, że poprzez regulację realizowane są interesy podmiotów, które o tę regulację zabiegają. Zatem, choć teoretycznie regulacja szuka ochrony i korzyści dla całości społeczeństwa, czyli osiągnięcia maksimum dobrobytu społecznego, kiedy rynek zawodzi, to

---

[2] R. Boyer, Y. Saillard: *A summary of regulation theory*. W: *Regulation Theory: The state of the art*. Red. R. Boyer, Y. Saillard. Taylor and Francis Group 2002, s. 37.

[3] G.B. Spychalski: *Zarys historii myśli ekonomicznej*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002, s. 344.

[4] R.A. Posner: *Theories of Economic Regulation*. „The Bell Journal of Economics and Management Science”, Autumn 1974, Vol. 5, No. 2, s. 336.

w rzeczywistości jest to niemożliwe do osiągnięcia[5]. Określone grupy interesu wywierają nacisk na instytucję nadzorującą, która podejmuje decyzje dla nich korzystne i doprowadzają do przechwycenia regulacji[6]. Z tego względu nie może być ona tożsama z celem teorii interesu publicznego.

Z tej krótkiej analizy teorii regulacji wynika, że istnieją różne oceny możliwości jej skutecznego oddziaływania na procesy gospodarcze w kontekście niwelowania niedoskonałości rynku. Warto się więc zastanowić, czy prowadzona polityka regulacyjna może mieć wpływ ma niwelowanie barier wykluczenia społecznego. Określa ono podrzędny status społeczny, narastanie różnic, które prowadzą do dywersyfikacji społeczeństwa, a przez to do ograniczania możliwości uczestniczenia danej osoby lub grupy ludzi w życiu społecznym, gospodarczym, politycznym czy kulturowym. Mogą one wynikać z różnych przyczyn, na przykład materialnych, rasowych, kulturowych czy religijnych. Jest czymś pożądanym, aby polityka regulacyjna nie prowadziła do efektu wykluczenia społecznego, a idąc dalej, żeby przyczyniała się do zmniejszania nierówności społecznych poprzez likwidację barier i udzielanie wsparcia tym, którzy tego potrzebują. Na analizowanych rynkach wykluczenie społeczne może się dokonywać głównie z powodu wysokich cen, ograniczonego dostępu do infrastruktury oraz braku określonych umiejętności.

2. Niwelowanie barier wykluczenia społecznego na rynku usług komunikacji elektronicznej w Polsce

Nowoczesne technologie informatyczno-telekomunikacyjne (ICT) w istotny sposób wpływają na obraz współczesnego świata. Następuje niwelowanie ograniczeń o charakterze przestrzennym i czasowym. To one, w drugiej połowie XX wieku, stały się głównym czynnikiem trwającego do dziś procesu budowania w skali globalnej społeczeństwa informacyjnego (SI)[7]. Z tego względu tak ważne jest stworzenie warunków do możliwie szerokiego i swobodnego korzystania z nowoczesnych rozwiązań ICT i bazujących na nich usług, aby niwelować bariery, które do tej pory mogły prowadzić do wykluczenia społecznego[8]. Ważną rolę w tym procesie odgrywa prowadzona polityka regulacyjna.

---

[5] Zob. szerzej: G. Stigler: *The Theory of Economic Regulation*. „Bell Journal of Economics and Management Science", Spring 1971, Vol. 2, No. 1, s. 3-21 a także: R. Posner: Op. cit., s. 335-358.

[6] Patrz: G.J. Stigler: Op. cit., s. 3-21.

[7] Pojęcie „społeczeństwo informacyjne" po raz pierwszy zostało wprowadzone w 1963 r. w Japonii przez badacza i ekonomistę Tadeo Umesao. Opisywał on społeczeństwo japońskie, w którym o standardach gospodarki zaczęły decydować informacja i technologia. H. Dordic, G. Wang: *The Information Society. A Retrospective View*. SAGE, London 1995.

[8] Oczywiście należy mieć także świadomość szeregu zagrożeń, wynikających z rozwoju ICT. Chodzi tu przede wszystkim o cyberprzestępstwa, na przykład nielegalne pozyskiwanie treści, wiedzy, informacji, ataki spekulacyjne, ograniczanie swobód obywatelskich czy występowanie uzależnień.

Wprowadzanie polityki regulacji na rzecz konkurencji na rynku telekomunikacyjnym argumentowane zostało błędem rynku, jakim był monopol. W konsekwencji nastąpił proces niwelowania kolejnych barier wejścia na rynek przy zachowaniu możliwości jego regulacji. Możemy stwierdzić, że w wyniku zmian otoczenia regulacyjnego na tym rynku w Polsce zachodzą pozytywne zmiany[9]. Dotyczą one m.in. dostępności usług telekomunikacyjnych. Wynika ona ze znaczącej demonopolizacji usługowej i podmiotowej prowadzącej do spadku cen przy jednocześnie stale rosnącym wachlarzu oferowanych usług i poprawie ich jakości. Należy również zaznaczyć istnienie specjalnych regulacji dotyczących tzw. usługi powszechnej, które w zasadniczy sposób zwiększają ich dostępność na rynku. Działania te wpłynęły na sposoby kontaktowania się między ludźmi, znacznie je upraszczając i rozszerzając[10].

Na rynku komunikacji elektronicznej problem wykluczenia analizowany jest w szczególny sposób w kontekście tzw. wykluczenia cyfrowego. Jest to podział społeczeństwa na osoby, które mają dostęp do cyfrowych form komunikowania się, w tym przede wszystkim do Internetu oraz tych, którzy z jakichś przyczyn takiej możliwości nie mają. Są to różnice pomiędzy osobami o różnej płci, wieku, wykształceniu, dochodach, zawodzie czy miejscu zamieszkania. Jednak samo posiadanie dostępu do technologii cyfrowych jest warunkiem koniecznym, ale niewystarczającym do uznania kogoś za niewykluczonego. Chodzi tutaj także o umiejętności ich wykorzystania[11].

Dokonując analizy danych określających stopień wykorzystania ICT w Polsce, można stwierdzić, że odbiegał on *in minus* od średniego poziomu krajów UE[12]. Wskaźnik penetracji szerokopasmowego Internetu plasował Polskę dopiero na 24. miejscu wśród krajów UE. Oferowane w Polsce prędkości Internetu były jednymi z najwolniejszych w UE. Z drugiej jednak strony w latach 2004-2010 systematycznie rosła liczba gospodarstw domowych wyposażonych w komputer oraz korzystających z niego. Warto podkreślić tutaj rosnący odsetek osób z przedziału wiekowego 65-74, uznawanych za szczególną grupę osób narażonych na wykluczenie cyfrowe. Niestety, odsetek ten był różny w zależności od miejsca zamieszkania. W latach 2004-2010 rósł odsetek gospodarstw domowych wykorzystujących sieć Internet w życiu codziennym.

---

[9] Nie uniknięto przy tym znaczących błędów, na przykład etapy liberalizacji połączeń głosowych, utrzymywanie oligopolistycznej struktury rynku telefonii komórkowej.

[10] Pozwoliło to w określonym zakresie zniwelować bariery wykluczenia społecznego, na przykład wśród osób niepełnosprawnych.

[11] Należy zwrócić uwagę, że są jednak takie jednostki czy grupy, które takich potrzeb nie mają oraz takie, które z różnych przyczyn zaprzestały ich wykorzystywania.

[12] W analizie wykorzystano dane z raportów: *Społeczeństwo Informacyjne w Polsce. Wyniki badań statystycznych z lat 2004-2008 oraz 2006-2010*, GUS, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2010, a także: *Społeczeństwo Informacyjne w liczbach*. MSWiA, Departament Społeczeństwa Informacyjnego, Warszawa 2010.

Chodzi tu zwłaszcza o korzystanie z poczty elektronicznej, wyszukiwanie informacji o usługach, dokonywanie transakcji, kontakt z urzędami czy szukanie pracy.

Należy sobie zadać pytanie, czy polityka regulacyjna może mieć wpływ na eliminację wykluczenia społecznego, w szczególności w kontekście wykluczenia cyfrowego? Zdaniem autorów kluczowy jest tutaj aspekt kreowania konkurencji usługowej i podmiotowej, która prowadzi do wzrostu dostępności usług. Szczególne znaczenie ma spadek cen, rozszerzenie wachlarza oferowanych usług, a także powiększanie obszarów, na których te usługi są oferowane. Ze względu na ograniczenia redakcyjne autorzy skupią się na kilku wybranych aspektach, które wpływały w ostatnim okresie na niwelowanie barier wykluczenia cyfrowego. Jednym z istotnych czynników powodujących pozytywne zmiany w dostępie do Internetu są regulacje dotyczące usług hurtowych[13]. Obejmują one świadczenia operatorów alternatywnych (OA) dostępu do strumienia bitów (BSA) oraz do infrastruktury sieciowej w stałej lokalizacji na bazie lokalnej pętli abonenckiej (LLU). Usługi hurtowego dostępu do Internetu są istotnym czynnikiem wpływającym na wzrost konkurencyjności na rynku. Dzięki nim OA mają możliwość dotarcia do klientów, którzy nie są bezpośrednio przyłączeni do ich sieci. Z punktu widzenia celów regulacyjnych szczególne znaczenie ma usługa LLU, gdyż powoduje inwestowanie w infrastrukturę telekomunikacyjną. Powoduje to spadek cen za Internet, dzięki czemu dostępność tej usługi dla osób o niższych dochodach jest coraz większa. Poza tym w wydanej pod koniec 2010 roku decyzji dotyczącej dostępu do lokalnej pętli abonenckiej prezes UKE wprowadził zachęty regulacyjne dla operatora zasiedziałego, polegające na uwzględnieniu ryzyka inwestycyjnego w opłatach za dostęp do pętli lokalnej. Dzięki temu operator otrzymuje większą pewność rentowności inwestycji związanych z modernizacją i budową nowej sieci, która podlega obowiązkowemu udostępnieniu[14]. W aspekcie działań prowadzonych przez prezesa UKE na rzecz eliminowania barier dostępu do Internetu (szczególnie ze względu na wysokie ceny i słabą infrastrukturę), należy również wspomnieć, że od 2006 roku regulator pełni doradcze funkcje wobec wielu jednostek samorządowych i innych organizacji czy podmiotów przy wykorzystaniu środków unijnych. Funkcje te sformalizowały się w postaci doradztwa prezesa UKE przy realizacji inwestycji współfinansowanych przez UE[15]. Do kluczowych z nich zaliczyć należy Program Operacyjny Innowacyjna Gospodarka (działanie 8.3 i 8.4), w ramach którego w latach 2007-2013 Polska ma do

[13] *Raport o stanie rynku telekomunikacyjnego w Polsce w 2010 roku*. Prezes Urzędu Komunikacji Elektronicznej, Warszawa, czerwiec 2011, s. 26.
[14] *Podsumowanie kadencji Prezesa UKE*. „Rynek Telekomunikacyjny". Warszawa, kwiecień 2011, s. 10.
[15] Ibid., s. 20-22.

wykorzystania 564 mln EUR[16]. Wymiernym skutkiem realizacji tych programów ma być niwelowanie „białych plam" na mapie Polski. Według wyliczeń UKE sieć tzw. ostatniej mili obejmuje 45 tys. miejscowości. Mogą one liczyć na inwestycje operatorów ze wsparciem unijnym, związane z budową sieci szerokopasmowych[17]. Poza tym prezes UKE posiada kompetencje dotyczące wydawania opinii na temat miejscowych planów zagospodarowania przestrzennego[18]. Samorządy natomiast budują tzw. sieci szkieletowe, czyli rodzaj internetowych autostrad, uwzględniają w planach zagospodarowania przestrzennego konieczność budowy infrastruktury telekomunikacyjnej oraz informują UKE o miejscowościach wymagających inwestycji „ostatniej mili". Warto wspomnieć, że prezes UKE aktywnie uczestniczył w pracach międzyresortowego zespołu „Polska Cyfrowa", czego efektem było m.in. przedłożenie raportu „Diagnoza rynku usług szerokopasmowych" oraz projekt ustawy o wspieraniu rozwoju usług i sieci telekomunikacyjnych. Poza tym w 2009 roku prezes UKE rozpoczął realizację projektu pt. „System Informacyjny o infrastrukturze szerokopasmowej i portal Polska Szerokopasmowa". W ramach tego projektu zostanie przygotowana baza danych zawierająca informacje o infrastrukturze telekomunikacyjnej w Polsce.

3. Ubóstwo energetyczne jako problem wykluczenia społecznego na rynku energetycznym

Na rynku elektroenergetycznym problem wykluczenia społecznego związany jest przede wszystkim ze zbyt wysokim poziomem cen energii, której nie są w stanie kupować odbiorcy o najniższych dochodach. Mówi się wówczas o „odbiorcy wrażliwym społecznie" lub o problemie „ubóstwa energetycznego". Jak dotychczas żadne z tych pojęć nie zostało zdefiniowane w polskim prawie. Odbiorcę wrażliwego społecznie można określić jako jednostkę o niskich dochodach, która nie jest w stanie pokryć wydatków na energię. Ubóstwo energetyczne to stan niezaspokojenia podstawowych potrzeb energetycznych jednostki.

Ceny energii elektrycznej w Polsce są coraz wyższe[19]. Biorąc pod uwagę tendencje światowe, gdzie ceny dla gospodarstw domowych są blisko o połowę wyższe niż dla przedsiębiorstw, a także konieczność wprowadzenia pakietu

[16] *Zaawansowanie projektów budowy infrastruktury telekomunikacyjnej z funduszy unijnych*. UKE, maj 2010, s. 3.
[17] http://www.forumszerokopasmowe.pl/artykuly.php?artykul=2616&news_page=1
[18] *Podsumowanie*..., op. cit., s. 22.
[19] Wyjątkiem były lata 2003-2004 i 2009, kiedy nastąpiła aprecjacja złotego względem euro oraz regulator odrzucił proponowane przez spółki energetyczne wzrosty cen.

klimatycznego[20], spodziewać się należy, iż wydatki na energię będą stanowić coraz większe obciążenie dla gospodarstw domowych. Wolniej rosnące ceny dla odbiorców indywidualnych w Polsce można zawdzięczać działaniom regulatora, który, zatwierdzając taryfy cen i stawek opłat, redukuje oczekiwania przedsiębiorstw sieciowych co do wzrostu cen energii elektrycznej i usług elektroenergetycznych. Jednak mimo tych działań gospodarstwa domowe w Polsce wydają na elektryczność blisko 3,5% dochodu, a na ogół nośników energii około 10% dochodu[21].

Problem dostępności do infrastruktury w sektorze elektroenergetycznym został natomiast rozwiązany poprzez wprowadzenie instytucji sprzedawcy z urzędu. Świadczenie usług elektroenergetycznych potraktowano jako usługę publiczną, co zapewnia odbiorcom ochronę przed odłączeniem od sieci.

Problem ochrony odbiorców wrażliwych energetycznie istotny jest nie tylko ze względu na rosnące ceny elektryczności, ale również zobowiązania wynikające z prawa europejskiego. Obowiązek taki nałożony został na państwa członkowskie w dyrektywie elektroenergetycznej 2003/54/WE, a aktualnie wsparty został dyrektywą 2009/72/WE[22] uchwaloną w ramach tzw. III pakietu liberalizacyjnego[23].

Postępująca liberalizacja rynku elektroenergetycznego wymaga wprowadzenia uregulowań chroniących odbiorców najuboższych. Pomimo braku odpowiednich uregulowań prawnych, od 2008 roku prezes URE stara się realizować to zadanie[24]. Regulator prowadzi jednak tylko działalność monitorującą i informacyjną. Pomocą finansową dla odbiorców wrażliwych społecznie zajmują się gminy, które realizują to zadanie w ramach prowadzenia pomocy społecznej, będącej jednym z ich obowiązkowych zadań własnych[25]. Odbywa się to poprzez ośrodki pomocy społecznej lub wydziały mieszkaniowe. Wy-

---

[20] Wiązać się to będzie z potrzebą zakupu limitów zanieczyszczeń oraz gwałtownym wzrostem cen elektryczności i ciepła.

[21] W Wielkiej Brytanii dla przykładu, jeśli gospodarstwo domowe potrzebuje wydać więcej niż 10% swoich dochodów na energię, by utrzymać dostateczny poziom ogrzewania, wówczas uznaje się, że znajduje się w ubóstwie energetycznym. Patrz: *Tackling Fuel Poverty in Europe. Recommendations Guide for Policy Makers*, EPEE, http://www.fuel-poverty.com/files/WP5_D15_EN.pdf, 14.09.2011, s. 3.

[22] Pkt 45 *Dyrektywy Parlamentu Europejskiego i Rady 2009/72/WE z dnia 13 lipca 2009 r. dotyczącej wspólnych zasad rynku wewnętrznego energii elektrycznej i uchylającej dyrektywę 2003/54/WE* (Dz.U. UE nr L 211/55).

[23] Termin wdrożenia dyrektywy przez państwa członkowskie minął dnia 3 marca 2011 r.

[24] Problem ten podkreślony został przez Prezesa URE w „Mapie drogowej uwolnienia cen dla wszystkich odbiorców energii elektrycznej", opublikowanej w styczniu 2008 r. Ponadto opracowano „Program pomocy odbiorcom wrażliwym społecznie na rynku energii elektrycznej i gazu oraz propozycje zmian legislacyjnych, niezbędnych do wdrożenia programu", a od 2008 roku prowadzone są coroczne badania ankietowe dotyczące społecznej odpowiedzialności przedsiębiorstw energetycznych. Na ich podstawie tworzone są raporty. Patrz: Biuletyn URE nr 6/2008, nr 5/2009, nr 5/2010.

[25] Art. 17 ust. 1 Ustawy o pomocy społecznej z dnia 12 marca 2004 r. Dz.U. 2004, nr 64, poz. 593 (tekst jednolity: Dz.U. 2009.175.1362).

suwane były pomysły, aby środki na pomoc odbiorcom wrażliwym społecznie na wzrost cen nośników energii pozyskiwać z akcyzy i VAT na energię oraz z kar pieniężnych wymierzanych przez prezesa URE, jednak żaden z tych pomysłów nie doczekał się realizacji. Możliwe jest również wprowadzenie taryf socjalnych, jednak ten instrument wsparcia nie znajduje z kolei poparcia prezesa URE, który jest przeciwny administracyjnemu wprowadzaniu takiego rozwiązania.

Kwestię ochrony odbiorców wrażliwych w Polsce podjęto także w *Polityce energetycznej Polski do 2030 roku*[26]. Organami odpowiedzialnymi w tym zakresie określono ministra właściwego do spraw zabezpieczenia społecznego oraz ministra właściwego do spraw gospodarki. Jak dotychczas nie wdrożono odpowiedniego rozwiązania w skali krajowej. Warto podkreślić, iż na skutek działań regulatora rośnie świadomość przedsiębiorstw energetycznych w kwestii potrzeby posiadania strategii i zarządzania społeczną odpowiedzialnością biznesu[27].

Zakończenie

Rynek energii elektrycznej czy rynek komunikacji elektronicznej były w przeszłości tymi obszarami gospodarki, gdzie panował monopol naturalny. Po 1989 roku rozpoczął się proces stopniowego przechodzenia na konkurencyjną formę rynku. Mechanizm rynkowy charakteryzuje się jednak tym, że bywa niedoskonały i nie zawsze jest „sprawiedliwy". Może on bowiem powodować wykluczenie społeczne pewnej grupy społecznej, zwłaszcza tej najbiedniejszej. I m.in. z tego względu rynki te podlegają regulacji.

Jak wspomniano, jednym z zadań regulacji jest realizacja zadań społecznych, to jest niwelowanie wykluczenia społecznego. W badanych rynkach sieciowych zadanie to realizowane jest w różny sposób. Na rynku usług komunikacji elektronicznej odbywa się to poprzez kreowanie konkurencji usługowej i podmiotowej, mającej wpływ na dostępność usług, zwłaszcza w kontekście spadku ich cen, przy zachowaniu ich odpowiedniej jakości oraz określenie pakietu usług powszechnych. Szczególnie ważne jest tutaj niwelowanie (w możliwie szerokim zakresie) przez politykę regulacyjną, wspartą

[26] *Polityka energetyczna Polski do 2030 roku.* Ministerstwo Gospodarki, Warszawa, 10 listopada 2009 (Monitor Polski nr 2, poz. 11). Odpowiednie zapisy znajdują się w Programie działań wykonawczych na lata 2009-2012, gdzie zapisano działanie 5.5 – Ochrona najgorzej sytuowanych odbiorców energii elektrycznej przed skutkami wzrostu cen tej energii.

[27] Około 70% przedsiębiorstw potwierdza obecność zasad społecznej odpowiedzialności biznesu w ich strategii biznesowej, a tylko 8% ich nie posiada. Patrz: *Społeczna odpowiedzialność przedsiębiorstw energetycznych w świetle drugich badań ankietowych. Raport*. Red. A. Dobroczyńska, A. Dębek, I. Figaszewska. „Biuletyn URE" 2010, nr 5, s. 9.

działaniem samorządów i przy wykorzystaniu funduszy UE, barier wykluczenia cyfrowego. Na rynku elektroenergetycznym niwelowanie barier wykluczenia społecznego odbywa się poprzez ochronę „odbiorców wrażliwych" przed odłączeniem od sieci, kontrolę cen energii oraz pomoc socjalną osobom, których nie stać na zaspokajanie podstawowych potrzeb energetycznych. Zatem można stwierdzić, że organy regulacyjne, w określonym zakresie wynikającym z powierzonych im zadań i kompetencji, niwelują bariery wykluczenia społecznego.

STATE POLICY ON REGULATED MARKETS IN LIGHT OF ELIMINATING BARRIERS OF SOCIAL EXCLUSION

Summary

The article focuses on one of the instruments on the impact of state management processes namely regulation. Its original purpose was to reduce or eliminate the inefficiencies caused by market failures in order to maximize social welfare. In reality, however, regulation may be seen include as a way to achieve the objectives of interest groups. The article presents an analysis of regulatory policy in Poland in the so-called. network industries, namely electricity and electronic communications, in the context of eliminating the barriers of social exclusion. These market areas are subject to sectoral regulation, led by a specially appointed regulatory bodies, namely the President of Electronic Communications Office and The President of Energy Regulatory Office. Their tasks include focus the use of anti-monopoly by the company. One of the objectives is also removing the barriers in access to services and social exclusion. This is achieved by including so-called protection. vulnerable customers.

Patrycja Zwiech

ZRÓŻNICOWANIE SYTUACJI KOBIET I MĘŻCZYZN W OBSZARZE ZATRUDNIENIA

Wprowadzenie

Wykluczenie z rynku pracy oznacza mniejsze szanse znalezienia pracy dla określonych grup społecznych, co objawia się wyższymi stopami bezrobocia. Celem opracowania jest ustalenie, czy kobiety są wykluczane z rynków pracy w krajach członkowskich Unii Europejskiej oraz określenie stopnia zróżnicowania sytuacji obu płci w dziedzinie zatrudnienia. Dla zobrazowania zróżnicowania sytuacji kobiet i mężczyzn w aspekcie bezrobocia wykorzystano dwa wskaźniki: wskaźnik zróżnicowania *R* oraz wskaźnik relacji stóp bezrobocia *B*. Oba wskaźniki przedstawiono osobno dla krajów członkowskich Unii Europejskiej oraz dla UE-27. Okres badawczy obejmuje lata 2000-2010. Praca ma charakter badawczy.

1. Metodologia badania

Wskaźnik zróżnicowania *R* ukazuje różnicę w natężeniu bezrobocia występującą między populacją kobiet i mężczyzn[1]. Można go zapisać wzorem:

$$R = sb_k - sb_m$$

gdzie: R – wskaźnik zróżnicowania; sb_k – stopa bezrobocia kobiet; sb_m – stopa bezrobocia mężczyzn.

W przypadku, gdy $R>0$, mamy do czynienia z gorszą sytuacją kobiet na rynku pracy, wyrażającą się mniejszymi możliwościami znalezienia zatrudnienia. Gdy $R<0$, mamy do czynienia z korzystniejszą sytuacją kobiet niż

[1] Wskaźnik ten wykorzystała także B. Kalinowska-Nawrotek: *Dyskryminacja kobiet na polskim i europejskim rynku pracy oraz możliwości jej przezwyciężenia*. W: *Gospodarka polska w warunkach integracji europejskiej*. Red. W. Jarmołowicz. Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 2005, s. 133.

mężczyzn w aspekcie bezrobocia. W przypadku, gdy $R = 0$, mamy do czynienia z sytuacją równych możliwości znalezienia pracy dla obu płci. Wskaźnik ten jest miernikiem nierówności płci w odniesieniu do bezrobocia[2]. Dodatni wskaźnik jest oznaką dyskryminacji kobiet w sytuacji, gdy porównujemy populacje kobiet i mężczyzn o podobnych cechach społeczno-zawodowych i demograficznych.

Kolejny wskaźnik – **wskaźnik relacji stóp bezrobocia *B*** ukazuje, jaką część stopy bezrobocia mężczyzn stanowi stopa bezrobocia kobiet[3]. Można go zapisać wzorem:

$$B = sb_k / sb_m$$

gdzie: B – wskaźnik relacji stóp bezrobocia; sb_k – stopa bezrobocia kobiet; sb_m – stopa bezrobocia mężczyzn.

W przypadku, gdy $B>1$, mamy do czynienia z gorszą sytuacją kobiet na rynku pracy, wyrażającą się mniejszymi możliwościami znalezienia zatrudnienia. Gdy $B<1$, mamy do czynienia z korzystniejszą sytuacją kobiet niż mężczyzn w aspekcie bezrobocia. W przypadku, gdy $B = 1$, mamy do czynienia z sytuacją równych możliwości znalezienia pracy dla obu płci. Wskaźnik relacji stóp bezrobocia większy od 1 jest oznaką dyskryminacji kobiet w sytuacji, gdy porównujemy populacje kobiet i mężczyzn o podobnych cechach społeczno--zawodowych i demograficznych.

2. Wskaźnik zróżnicowania *R* w krajach członkowskich Unii Europejskiej

Analizując stopy bezrobocia kobiet i mężczyzn, można zauważyć, iż stopy bezrobocia kobiet są wyższe od stóp bezrobocia mężczyzn w badanym okresie w większości krajów członkowskich UE. Wskaźnik zróżnicowania R ukazujący różnice w stopach bezrobocia kobiet i mężczyzn w krajach UE w latach 2000-2010 został przedstawiony w tabeli 1.

---

[2] Ibid.

[3] P. Zwiech: *Dyskryminacja kobiet na rynku pracy w Polsce*. US, Szczecin 2006, maszynopis, s. 96-97; P. Zwiech: *Dyskryminacja zatrudnieniowa kobiet w Unii Europejskiej, USA i Japonii*. W: *Globalizacja a konkurencyjność w gospodarce światowej*. Red. M. Noga, M.K. Stawicka. CeDeWu Sp. z o.o., Warszawa 2008, s. 317.

Tabela 1

Wskaźnik zróżnicowania *R* w krajach Unii Europejskiej
w latach 2000-2010

Państwo/Lata	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
EU-27	2	1,7	1,4	1,3	1,3	1,4	1,4	1,3	0,9	–0,1	–0,1
Strefa euro-16	3	2,5	2,2	2	2	2	2,1	2	1,5	0,4	0,4
Belgia	2,9	1,6	1,9	1,2	2	1,9	1,9	1,8	1,1	0,3	0,4
Bułgaria	–0,5	–1,6	–1,6	–0,9	–1,1	–0,5	0,6	0,8	0,3	–0,4	–1,4
Czechy	3	3	3	3,7	2,8	3,3	3,1	2,5	2,1	1,8	2,1
Dania	0,9	0,9	0,7	1,3	0,9	0,9	1,2	0,7	0,7	–1,1	–1,6
Niemcy	0	–0,4	–0,9	–1,1	–1,2	–0,5	–0,1	0,2	0,3	–0,8	–0,9
Estonia	–1,8	–0,7	–1,1	–0,3	–1,5	–1,7	–0,6	–1,5	–0,5	–6,3	–5,2
Irlandia	–0,2	–0,3	–0,6	–0,8	–0,8	–0,5	–0,4	–0,8	–2,5	–6,9	–7,2
Grecja	9,7	8,9	8,9	8,8	9,6	9,2	8	7,6	6,3	6,3	6,3
Hiszpania	8,1	7,3	7,6	7,1	6,3	5,1	5,3	4,5	2,9	0,7	0,8
Francja	3,3	2,9	2	1,8	1,9	1,9	1,6	1,2	1,1	0,5	0,8
Włochy	5,8	5,1	4,8	4,8	4,1	3,9	3,4	3	3	2,5	2,1
Cypr	4	2,7	1,6	1,2	2,4	2,2	1,4	1,2	1,1	0,3	0,3
Łotwa	–1,5	–2,7	–2,4	–0,2	–0,4	–0,4	–1,2	–0,8	–1,1	–6,4	–6
Litwa	–4,5	–4,3	–1,5	–0,5	0,8	0,1	–0,4	0	–0,5	–6,7	–6,7
Luksemburg	1,1	0,8	1,5	1,9	3,2	2,4	2,4	1,7	1,8	1,4	1,4
Węgry	–1,4	–1,3	–0,8	–0,5	0	0,4	0,6	0,6	0,5	–0,6	–0,9
Malta	1	2,4	2,7	2,2	2,4	2,5	2,4	1,7	1	1,1	0,5
Holandia	1,5	1,1	0,8	0,2	0,4	0,9	1,1	1	0,6	0,1	0,1
Austria	1,2	1,1	0,4	0,7	0,9	0,6	0,9	1,1	0,5	-0,4	–0,4
Polska	3,8	3	1,8	1,5	1,8	2,6	1,9	1,4	1,6	0,9	0,7
Portugalia	1,4	1,5	1,3	1	0,8	1	1,4	2	1,3	–0,2	0,4
Rumunia	–1,5	–1,2	–1,3	–1,2	–2,2	–1,4	–2,1	–1,8	–2	–1,9	–1,4
Słowenia	0,5	1,1	0,9	0,8	1	1	2,3	1,9	0,8	–0,1	–0,4
Słowacja	–0,3	–1,1	0,1	0,4	1,8	1,7	2,4	2,8	2,5	1,4	0,4
Finlandia	1,5	1,1	0	–0,3	0,2	0,4	0,7	0,7	0,6	–1,3	–1,5
Szwecja	–0,6	–0,5	–0,7	–0,7	–0,5	–0,1	0,3	0,6	0,7	–0,6	–0,3
Wielka Brytania	–1,1	–1,1	–1,2	–1,2	–0,9	–0,9	–0,9	–0,6	–1	–2,2	–1,8

Źródło: Eurostat.

Jak wynika z powyższych danych, wskaźnik zróżnicowania *R* dla Unii Europejskiej w okresie 2000-2008 był dodatni, choć malał z 2,0 do 0,9 punktu procentowego w 2008 roku. Dla lat 2009 i 2010 przyjął wartość –0,1. Oznacza to, iż średnio w Unii Europejskiej stopa bezrobocia kobiet była wyższa od stopy bezrobocia mężczyzn aż do 2008 roku (średnio o około 1-2 punktów procentowych), dopiero od 2009 roku stopy bezrobocia dla obu płci zrównały się. Spowodowane to było jednak nie spadkiem stóp bezrobocia kobiet, ale znaczącym wzrostem stóp bezrobocia mężczyzn. Stopa bezrobocia mężczyzn wzrosła w badanym okresie z 7,8% do 9,7%, natomiast stopa bezrobocia kobiet pozostała na podobnym poziomie (w 2000 roku wynosiła 9,8%, natomiast w 2010 roku 9,6%).

W 2000 roku dodatnie wskaźniki zróżnicowania *R* występowały w 16 krajach UE, natomiast ujemne w dziesięciu (w przypadku Niemiec wskaźnik *R* wyniósł 0, co oznacza, że stopy bezrobocia kobiet i mężczyzn były takie same). W 2000 roku najwyższą wartość wskaźnik zróżnicowania *R* przyjmował w krajach: Grecja (9,7 punktu procentowego), Hiszpania (8,1), Włochy (5,8), Cypr (4,0) oraz Polska (3,9), najniższą natomiast na Litwie (–4,5), w Estonii (–1,8), na Łotwie (–1,5), w Rumunii (–1,5) i na Węgrzech (–1,4). Największe zróżnicowanie między stopami bezrobocia na niekorzyść kobiet w 2000 roku występowało więc w krajach Europy południowej, a największe na niekorzyść mężczyzn (ujemne) w krajach postsocjalistycznych. W największym stopniu stopy bezrobocia kobiet i mężczyzn były zrównane w Niemczech, Bułgarii, Irlandii, Słowenii i Słowacji. W wymienionych krajach stopy bezrobocia obu płci nie różniły się o więcej niż 0,5 punktu procentowego.

W badanym okresie zmniejszyły się nierówności między obu płciami w większości krajów Unii Europejskiej. Co prawda liczba państw z dodatnim wskaźnikiem zróżnicowania *R* zmniejszyła się dopiero w 2009 roku (w 2000 roku wynosiła 16, w 2005 roku – 19, w 2007 i 2008 roku – 23, a w 2009 – 12 państw i w 2010 roku 13 państw), to jednak w całym badanym okresie można zauważyć znaczące spadki samych wskaźników wraz z tendencją zmniejszania zróżnicowania między płciami we wszystkich państwach członkowskich.

W 2010 roku wskaźnik zróżnicowania *R* najwyższą wartość przyjmował w następujących krajach: Grecja (6,3 punktu procentowego), Włochy (2,1), Czechy (2,1), Luksemburg (1,4), Hiszpania (0,8) i Francja (0,8). Natomiast najniższe wartości wskaźnika *R* odnotowano w Irlandii (–7,2 punktu procentowego), na Litwie (–6,7), Łotwie (–6,0) i w Estonii (–5,2), a więc w państwach, w których w największym stopniu nastąpiło załamanie rynku pracy z powodu kryzysu. Jednocześnie powyższe dane obrazują, że rynek pracy mężczyzn w większym stopniu niż rynek pracy kobiet był narażony na utratę miejsc pracy. W Irlandii stopa bezrobocia mężczyzn w badanym okresie wzrosła z 4,3% do 16,9%, a kobiet z 4,1% do 9,7%. Na Litwie stopa bezrobocia mężczyzn wzrosła z 18,6% do 21,2%, natomiast kobiet z 14,1% do 14,5%, na Łotwie stopa bezro-

bocia mężczyzn w 2000 roku wynosiła 14,4%, a w 2010 roku 21,7% , natomiast kobiet wzrosła w badanym okresie z 12,9% do15,7%. Podobnie w Estonii – stopa bezrobocia mężczyzn wzrosła z 14,5% do 19,5%, a kobiet z 12,7% do 14,3%.

Podsumowując, wskaźnik zróżnicowania *R* w latach 2000-2010 spadł znacznie w krajach członkowskich UE. W największym stopniu w badanym okresie obniżył się w Hiszpanii, we Włoszech, na Cyprze i w Polsce. Wyjątek stanowiła Grecja, gdzie wskaźnik *R* utrzymywał się na wysokim poziomie. Jednocześnie należy zauważyć, iż wskaźnik *R* od 2009 roku przyjmował wartości ujemne, co świadczy o coraz gorszej pozycji mężczyzn na rynku pracy w obszarze zatrudnienia (w 2010 roku 13 państw charakteryzowało się dodatnim wskaźnikiem *R*, a 14 – ujemnym).

3. Wskaźnik relacji stóp bezrobocia *B* w krajach członkowskich Unii Europejskiej

Kolejnym wskaźnikiem ukazującym odmienność sytuacji kobiet i mężczyzn jest wskaźnik relacji stóp bezrobocia kobiet i mężczyzn *B*. Wskaźnik relacji *B* dla krajów członkowskich UE w latach 2000-2010 został przedstawiony w tabeli 2.

Tabela 2

Wskaźnik relacji stóp bezrobocia *B* w krajach Unii Europejskiej w latach 2000-2010

Państwo/Lata	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
EU-27	1,26	1,22	1,17	1,15	1,15	1,17	1,18	1,20	1,13	0,99	0,99
Strefa euro-16	1,42	1,36	1,29	1,25	1,24	1,24	1,28	1,30	1,21	1,04	1,04
Belgia	1,52	1,27	1,28	1,16	1,27	1,25	1,26	1,27	1,17	1,04	1,05
Bułgaria	0,97	0,92	0,92	0,94	0,91	0,95	1,07	1,12	1,05	0,94	0,87
Czechy	1,41	1,45	1,50	1,60	1,39	1,51	1,53	1,60	1,60	1,31	1,33
Dania	1,23	1,22	1,16	1,27	1,18	1,20	1,36	1,20	1,23	0,83	0,80
Niemcy	1,00	0,95	0,90	0,89	0,88	0,96	0,99	1,02	1,04	0,90	0,88
Estonia	0,88	0,95	0,90	0,97	0,86	0,81	0,90	0,72	0,91	0,63	0,73
Irlandia	0,95	0,93	0,87	0,84	0,83	0,89	0,91	0,84	0,66	0,54	0,57
Grecja	2,31	2,24	2,31	2,42	2,45	2,51	2,43	2,46	2,24	1,91	1,64
Hiszpania	2,03	1,97	1,94	1,87	1,79	1,72	1,84	1,70	1,29	1,04	1,04
Francja	1,44	1,41	1,26	1,22	1,23	1,23	1,19	1,15	1,15	1,05	1,09
Włochy	1,74	1,72	1,72	1,74	1,64	1,63	1,63	1,61	1,55	1,37	1,28

cd.tabeli 2

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Cypr	2,25	2,04	1,55	1,33	1,67	1,51	1,35	1,35	1,35	1,06	1,05
Łotwa	0,90	0,81	0,82	0,98	0,96	0,96	0,84	0,88	0,86	0,68	0,72
Litwa	0,76	0,77	0,89	0,96	1,07	1,01	0,93	1,00	0,92	0,61	0,68
Luksemburg	1,61	1,50	1,75	1,63	1,89	1,67	1,67	1,50	1,44	1,31	1,36
Węgry	0,80	0,79	0,87	0,92	1,00	1,06	1,08	1,08	1,07	0,94	0,92
Malta	1,16	1,35	1,41	1,32	1,36	1,39	1,38	1,29	1,18	1,17	1,07
Holandia	1,63	1,52	1,30	1,05	1,08	1,18	1,28	1,32	1,21	1,03	1,02
Austria	1,39	1,35	1,10	1,18	1,20	1,12	1,21	1,28	1,14	0,92	0,91
Polska	1,26	1,18	1,09	1,08	1,10	1,16	1,15	1,16	1,25	1,12	1,08
Portugalia	1,37	1,38	1,25	1,15	1,11	1,12	1,18	1,25	1,16	0,98	1,03
Rumunia	0,81	0,84	0,86	0,84	0,76	0,82	0,74	0,75	0,70	0,75	0,82
Słowenia	1,08	1,19	1,15	1,13	1,17	1,16	1,47	1,48	1,20	0,98	0,95
Słowacja	0,98	0,94	1,01	1,02	1,10	1,11	1,20	1,28	1,30	1,12	1,03
Finlandia	1,16	1,13	1,00	0,97	1,02	1,05	1,09	1,11	1,10	0,85	0,84
Szwecja	0,90	0,92	0,89	0,90	0,93	0,99	1,04	1,10	1,12	0,93	0,96
Wielka Brytania	0,81	0,80	0,79	0,78	0,82	0,83	0,84	0,89	0,84	0,74	0,79

Źródło: Ibid.

Wskaźnik relacji stóp bezrobocia *B* dla Unii Europejskiej w okresie 2000-2008 był większy od 1, choć zmalał z 1,26 do 1,13. Dla lat 2009 i 2010 przyjął wartość 0,99. Oznacza to, iż średnio w Unii Europejskiej stopa bezrobocia kobiet była wyższa od stopy bezrobocia mężczyzn aż do 2008 roku (od 26% w 2000 roku do 13% w 2008 roku), dopiero od 2009 roku stopy bezrobocia dla obu płci zrównały się.

W 2000 roku wskaźniki *B* większe od 1 występowały w 16 krajach UE, natomiast mniejsze od 1 w 9. W 2000 roku najwyższą wartość wskaźnik relacji *B* przyjmował w krajach: Grecja (2,31), Cypr (2,25), Hiszpania (2,03), Włochy (1,74) i Holandia (1,63), najniższą natomiast na Litwie (0,76), na Węgrzech (0,80), w Rumunii i Wielkiej Brytanii (0,81) oraz w Estonii (0,88). Dane powyższe oznaczają, iż przykładowo w Grecji stopa bezrobocia kobiet była wyższa od stopy bezrobocia mężczyzn aż o 131%, natomiast na Litwie stopa bezrobocia kobiet stanowiła zaledwie 76% stopy bezrobocia mężczyzn.

W największym stopniu relacje stóp bezrobocia kobiet i mężczyzn były zrównane w Niemczech, Bułgarii, Irlandii i Słowacji. W wymienionych krajach stopy bezrobocia obu płci nie różniły się o więcej niż 5%.

W badanym okresie zmniejszyły się relacje między obu płciami w większości krajów Unii Europejskiej. Co prawda liczba państw z wskaźnikiem relacji *B* większym od 1 zmniejszyła się dopiero w 2009 roku (w 2000 roku wy-

nosiła 16, w 2005 roku – 19, w 2007 i 2008 roku – 21, a w 2009 – 12 państw i w 2010 roku 13 państw), to jednak w całym badanym okresie można zauważyć znaczące spadki samych wskaźników wraz z tendencją zmniejszania zróżnicowania na korzyść kobiet we wszystkich państwach członkowskich.

W 2010 roku wskaźnik relacji *B* najwyższą wartość przyjmował w następujących krajach: Grecja (1,64), Luksemburg (1,36), Czechy (1,33), natomiast najniższą w Irlandii (0,57), na Litwie (0,68), Łotwie (0,72) i w Estonii (0,73).

Podsumowując, wskaźnik relacji *B* w latach 2000-2010 spadł znacznie w krajach członkowskich UE. W największym stopniu w badanym okresie obniżył się na Cyprze i w Hiszpanii. Wzrósł natomiast w 4 państwach: w Szwecji, na Węgrzech, w Słowacji i w Rumunii. W tych państwach w 2000 roku osiągał wartości poniżej 1 i w ciągu 10 lat wzrastał, dążąc do wartości zrównoważonej (do 1). Jednocześnie należy zauważyć, iż wartości wskaźnika *B* w 6 krajach (Bułgaria, Estonia, Irlandia, Łotwa, Litwa, Wielka Brytania), pomimo że już w 2000 roku były mniejsze od 1, w ciągu badanej dekady jeszcze się obniżyły, co wskazuje, iż w tych krajach relacje stóp bezrobocia kobiet i mężczyzn pogorszyły się na niekorzyść mężczyzn.

Podsumowanie

W Unii Europejskiej (UE-27) w obszarze zatrudnienia kobiety charakteryzowały się gorszą pozycją niż mężczyźni aż do roku 2008. W latach 2009 i 2010 nastąpiło zrównanie wysokości stóp bezrobocia kobiet i mężczyzn.

Jednak rozpatrując sytuację w poszczególnych krajach osobno, można zauważyć duże zróżnicowanie między państwami członkowskimi. Wskaźniki zróżnicowania *R* w badanym okresie uległy zmniejszeniu we wszystkich krajach członkowskich. Relacje stóp bezrobocia również się zmniejszyły. Sytuacja kobiet na tle sytuacji mężczyzn poprawiła się więc we wszystkich krajach członkowskich. Natomiast można dostrzec coraz trudniejszą sytuację mężczyzn na rynkach pracy od 2009 roku – na co wskazują wartości ujemne wskaźnika zróżnicowania *R* oraz znacząco mniejsze od 1 wartości wskaźnika relacji stóp bezrobocia *B*. W 2009 i 2010 roku to właśnie mężczyźni byli coraz częściej wykluczani z rynków pracy.

DO WOMEN ARE EXCLUDED FROM THE LABOUR MARKET IN THE EUROPEAN UNION? – THE DIVERSITY OF SITUATIONS OF WOMEN AND MEN IN THE AREA OF EMPLOYMENT

Summary

The aim is to provide a diversity of situations of women and men in the field of employment in the EU Member States. To depict the diversity of the situation in terms of unemployment used two indicators: diversity index R showing the differences in unemployment rates between women and men and index B showing the relation between unemployment rates. Both indicators are shown for the Member countries of the European Union. Study period covers the years 2000 to 2010.

The situation in the individual EU countries is different. The situation of women in relation to the situation of men has improved in all Member Countries. At the same time from 2009 can be traced more difficult situation of men on the labour markets.

Wiktoria Pantylej

SYTUACJA ZDROWOTNO-DEMOGRAFICZNA LUDNOŚCI UKRAINY W KONTEKŚCIE DRUGIEGO PRZEJŚCIA DEMOGRAFICZNEGO I TRANSFORMACJI EPIDEMIOLOGICZNEJ

Wprowadzenie

Drugie przejście demograficzne, występujące w krajach wysoko rozwiniętych w latach 60. XX wieku i polegające głównie na spadku dzietności poniżej zastępowalności pokoleń, opóźnieniu decyzji o urodzeniu pierwszego dziecka, wzroście urodzeń pozamałżeńskich, wzroście osób żyjących w związkach konsensualnych typu LAT, spadku umieralności oraz wydłużeniu średniej długości życia[1], doszło do Ukrainy z opóźnieniem o 30 lat. O jego początkach na Ukrainie można mówić w latach 90. XX wieku[2]. Jednak zjawisko drugiego przejścia demograficznego przebiega na Ukrainie w sposób odmienny niż w innych krajach europejskich, ponieważ przyczyniły się do niego nie tylko niska stopa urodzeń, starzenie się ludności, zmiany strukturalne instytucji rodziny, a przede wszystkim czynniki sytuacyjne, spowodowane przemianami ustrojowymi. W sposób odmienny przebiega też na Ukrainie zjawisko transformacji epidemiologicznej[3].

Celem niniejszego opracowania jest ukazanie osobliwości przebiegu drugiego przejścia demograficznego, a także transformacji epidemiologicznej na Ukrainie w okresie intensywnych przemian społeczno-gospodarczych (w latach 1990-2009). Nowe warunki społeczno-gospodarczego rozwoju kraju, które

---

[1] R. Lesthaeghe: *The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation*. IPD Working Paper 1991-92, Brussels 1991; D.J. Van de Kaa*: Is the Second Demographic Transition a useful concept*? *Questions and Answers*. Vienna Yearbook of Population Research. Vienna Institute of Demography, Austrian Academy of Sciences 2004.

[2] I.M. Prybytkova: *Demografia sytuacja v Ukrajini v dzerkali Vseukrajins'kogo perepysu naselennja 2001 r*. „Sociologija: teoria, metody, marketing" 2002, nr 3.

[3] Transformacja epidemiologiczna – przesunięcie akcentu głównych przyczyn zgonów, a także zapadalności z chorób zakaźnych na choroby niezakaźne, przewlekłe (takie schorzenia jak nowotwory złośliwe, choroby układu krążenia. *Globalne obciążenie chorobami*. Tom 1. Red. C. Murray, A. Lopez. Centrum Systemów Informacyjnych, Uniwersyteckie Wydawnictwo Medyczne „Vesalius", Warszawa-Kraków 2000, s. 101.

przyczyniły się do drastycznego rozwarstwienia społecznego, gwałtownego wzrostu bezrobocia, w tym utajonego, nigdzie nierejestrowanego, braku bezpieczeństwa społecznego, rosnących napięć psychospołecznych, niewątpliwie wpłynęły w sposób destrukcyjny na sytuację demograficzną i potencjał zdrowotny ludności.

1. Osobliwości sytuacji demograficznej ludności Ukrainy w fazie drugiego przejścia demograficznego

Począwszy od lat 90. XX wieku Ukraina znajduje się w głębokim kryzysie demograficznym, manifestującym się obniżeniem współczynnika urodzeń, wzrostem współczynników zgonów, zwłaszcza nadumieralności mężczyzn w wieku produkcyjnym, zmniejszeniem współczynnika zawierania małżeństw i zwiększeniem współczynnika rozwodów, wzrostem urodzeń pozamałżeńskich (tabela1).

Tabela 1

Dynamika niektórych elementów sytuacji demograficznej ludności na Ukrainie w latach 1990-2009

Współczynniki	1990	1995	2000	2005	2009
Współczynnik urodzeń, ‰	12,6	9,6	7,8	9,0	11,1
Współczynnik zgonów, ‰	12,1	15,4	15,4	16,6	15,3
Współczynnik przyrostu naturalnego, ‰	0,5	–5,8	–7,6	–7,6	–4,2
Współczynnik zgonów niemowląt, ‰	12,8	14,7	11,9	10,0	9,4
Współczynnik zawierania małżeństw na 1000 ludności	9,3	8,4	5,6	7,1	6,9
Współczynnik rozwodów na 1000 ludności	3,7	3,8	4,0	3,9	3,2

Źródło: Dane Państwowego Komitetu Statystyki Ukrainy.

Trwający na Ukrainie od lat 70. XX wieku systematyczny, a zarazem głęboki spadek liczby urodzeń jest czynnikiem decydującym o bardzo powolnym tempie rozwoju demograficznego kraju. Ogólny współczynnik urodzeń wśród ludności zmalał z 12,6‰ w roku 1990 do 7,8‰ w roku 2000. Dziś jest on najniższy w całej powojennej historii Ukrainy. Ma to związek z wieloma różnymi czynnikami, takimi jak drastyczne pogorszenie poziomu życia ludności wiejskiej, wysoka liczba rozwodów, zły stan zdrowia kobiet w wieku prokreacyjnym, napięcia psychospołeczne, wzrost wtórnej bezpłodności kobiet w wyniku aborcji i inne. Kijowski Instytut Socjologii[4] podaje, że na 1000 kobiet w wieku

[4] N.J. Żylka: *Analityčnyj ogljad zakonodavčogo zabezpečennja ochorony reproduktyvnogo zdorov'ja v Ukrajini*. Vydavnyctvo Rajevs'kogo, Kyjiv 2005.

reprodukcyjnym aż 68 cierpi na bezpłodność, co powoduje straty w liczbie urodzeń dochodzące do 10%. Wydaje się, że przemiany społeczno-gospodarcze przyczyniają się na Ukrainie do głębokich destrukcyjnych zmian w jej sytuacji demograficznej w wyniku tworzenia nowego systemu wartości społecznych oraz upodabniania się modelu rodziny do wzorców europejskich, w tym także na terenach wiejskich. Specjaliści Kijowskiego Instytutu Socjologii ustalili też, że upragniona w małżeństwach przeciętna liczba dzieci na Ukrainie wynosi obecnie w miastach 1,9, a na wsi 2,0. Jednak ten model rodziny realizowało tylko 68% badanych kobiet, głównie z powodu niskich dochodów i złych warunków mieszkaniowych[5]. Niskie dochody jako przeszkodę do posiadania upragnionej liczby potomstwa wskazało 53,7% respondentów, brak odpowiednich warunków mieszkaniowych – 38,6%[6]. Obawy rodzin co do pogorszenia swojego statusu materialnego po urodzeniu dziecka wydają się jak najbardziej uzasadnione: poziom ubóstwa wśród rodzin z dziećmi jest o 25-30% wyższy niż poziom ubóstwa wszystkich gospodarstw domowych. Ryzyko zapadnięcia w ubóstwo na Ukrainie wzrasta z urodzeniem drugiego dziecka (o 48,4%), a trzeciego o 53,8%[7].

Współczynnik dzietności kobiet wynosił na Ukrainie w roku 2009 1,453 (rys. 1), a średni wiek kobiety w momencie urodzenia pierwszego dziecka – 24,8 lat. Jest to dość młody wiek w stosunku do innych krajów europejskich, np. Niemiec (29 lat) lub Danii (30 lat), ale ma tendencję wzrostową. Wprawdzie zwiększenie wypłat z tytułu urodzenia dziecka na Ukrainie od roku 2007[8] nieco podwyższyło poziom urodzeń, jednak zdaniem specjalistów nie będzie to zjawisko trwałe[9]. Niewielki wzrost wartości współczynnika płodności kobiet w ostatnich latach wiąże się na Ukrainie nie tyle z dotacjami państwowymi na dziecko w momencie urodzenia, ile z wstąpieniem w wiek reprodukcyjny populacji kobiet urodzonych w pierwszej połowie lat 80. XX wieku[10].

---

[5] *Moloda sim'ja w Ukrajini: problemy stanovlennja ta rozvytku. Tematyčna deržavna dopovid' pro stanovyšče simej v Ukrajini za pidsumkamy 2002 roku*. Deržavnyj Komitet Ukrajiny u spravach sim'ji ta molodi, Kyjiv 2003.

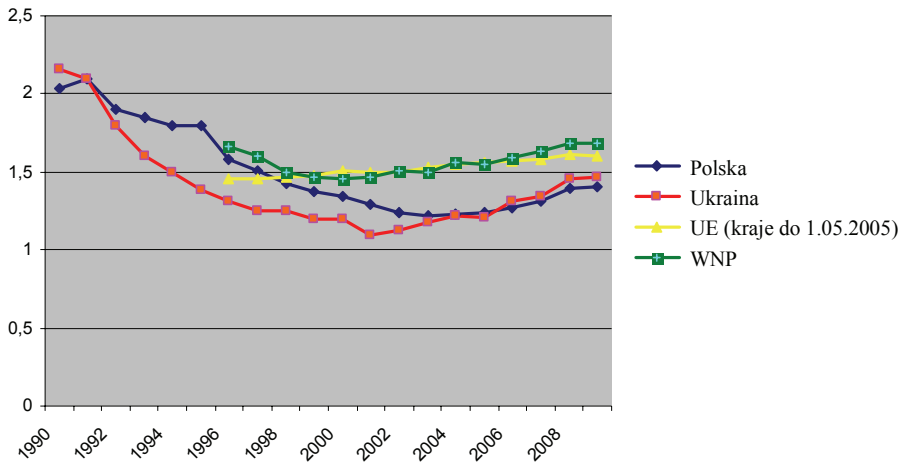
[6] E.M. Libanova, S.J. Aksjonova: *Naselennja Ukrajiny. Narodžuvanist' v Ukraini v konteksti suspilno--transformacijnych procesiv*. ADED, Kyjiv 2008.

[7] *Socialno-demografični charakterystyky domogospodarstv Ukrajiny u 2011 roci* (*za danymy vybirkovogo obstežennja umov žyttja domogospodarstv Ukrajiny*). Deržavnyj Komitet Statystyky Ukrajiny, Kyjiv 2011.

[8] Wysokość dotacji państwowej na Ukrainie według stanu na 1 stycznia 2011 r. z tytułu urodzenia pierwszego dziecka wynosiła 13 904 hrywien (około 5400 PLN), drugiego dziecka – 28 440 hrywien (prawie 11 tys. PLN), a trzeciego i następnego – 56 880 hrywien (22 tys. PLN) (http://zakon1.rada.gov.ua/cgi-bin/laws/main.cgi?nreg=2811-12&p=1270204897733506).

[9] J. Golovacha: *Tendenciji zmin v Ukrajini ta Jevropi: za rezultatamy „Jevropejs'kogo sociologičnogo doslidžennja 2005-2007-2009 roky*". Red. J. Golovacha, A. Gorbačyk. NAN Ukrajiny, Instytut Sociologičnych doslidžen', Fond „Vidrodžennja", Kyjiv 2010.

[10] W latach 1985-1986 odnotowano na Ukrainie szczyt urodzeń spowodowanych polityką byłego ZSSR, ukierunkowaną na wsparcie rodzin z dziećmi. W roku 1986, po katastrofie w Czarnobylu, współczynnik urodzeń zaczął się obniżać. Pogorszył się też stan zdrowia urodzonych dzieci.



Rys. 1. Dynamika współczynnika dzietności kobiet w wybranych jednostkach administracyjnych w latach 1990-2009

Źródło: Opracowanie własne na podstawie *WHO/Europe HFA Database*, styczeń 2011.

Przemiany społeczno-gospodarcze pogłębiły proces transformacji tradycyjnej rodziny ukraińskiej z modelu 2+2 do modelu 2+1 lub nawet 2+0, przyczyniły się także do wzrostu liczby niepełnych rodzin, samotnych matek wychowujących dzieci, urodzeń pozamałżeńskich (z 12,4% wszystkich urodzeń w roku 1989 do 21,2% w roku 2009). W istotny sposób zmieniła się struktura wieku kobiet rodzących pierwsze dziecko. Obecnie obserwuje się wysoki udział matek nastoletnich (do 20. roku życia), sięgający na terenach wiejskich nawet 13%.

Szczególnie złożonym problemem jest na Ukrainie od dawna duża liczba wykonywanych aborcji, przeprowadzanych legalnie w publicznych zakładach służby zdrowia[11].

2. Osobliwości sytuacji zdrowotnej ludności Ukrainy w kontekście transformacji epidemiologicznej

Cechą odmienną od większości krajów wysoko rozwiniętych, które znajdują się teraz w fazie drugiego przejścia demograficznego, są na Ukrainie ciągle wysokie wartości współczynników zgonów ludności, zwłaszcza mężczyzn

[11] W. Pantylej: *Przemiany społeczno-gospodarcze a stan zdrowia ludności Ukrainy i Polski w latach 1990-2002*. Wydawnictwo UMCS, Lublin 2008.

w wieku produkcyjnym. Współczynnik zgonów ludności w roku 2009 wynosił 15,3‰, a więc był dwukrotnie wyższy niż w roku 1970. W latach 1990-2009 stopa zgonów najwyższą wartość osiągnęła w roku 1996 – roku najgłębszego załamania gospodarczego na Ukrainie, a także w latach 2003-2006. W aspekcie przestrzennym najwyższe wartości współczynnika zgonów cechowały centralną część kraju. Najgorszą sytuację zaobserwowano w obwodzie czernichowskim, w którym poziom zgonów ludności wiejskiej w roku 2009 wyniósł 28,9‰, ponadtrzykrotnie przewyższył stopę urodzeń (obwód ten ucierpiał najbardziej wskutek awarii w Czarnobylu). W latach 1990-2009 umieralność wśród mężczyzn w wieku produkcyjnym powiększyła się ponaddwukrotnie i o połowę przewyższyła umieralność wśród kobiet w odpowiednich grupach wieku. Przewaga zgonów mężczyzn w wieku zdolnym do pracy wiąże się z bardziej ryzykownym zachowaniem mężczyzn, a także z pracą w warunkach szkodliwych dla życia i zdrowia. Gwałtownie wzrasta stopa zgonów z powodu samobójstw wśród mężczyzn na wsi do 50. roku życia. W tym wieku mężczyźni na wsi umierają głównie z powodu traum, zatruć, zabójstw, samobójstw oraz wypadków w wyniku złej dostępności do pomocy medycznej, zarówno w sensie przestrzennym, jak i finansowym. Jeśli chodzi o średnią długość trwania życia, to o ile w latach 1992-1993 wynosiła ona wśród kobiet 73,4 roku, a wśród mężczyzn – 62,3 roku, to w latach 2008-2009, odpowiednio, 74,9 i 63,8 roku[12], Szczególnie duże dysproporcje w średniej długości trwania życia według płci wiążą się z nadumieralnością mężczyzn, zwłaszcza w wieku produkcyjnym, spowodowaną chorobami układu krążenia, nowotworami oraz dużą liczbą wypadków, morderstw i samobójstw. Nadal wysoka jest stopa zgonów z powodu AIDS i gruźlicy (współczynnik zgonów ludności wiejskiej z powodu tej choroby jest ponad 26 razy wyższy niż w krajach „starej" UE). Szczególny niepokój wzbudza też fakt, że w ciągu ostatnich 5 lat zachorowalność na czynną formę gruźlicy wśród ludności wiejskiej wzrosła prawie o 40%. Istnieje też tendencja do obniżania średniego wieku zgonów w wyniku chorób układu krążenia.

Współcześnie na wielkość współczynnika zgonów w największym stopniu wpływają choroby układu krążenia i nowotwory, powodujące w przypadku Ukrainy łącznie około 72% zgonów. Z kolei na występowanie tych chorób silnie oddziałuje stan środowiska przyrodniczego, poziom i styl życia ludności oraz kultura zdrowotna. Udział zgonów z powodu chorób układu krążenia w latach 1989-2009 wzrósł aż o 45%, przy czym wzrost dotyczył w większym stopniu mężczyzn niż kobiet. Ma to związek z częstszą skłonnością mężczyzn do nadużywania alkoholu, palenia tytoniu i niehigienicznego trybu życia.

Analiza podstawowych współczynników stanu zdrowia ludności Ukrainy w porównaniu z Polską, zawartych w tabeli 2, upoważnia do stwierdzenia, że w okresie 1990-2009 na terenie Ukrainy utrzymywał się głęboki kryzys zdrowotny.

---

[12] *Naselennja Ukrajiny 2008. Demografičnyj ščoričnyk*. Deržavnyj Komitet Statystyky Ukrajiny, Kyjiv 2009.

Tabela 2

Wybrane wskaźniki sytuacji zdrowotnej na Ukrainie i w Polsce
w latach 1990-2009

Wskaźniki	Ukraina				Polska			
	1990	1996	2002	2009	1990	1996	2002	2008
Zgony z powodu chorób układu krążenia na 100 tys. osób	641,5	879,0	965,4	1002,1	534,2	503,2	443,0	453,7
Zgony z powodu nowotworów złośliwych na 100 tys. osób	195,4	192,4	197,2	191,0	193,4	203,7	234,9	250,6
Zgony z powodu przyczyn zewnętrznych na 100 tys. osób	107,2	158,0	158,3	106,5	78,2	70,5	66,4	66,5
Zgony z powodu chorób układu oddechowego na 100 tys. osób	71,8	86,0	66,0	45,9	41,1	37,0	40,7	50,6
Zachorowalność na gruźlicę na 100 tys. osób	31,9	45,8	75,6	72,7	42,3	39,8	27,4	21,6
Zachorowalność na AIDS na 100 tys. osób	0,002	0,293	2,790	9,9[1]	0,055	0,290	0,337	0,400
Zachorowalność na kiłę na 100 tys. osób	6,0	150,6	63,8	20,0	21,6	3,3	2,4	2,4
Zachorowalność na rzeżączkę na 100 tys. osób	73,2	74,2	46,5	23,9	5,4	3,9	1,6	0,7
Zachorowalność na nowotwory złośliwe na 100 tys. osób	301,2	309,4	322,0	331,5	219,0	279,7	286,8**	337,7*

* według stanu na 2007 r.; ** według stanu na 2000 r.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: *Rocznik Demograficzny 1990*. GUS, Warszawa 1991; *Naselennja Ukrajiny 1993. Demografičnyj ščoričnyk*. Deržavnyj Komitet Statystyky Ukrajiny, Kyjiv 1994; *Naselennja Ukrajiny 2008. Demografičnyj ščoričnyk*. Deržavnyj Komitet Statystyky Ukrajiny, Kyjiv 2009; *Rocznik Demograficzny 2010*. GUS, Warszawa 2010; *Biuletyn statystyczny Ministerstwa Ochrony Zdrowia – 2010*. Centrum Systemów Informacyjnych Ochrony Zdrowia, Warszawa 2010; *Pokaznyku zdorov'ja naselennia ta vykorystannia resursiv ochorony zdorov'ja v Ukrajini za 2009-2010 roky*. Centr Medyčnoji Statystyky, Kyjiv 2011.

Można uznać, że sytuacja w Polsce w zakresie stanu zdrowia ludności była w tym okresie również niezadowalająca, zwłaszcza w porównaniu z Unią Europejską. O ile w roku 1990, stanowiącym początek bardzo trudnego okresu transformacji społeczno-gospodarczej, stan zdrowia ludności obu badanych krajów był podobny, to już w roku 1996 widoczne były spore różnice na niekorzyść Ukrainy, przy dalszym pogarszaniu się sytuacji na Ukrainie i stopniowej poprawie w Polsce. Na Ukrainie pogorszenie stanu zdrowia ludności widoczne było zwłaszcza w zakresie takich chorób społecznych jak gruźlica, AIDS czy choroby weneryczne. Natomiast w przypadku chorób cywilizacyjnych dystans dzielący Ukrainę od Polski nieco się skraca. Na podstawie przeanalizowanych chorób stwierdzono, że Polska dość łagodnie przechodzi przez

transformację epidemiologiczną, podczas gdy na Ukrainie doszło do nałożenia na siebie ciągle wzrastającego poziomu zapadalności na choroby społeczne i cywilizacyjne (z wyjątkiem chorób układu krążenia).

Podsumowanie

Stwierdzono, że drugie przejście demograficzne przebiega na Ukrainie w sposób odmienny od innych krajów europejskich, ponieważ decydujący wpływ na współczesną sytuację zdrowotno-demograficzną ludności Ukrainy wywarły drastyczne przemiany społeczno-gospodarcze lat 90. XX wieku. Analiza podstawowych współczynników stanu zdrowia ludności upoważnia do stwierdzenia, że w okresie 1990-2009 na terenie Ukrainy utrzymywał się głęboki kryzys zdrowotny. Transformacja epidemiologiczna, mająca miejsce w krajach wysoko rozwiniętych, polega na przesunięciu akcentu głównych przyczyn zgonów, a także zapadalności z chorób zakaźnych na choroby niezakaźne, przewlekłe. Przeprowadzone badania udowodniły, że przebiega ona na Ukrainie w sposób szczególny, dochodzi bowiem do nałożenia na siebie ciągle wzrastającego poziomu zapadalności na choroby społeczne i cywilizacyjne (z wyjątkiem chorób układu krążenia). Taka sytuacja świadczy o potężnym kryzysie zdrowotno-demograficznym na terenie Ukrainy.

HEALTH AND DEMOGRAPHIC SITUATION OF THE UKRAINIAN POPULATION IN THE CONTEXT OF THE SECOND DEMOGRAPHIC TRANSITION AND THE EPIDEMIOLOGICAL TRANSFORMATION

Summary

The article focuses on the analysis of the most important components of the health and demographic situation of the Ukrainian population in the years 1990-2009, in the context of the Second Demographic Transition and epidemiological transformation compared to Poland and the countries of the so-called Old European Union. The following rates of the health and demographic development of the Ukrainian population have been subject to the analysis: the birth rate, the rate and structure of deaths, the fertility rate, incidence of basic social and civilization diseases.

Elżbieta Grzelak-Kostulska

TERYTORIALNE ZRÓŻNICOWANIE OBCIĄŻEŃ CHOROBAMI W POPULACJI WYBRANYCH KRAJÓW EUROPEJSKICH NA TLE CZASU TRWANIA ŻYCIA

Wprowadzenie

Problem przestrzennego zróżnicowania czasu trwania życia ludności należy, z jednej strony, do grupy zagadnień ważnych ze względu na aplikacyjny charakter poświęconych mu badań, z drugiej natomiast stanowi fascynujące wyzwanie dla każdego badacza. Współcześnie pojawia się wiele pytań o jego aktualny stan, o tempo i kierunek zmian, o poziom nierówności i jego zachowania w czasie oraz o spodziewany w przyszłości poziom.

W niniejszym opracowaniu podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, czy istnieje zależność między czasem trwania życia (od momentu narodzin) a sekwencją głównych obciążeń chorobami w populacjach wybranych krajów. Ponieważ regionalne podejście stanowi zasadniczy trzon niniejszej pracy, szczególną uwagę poświęcono zjawisku dysonansu między czasem trwania życia w Europie Wschodniej i Zachodniej. W ogólnym zarysie różnica ta jest powszechnie znana, jednakże zagadnienie to wydaje się nieco bardziej złożone. Aby to zbadać, dokonano geograficznej analizy wybranych według kryterium istotności (% w strukturze DALY) obciążeń chorobami, odpowiedzialnych za skracanie czasu trwania życia i wystąpienie niepełnosprawności[1] – rozpatrując je osobno dla populacji kobiet i mężczyzn. Podejście to wydaje się istotne dla poznania specyfiki przestrzennych nierówności.

1. Założenia badawcze

Jeszcze w połowie ubiegłego wieku podział na regiony demograficzne Europy miał nieco inny charakter niż współcześnie. Na początku lat 50. rozkład wskaźnika umieralności sprawiał, że łatwiej było dostrzec różnice w układzie

[1] Na podstawie danych publikowanych w raportach WHO Regional Office for Europe *Highlights on health in*, http://www.euro.who.int/en/where-we-work/

Północ-Południe niż Wschód-Zachód. Wydaje się, że obraz ten nawiązywał jeszcze do dawnego podziału kontynentu, z którym łączyć należy przebieg linii Hajnala. Przestrzenne zróżnicowanie wielkości parametru czasu trwania życia było kształtowane przez przedwojenną sytuację społeczno-gospodarczą poszczególnych krajów. Odcisnęły się w nim także ślady drugiej II światowej.

Wspomnieć należy także o bezsprzecznym fakcie opóźnienia Wschodu w stosunku do Zachodu Europy w zaawansowaniu przejścia demograficznego, a tym samym i przejścia epidemiologicznego[2], co przekładało się na widoczną różnicę czasu trwania życia w okresie przedwojennym i w latach 50. Jednak, jak przestrzegają niektórzy demografowie, błędne byłoby interpretowanie zachodzących zmian w poziomie umieralności, opierając się na tym stwierdzeniu, bowiem lata 60. przyniosły względne wyrównanie analizowanego parametru. A zatem przypisanie temu opóźnieniu wpływu na obserwowane dziś regionalne różnice w czasie trwania życia byłoby, jak słusznie zauważa Okólski[3], zbyt pochopne.

W rezultacie można by wnioskować, że współczesne terytorialne odmienności w zakresie długości życia nawiązują do przeszłości powojennej danego kraju, co przyjęto jako główną tezę w niniejszej analizie.

Założeniu temu podporządkowano tok postępowania badawczego, wybierając do analizy różne kategorie państw. Należy tu wspomnieć, że w literaturze pytanie o homogeniczność regionów Europy w związku z umieralnością pojawiało się kilkakrotnie, na przykład w analizie zespołowej (*cluster analysis*) w pracy Trzaskiej-Durskiej z 1987 roku[4], w badaniach Okólskiego z 1988 roku[5], gdzie rozpatrywano różnice regionalne między średnimi wartościami przeciętnego dalszego czasu trwania życia za pomocą analizy wariancji, czy w pracach Meslé[6] oraz Meslé i Vallin z 2001 i 2002 roku[7], gdzie przeprowadzono analizę hierarchiczną prawdopodobieństwa zgonu według wieku. Dość popularne jest też grupowanie wprowadzone przez WHO, dzielące Europę na dwie grupy referencyjne: Eur-A i Eur-B+C (na podstawie podobieństw wskaźników opisujących zdrowie populacji, trendów społeczno-ekonomicznych czy rozwojowych i uwarunkowań geopolitycznych)[8].

---

[2] M. Okólski: *Demografia zmiany społecznej*. Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa 2004.

[3] Ibid.

[4] K. Trzaska-Durska: *Wzrost umieralności w krajach socjalistycznych*. Department of Economics, Uniwersytet Warszawski, Warszawa 1987.

[5] M. Okólski: *Umieralność mężczyzn w Europie Wschodniej i Zachodniej*. Studia Demograficzne 1988, nr 3.

[6] F. Meslé, V. Hertrich: *Mortality trends in Europe: the widening gap between East and West*. W: *23rd International Population Conference*. Beijing 1997, Liège, IUSSP, s. 479-508.

[7] F. Meslé, J. Vallin: *Mortality in Europe: the Divergence Between East and West in Population* 2002/1, Vol. 57, s. 157-197.

[8] Szczegóły: *The world health report 2004 – Changing History*. Geneva, Word Health Organization http://www.who.int/whr/2004/en.

Ponieważ regionalizacja nie jest celem niniejszej analizy, dlatego przyjęty według kryterium historycznego podział krajów na kategorie został dokonany *a priori* i ma jedynie orientacyjny charakter. Rozpatrywany zbiór stanowiło 17 krajów tworzących grupę państw tzw. Europy Zachodniej (grupa A) oraz 13 państw z tzw. Europy Wschodniej (grupa B), należących do byłego bloku państw komunistycznych. Dodatkowo uznano, że dla celów niniejszej analizy w obrębie grupy B wyróżnione zostały dwie nieco odrębne podgrupy, to jest określana jako B1 – kategoria państw należących do byłego ZSRR i B2 – na którą składały się pozostałe państwa komunistyczne Europy Środkowo-Wschodniej.

Podział ten posłużył nie tylko do poszukiwania zakładanych wyżej przestrzennych prawidłowości (powojenne zmiany jako czynnik różnicujący czas trwania życia), ale także do sprawdzenia tezy mówiącej o wpływie obciążeń chorobami (mierzonym na podstawie udziału w DALY[9]) na długość życia. Przyjęto tu, że w krajach Europy Zachodniej (grupa A), gdzie oczekiwany czas trwania życia w momencie narodzin jest wyższy, utracone lata w zdrowiu w wyniku przedwczesnej umieralności oraz niesprawności wiążą się z innym rozkładem obciążenia grupami najważniejszych chorób, niż w krajach Europy Środkowej i Wschodniej (zarówno z grupy B1, jak i B2). Ustalenie, jaki wpływ na wielkość DALY mają w poszczególnych populacjach choroby neuropsychiatryczne, układu krążenia, nowotworowe i nieumyślne uszkodzenia ciała (z nimi wiąże się najwyższe obciążenie chorobami), stało się istotnym krokiem w postępowaniu badawczym. Towarzyszyło mu także określenie przestrzennych prawidłowości w zakresie zróżnicowania i zmian długości trwania życia.

2. Zmiany czasu trwania życia w wybranych krajach europejskich

Korzystając z dostępnych danych[10], analizie poddano przebieg zmian czasu trwania życia w 30 krajach europejskich między 1959 a 2007 rokiem (dla Słowenii dostępne były dane od 1983 roku).

---

[9] Wskaźnik DALY (ang. *disability adjusted life-years* – lata życia skorygowane niesprawnością) – wskaźnik stosowany do określenia stanu zdrowia danego społeczeństwa. Wyraża łącznie lata życia utracone wskutek przedwczesnej śmierci bądź uszczerbku na zdrowiu w wyniku urazu lub choroby. Wskaźnik DALY służy do pomiaru obciążenia chorobami w badanej populacji. Przydaje się przy identyfikacji głównych przyczyn obciążenia chorobami. Jeden DALY oznacza utratę jednego roku w zdrowiu. Przyczyną tej utraty może być przedwczesna umieralność lub inwalidztwo. DALY można wyrazić za pomocą wzoru:
DALY = YLL + YLD, gdzie:
YLL – lata życia stracone z powodu przedwczesnej umieralności,
YLD – lata życia przeżyte w niesprawności.

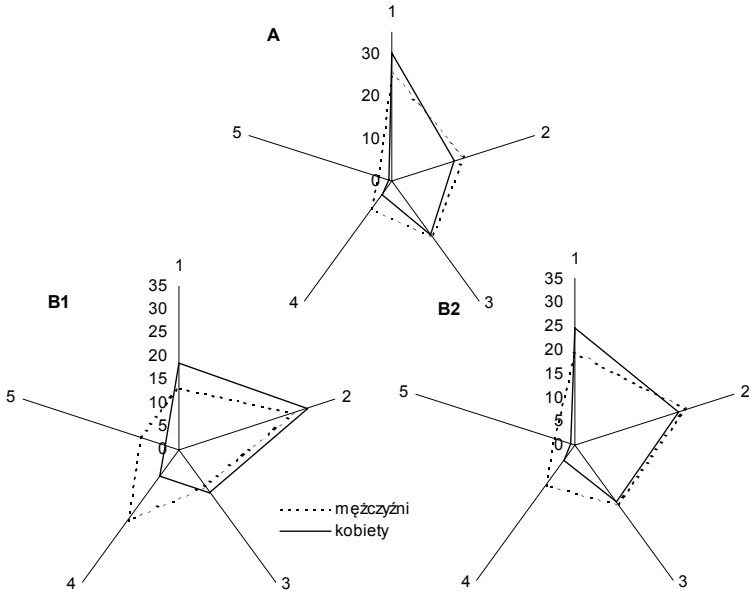
[10] Human Mortality Database – www.mortality.org

Rozważane zmiany czasu trwania życia w poszczególnych krajach grupy A przebiegały w zbliżony do siebie sposób, choć dynamika dla krajów Europy Południowej była średnio wyższa (początkowe wartości wskaźnika były znacznie niższe niż w północnej i zachodniej części kontynentu).

W porównaniu z państwami rozważanymi w ramach grupy A, znacznie bardziej złożony przebieg miały zmiany współczynnika czasu trwania życia w krajach grupy B (byłe kraje komunistyczne). Po pierwsze, wyjściowy poziom wielkości parametru był w ich przypadku nieco niższy od średniej dla grupy A i całej Europy (choć nieco wyższy niż dla południa kontynentu) i, co charakterystyczne, dystans ten w ciągu kilkudziesięciu lat znacznie wzrósł. Zestawiając poszczególne kraje, dla których dokonano porównania, nie sposób nie dostrzec wyraźnej różnicy między państwami będącymi przed rozpadem ZSRR jego republikami i tymi, które funkcjonowały jako autonomiczne jednostki polityczne. Charakterystyczną cechą byłych republik radzieckich jest wystąpienie w populacji mężczyzn krótkotrwałego wzrostu wielkości wskaźnika w drugiej połowie lat 80. Stanowił on odbicie antyalkoholowej kampanii prowadzonej w ZSRR od 1985 roku za rządów Michaiła Gorbaczowa. Na ten pozytywny impuls nałożył się jednak głęboki kryzys społeczno-ekonomiczny początku lat 90. Od tego momentu czas trwania życia mężczyzn uległ znacznemu skróceniu, osiągając najniższy poziom w połowie lat 90. W pozostałych krajach z grupy B zmiany wskaźnika dla mężczyzn miały inny przebieg. Po szybkim początkowym wzroście (pierwsza połowa lat 60.), przez długi czas – aż do momentu transformacji – zmiany były nieznaczne. Podobnie jak byłe republiki radzieckie, kraje te doświadczyły po upadku komunizmu kryzysu umieralności, jednakże okres transformacji społeczno-gospodarczej przyniósł znaczącą poprawę.

3. Geograficzny rozkład głównych przyczyn niepełnosprawności w strukturze DALY

Poszukując odpowiedzi na pytanie o przyczyny opisanych trendów, zgodnie z przyjętym założeniem, należy prześledzić rozkład obciążenia poszczególnymi grupami chorób/urazów osobno dla mężczyzn i kobiet. W tym układzie przeanalizowano metodą graficzną (z wykorzystaniem typogramów), jak kształtuje się waga głównych kategorii chorób i urazów mierzona udziałem we wskaźniku utraconej długości życia korygowanej niepełnosprawnością (DALY). Należały do nich: choroby neuropsychiatryczne, układu krążenia, nowotwory złośliwe, nieumyślne uszkodzenia ciała i umyślne uszkodzenia ciała. Wymienione kategorie stanowiły w około 3/4 o wielkości DALY. Następnie kraje pogrupowano według przyjętego wcześniej kryterium.



Objaśnienia: 1 – choroby neuropsychiatryczne, 2 – choroby układu krążenia, 3 – nowotwory złośliwe, 4 – nieumyślne uszkodzenia ciała, 5 – umyślne uszkodzenia ciała.

Rys. 1. Wybrane grupy chorób i urazy w % całkowitego DALY

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: www.euro.who.int/en/where-we-work/

Z porównania kształtów zamieszczonych typogramów wynika różnica między kategorią A a kategoriami B1 i B2. W państwach należących do pierwszej grupy największy wpływ na utratę życia w zdrowiu mają choroby neuropsychiatryczne. W krajach tych składają się one na około 25% całkowitego DALY dla mężczyzn i nawet powyżej 30% dla kobiet. W krajach Europy Wschodniej wartości te są niższe: o około 5% w państwach zaliczanych do grupy B2 i o około 10-15% w byłych republikach radzieckich. Mężczyźni z krajów należących do ZSRR (B1), podobnie jak i kobiety (te w mniejszym stopniu), charakteryzują się dominacją chorób układu krążenia i wysokim udziałem nieumyślnych uszkodzeń ciała (mężczyźni). Uzyskany obraz wskazuje, że część Europy Wschodniej, która nie była bezpośrednio fragmentem ZSRR (kraje B2), pod względem sekwencji głównych chorób i urazów znajduje się pomiędzy państwami europejskimi z grupy A i krajami byłego ZSRR.

4. Czas trwania życia na tle głównych chorób i urazów kształtujących DALY

Zgodnie z przyjętą tezą, postanowiono porównać w obrębie badanych jednostek (i tworzonych przez nie grup) różnice czasu trwania życia z głównymi chorobami i urazami w przewadze decydującymi o DALY. W tym celu wytypowano w każdym kraju po trzy główne elementy wywołujące niepełnosprawność lub zgon, których udział procentowy był najwyższy (jak ustalono w analizie kształtów typografów, to one decydowały przede wszystkim o różnicach między krajami). Na podstawie ich kolejności (istotna była sekwencja wszystkich trzech) kraje pogrupowano na kategorie od I do IV. W I znalazły się te obszary, gdzie o wielkości DALY decydują kolejno: choroby neuropsychiatryczne, choroby nowotworowe i choroby układu krążenia. W II grupie dominowały także choroby neuropsychiatryczne, przed chorobami nowotworowymi uplasowały się jednak choroby układu krążenia. W kategoriach III i IV najistotniejsze znaczenie miały choroby układu krążenia. Na drugim miejscu w grupie III są choroby neuropsychiatryczne, na trzecim zaś choroby nowotworowe. Kategoria IV ma nieco odrębny charakter – podczas gdy kategorie I-III są zdominowane przez trzy główne cechy – zmienia się jedynie znaczenie poszczególnych składników – to w ostatniej grupie pojawia się dodatkowy czynnik. I tak drugie co do znaczenia (po chorobach układu krążenia) są nieumyślne uszkodzenia ciała, na trzecim miejscu choroby neuropsychiatryczne. Następnie dokonano porównania długości czasu trwania życia z omawianymi kategoriami.

Tabela 1

Czas trwania życia na tle głównych chorób i urazów kształtujących DALY

		Czas trwania życia (kwartyle)			
		Kobiety			
1	2	3	4	5	6
		Pierwszy (71,89-77,4)	Drugi (77,73-80,56)	Trzeci (80,62-81,53)	Czwarty (81,69-83,09)
	I*		Dania A, Irlandia A	Holandia A, Belgia A, Norwegia A	Francja A, Szwajcaria A, Hiszpania A
	II*		Słowacja B2, Czechy B2, Polska B2, Słowenia B2, Wielka Brytania A	Portugalia A, Luksemburg A, Niemcy A, Finlandia A	Austria A, Szwecja A, Islandia A, Włochy A

cd. tabeli 1

1	2	3	4	5	6
Grupy według głównych czynników kształtujących DALY	III*	Rosja B1, Ukraina B1, Białoruś B1, Bułgaria B2, Łotwa B1, Węgry B2, Estonia B1, Litwa B1			
	IV*				
		Mężczyźni			
		Pierwszy (71,89-77,4)	Drugi (77,73-80,56)	Trzeci (80,62-81,53)	Czwarty (81,69-83,09)
	I*			Belgia A, Francja A	Hiszpania A, Szwajcaria A, Islandia A
	II*		Słowacja B2, Słowenia B2, Portugalia A, Luksemburg A, Dania A	Finlandia A, Irlandia A, Austria A, Niemcy A, Wielka Brytania A	Holandia A, Norwegia A, Włochy A, Szwecja A
	III*	Węgry B2, Bułgaria B2	Polska B2, Czechy B2		
	IV*	Rosja B1, Ukraina B1, Białoruś B1, Łotwa B1, Estonia B1, Litwa B1			

* Objaśnienia: w strukturze DALY dominują:
I – choroby neuropsychiatryczne, nowotwory złośliwe, choroby układu krążenia,
II – choroby neuropsychiatryczne, choroby układu krążenia, nowotwory złośliwe,
III – choroby układu krążenia, choroby neuropsychiatryczne, nowotwory złośliwe,
IV – choroby układu krążenia, nieumyślne uszkodzenia ciała, choroby neuropsychiatryczne.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: www.mortality.org, www.euro.who.int/en/where-we-work

Uzyskane w tabeli wyniki wydają się potwierdzać związek między zestawianymi wskaźnikami. I tak najwyższe wartości trwania życia (trzeci i czwarty kwartyl) typowe są dla krajów, w których pojawia się grupa I lub II, a zatem tych, gdzie wiodącym elementem są choroby neuropsychiatryczne.

We wskazanych krajach (Europa Zachodnia) długość życia kobiet sięga powyżej 80 lat, mężczyzn 74,5 lat. Kategoria III pojawia się wśród kobiet z krajów B1 i mężczyzn z kategorii B2, IV zaś (z wysokim udziałem nieumyślnych uszkodzeń ciała) występuje wyłącznie wśród mężczyzn z krajów B1, cechujących się najkrótszym czasem trwania życia (z przedziału 58,6-68,8

roku – pierwszy kwartyl). Warto też podkreślić, że w grupie III i IV (z dominującym wpływem chorób układu krążenia) nie znalazł się żaden spośród krajów Europy Zachodniej (grupa A). Kraje te cechuje zasadniczo dłuższy czas trwania życia, większość znalazła się w trzecim i czwartym kwartylu (z wyjątkiem Danii, Irlandii i Wielkiej Brytanii, które ulokowały się wprawdzie w drugim kwartylu, ale w jego górnym progu). Ponadto w grupie I nie znalazł się żaden z byłych krajów komunistycznych, natomiast w grupie II tylko cztery. Charakterystyczne jest także i to, że w trzecim i czwartym kwartylu, wśród państw z grupy A – o najdłuższym przeciętnym trwaniu życia, nie znalazł się żaden kraj z grupy B (zarówno wśród kobiet, jak i mężczyzn).

Podsumowanie

Uzyskane w toku analizy wyniki sugerują występowanie silnych prawidłowości przestrzennych w rozkładzie zarówno wielkości czasu trwania życia, jak i znaczenia badanych elementów kształtujących wskaźnik DALY. Potwierdza się też fakt, że główne obciążenie nimi zależy od długości życia. Wprawdzie rozważane najważniejsze choroby i urazy pojawiają się we wszystkich badanych krajach (osiągając najwyższy odsetek w DALY), ale w ujęciu geograficznym zmienia się ich ranga względem siebie nawzajem, czemu towarzyszy też zmiana czasu trwania życia. Uzyskany rozkład przestrzenny wydaje się potwierdzać wpływ czynnika geopolitycznego na wykształcenie tych różnic.

Przedstawiona analiza nie jest w stanie wskazać przyczyn stwierdzonych różnic regionalnych, ale być może poznanie opisanych wyżej prawidłowości ułatwi znalezienie odpowiedzi na pytanie, gdzie dalej szukać.

TERRITORIAL DIFFERENCES IN DISABILITY GROUPS IN THE POPULATION OF SELECTED EUROPEAN COUNTRIES COMPARED TO THE LIFE EXPECTANCY

Summary

The aim was to demonstrate the relationship between the life expectancy at birth and the main sequence (according to impact on DALY) of disability groups in populations of selected countries. The results: 1) there are significant spatial regularity in the distribution of both elements, 2) suggest a relationship between the burden caused by the different categories of disease and life expectancy, 3) confirm the importance of geopolitical factors.

Katarzyna Dembicz

WYSPY STAROŚCI NA MORZU DEMOGRAFICZNYM AMERYKI ŁACIŃSKIEJ

Wprowadzenie

Zjawisko starzenia się społeczeństw, dobrze znane krajom rozwiniętym, zaczyna dotykać również Amerykę Łacińską. W wydanej w 2007 roku publikacji zatytułowanej *Przemiany ludnościowe. Fakty – interpretacje – opinie*[1] znajduje się stwierdzenie: „Z wyjątkiem niektórych Wysp Karaibskich, żaden region Ameryki Łacińskiej nie osiągnął jeszcze równowagi między współczynnikiem urodzeń i zgonów. (...) Większość państw Ameryki Łacińskiej obniżyła współczynnik urodzeń i zgonów, lecz pomimo tego mają za sobą dopiero dwie trzecie drogi w kierunku zakończenia pierwszego przejścia demograficznego". Czy tak jest rzeczywiście? Może w przypadku niektórych z państw latynoamerykańskich mamy do czynienia z wejściem w fazę drugiego przejścia demograficznego? W niniejszym opracowaniu postaram się przybliżyć ten problem. Analiza czynników składających się na zjawisko przejścia demograficznego dostarczy, mam nadzieję, wystarczających danych, aby móc stwierdzić, iż Ameryka Łacińska stoi u progu ważnych przemian demograficznych, idących w kierunku, negatywnego z punktu widzenia ekonomicznego i społecznego, procesu starzenie się ludności.

W ciągu ostatnich sześćdziesięciu lat Ameryka Łacińska charakteryzowała się nieprzerwanym wzrostem liczby ludności, ze 167 mln w 1950 roku do 588 mln w 2010 roku. Aktualnie najdynamiczniej rozwijającym się regionem jest Ameryka Centralna[2]. W 1950 roku miała dwa razy mniej mieszkańców niż Wyspy Karaibskie (ok. 8,5 mln), natomiast w 2010 roku przewyższyła ich liczbę prawie o milion, osiągając 42 mln 509 tys. Średnie roczne tempo przyrostu ludności dla tego obszaru, w całym analizowanym okresie, wyniosło 1,65%. W latach 1950-1955 wahało się (w przypadku poszczególnych państw)

[1] J. Balicki, E. Frątczak, B. Nam Charles: Przemiany ludnościowe. Fakty – interpretacje – opinie. Instytut Politologii UKSW, Warszawa 2007, s. 57.

[2] Ameryka Centralna to obszar obejmujący kraje położone między Meksykiem a Kolumbią, czyli: Belize, Gwatemalę, Honduras, Kostarykę, Nikaraguę, Panamę i Salwador.

od 2,5 do 3,1%, w końcowym okresie analizy spadło do wartości oscylujących między 1,3 a 2,3%. Na przestrzeni ostatnich 60 lat wskaźnik ten podlegał wyraźnym fluktuacjom. Wynikało to z różnorodnych czynników związanych m.in. z sytuacją polityczną w tej części świata. Najlepszym tego przykładem jest Salwador, który w latach 80. XX wieku przeżył załamanie demograficzne wynikające z panującej w tym kraju wojny domowej, której skutkiem była utrata życia przez tysiące osób oraz masowa emigracja. Poza wspomnianym obszarem, w znacznej części Ameryki Łacińskiej w ostatnich latach obserwuje się wyhamowanie, a nawet stagnację tempa przyrostu liczby ludności. Do połowy lat 60. utrzymywał on tendencję wzrostową, potem nastąpił najpierw powolny, a od lat 80. zdecydowany jego spadek, osiągając na początku XXI wieku 1,31%, a dla okresu 2010-2015 przewiduje się mniej niż 1%. W przypadku Brazylii, która reprezentuje 40% potencjału demograficznego regionu, spadek był bardzo dynamiczny. W ciągu jednej dekady zmalał on prawie dwukrotnie, z 1,31% w latach 2000-2005 do 0,75% w okresie 2010-2015, a na kolejne pięć lat przewiduje się 0,6%. Podobnie niskie wartości dotyczą Argentyny i Urugwaju, chociaż w ich przypadku stagnacja utrzymuje się od ponad dwóch dekad. Spadek wartości przyrostu liczby ludności charakterystyczny jest również dla innych krajów, jak Meksyk i Chile. Jednakże w regionie występują także całkowicie odmienne tendencje. Analizując dane dla poszczególnych państw, można zarysować jeszcze dwa scenariusze ewolucji średniego rocznego tempa przyrostu ludności. Jeden reprezentowany jest przez Gwatemalę, która potwierdza pewną prawidłowość, iż w krajach o zdecydowanym udziale ludności indiańskiej następuje bardzo powolny spadek, utrzymującego się na wysokim poziomie, wzrostu liczby ludności. Podobną tendencję zachowują kraje o niskim poziomie rozwoju gospodarczego i społecznego, czyli Haiti i Paragwaj. W opozycji do wcześniejszego scenariusza znajdują się kraje osiągające ujemne wartości. Są to Dominika, Gujana i Wyspy Dziewicze USA, w których w pierwszym dziesięcioleciu XXI wieku wzrost liczby ludności był na poziomie odpowiednio: –0,28%, –0,06% i –0,07%. Do tej grupy w ciągu najbliższej dekady dołączy Kuba z niezmienną od ponad dziesięciu lat liczbą mieszkańców oscylującą w granicach 11 mln. Co ciekawe, za niespełna piętnaście lat w tej grupie znajdą się Barbados, Portoryko oraz Trynidad i Tobago, których udział w ogólnej liczbie ludności Ameryki Łacińskiej jest niewielki, natomiast należą one do najważniejszych gospodarek Karaibów.

Powodów występowania tak diametralnych różnic w ramach jednego regionu geograficznego wskazać można wiele. Głównie wynikają one ze stanu współczynnika płodności, umieralności i urodzeń, a także średniej oczekiwanej długości życia. Do nich dodać należy jeszcze jeden element – ruchy migracyjne, obecnie uważane za bardzo ważny komponent przemian ludnościo-

wych, w tym przejścia demograficznego. Historia Ameryki Łacińskiej pokazuje, że migracje były elementem decydującym o dalszym kierunku i rozwoju procesów demograficznych. Kiedyś obszar wyłącznie przyjmujący emigrantów i czerpiący swój potencjał właśnie z tych zasobów, w ostatnim stuleciu przeszedł zdecydowaną transformację. Stał się regionem wypychającym, gdzie tzw. *push factors* odgrywają ważną rolę, a w przypadku niektórych państw i podregionów zdecydowaną. Od lat 50. w zasadzie wszystkie kraje Ameryki Łacińskiej stały się ważnymi emitentami migrantów, a migracje wewnątrzregionalne odgrywają coraz większą rolę. Zarówno Ameryka Łacińska, jak i Karaiby utrzymują ujemne salda migracji, przekraczające 10% w przypadku Gujany, 7% Nikaragui czy 6% Urugwaju. Tylko nieliczne kraje, ze względu na stabilność polityczną, koniunkturę gospodarczą i rozwój przemysłu posiadają dodatnie saldo, są to Kostaryka, Aruba, Bahamy i Chile. W przypadku wielu – negatywne saldo migracji zdaje się lekarstwem na rosnącą w szybkim tempie liczbę ludności i problemy gospodarcze. W przypadku innych, jak Urugwaj i Kuba, generuje nie tylko deficyt na rynku pracy, ale przede wszystkim wpływa bezpośrednio na zachwianie struktur wieku i płci ludności, przyczyniając się do szybszego niż przewidywano starzenia się społeczeństwa. Składowe ruchu naturalnego wydają się wskazywać, iż proces ten odsuwa się w czasie, a to za sprawą największych potęg demograficznych regionu, czyli Brazylii, Meksyku, Argentyny, Kolumbii i Wenezueli, których wartości współczynnika urodzeń przewyższają te w krajach rozwiniętych, a zgonów są niższe. W ubiegłym pięcioleciu (lata 2005-2010) wskaźniki dla Europy wyniosły odpowiednio 10,5‰ i 11,4‰, dla Ameryki Łacińskiej natomiast 19,0 i 6,0‰. Aktualnie stopa urodzeń uległa spadkowi i wynosi średnio 17,3‰. Pomimo iż w Ameryce Łacińskiej przyrost naturalny utrzymuje się na dosyć wysokim poziomie, odpowiadającym mniej więcej średnim światowym wartościom (w latach 2005--2010 11,2 ‰, w następnym pięcioleciu prognozuje się 9,9‰), to dynamika spadku w tym regionie w porównaniu z Azją i światem jest większa. Sprawcą jest malejący współczynnik dzietności. Jeszcze na początku lat 90. wynosił on 3,02, a dwie dekady później spadł do 2,09, czyli poniżej naturalnej granicy zastępowalności pokoleń. Przewiduje się, że w latach 2015-2020 wyniesie 1,98. Tendencja ta dotyczy zarówno największych potęg demograficznych regionu, jak i mniejszych państw odnotowujących wysokie ujemne salda migracji. Jeszcze kilkanaście lat temu prognozy demograficzne nie wskazywały na tak drastyczny spadek liczby rodzących się dzieci. Według „Boletín Demográfico" nr 73 z 2004 roku, wydawanego przez Komisję Gospodarczą ONZ ds. Ameryki Łacińskiej i Karaibów wynikało, że region ten w drugiej i trzeciej dekadzie XXI wieku utrzyma dzietność powyżej granicy zastępowalności pokoleń[3].

[3] Prognozy na lata 2015-2020 wskazywały wartość 2,21 dziecka na kobietę.

Tylko nieliczne kraje, jak Kuba czy Trynidad i Tobago, niemające większego wpływu na tendencje ogólnoregionalne, miały osiągać niższe wartości, jawiąc się właśnie jako tak zwane wyspy starości. Okazuje się jednak, że proces starzenia się jest zjawiskiem bardzo dynamicznym w przypadku całego regionu i z pewnością szybciej niż przewidywano trzeba mu będzie stawić czoła. Brazylia postrzegana była jako kraj, w którym problem niskiej dzietności wystąpi za 2-3 dekady. Okazało się jednak, że gwałtowny spadek tego wskaźnika nie zatrzymał się w latach 90. (w latach 1995-2000 średni wskaźnik dzietności wyniósł dla tego kraju 2,45 dziecka), spadał z podobną dynamiką w następnych, osiągając między 2000 a 2005 rokiem 2,25, a w następnym pięcioleciu 1,90. Podobnie w Meksyku jego wartość ulega szybkiej redukcji. Dla okresu 2005--2010 wyniosła 2,21, jednak już dla następnego pięciolecia 2,04, a kolejne lata charakteryzować się będą wartością 1,89 urodzeń na kobietę. Jeśli spojrzymy dziś na Amerykę Łacińską, okazuje się, że obok państw, które w mniejszym lub większym stopniu odpowiadają średnim regionalnym (Argentyna, Meksyk, Kostaryka, Urugwaj), występują takie, które charakteryzują się ekstremalnymi wartościami. Bardzo wysoka dzietność występuje w krajach o niskim rozwoju społeczno-gospodarczym[4] i wysokim odsetku ludności indiańskiej bądź afrykańskiej, czyli Boliwii, Gwatemali, Belize, Haiti. Diametralnie odmienna sytuacja dotyczy większości państw karaibskich, m.in. Aruby, Barbadosu, Kuby, Trynidadu i Tobago. Niespodziewanie dołączyła do tej grupy Brazylia (łamiąc dotychczasowy karaibski monopol w tej kwestii).

Zachowania prokreacyjne, migracje, ale przede wszystkim osiągnięcia techniki i medycyny kształtują kolejne zjawisko, dzięki któremu przybliżymy się do wskazania wspomnianych „wysp starości" w Ameryce Łacińskiej, czyli średnią oczekiwaną długość życia. W ostatnich 50 latach średnia wartość regionalna tego wskaźnika wydłużyła się o ponad 20 lat. W 1950 roku przeciętny Latynoamerykanin żył 50 lat, a Latynoamerykanka 53, w 1970 – odpowiednio 58 i 63, natomiast w 2010 roku różnica między obiema płciami powiększyła się jeszcze bardziej, osiągając wartość 6,5 roku. Aktualnie mężczyźni dożywają średnio 70,5, a kobiety 77 lat. Najdłużej żyją Chilijczycy (79,1), Kostarykanie (79,4), Kubańczycy (79,1), Portorykańczycy (79,4) a także mieszkańcy Wysp Dziewiczych USA (79,7) i Barbadosu (78,2). Najszybciej starzejącym się społeczeństwem wydaje się obecnie Kuba. Liczba osób powyżej 60. roku życia w tym kraju osiągnęła w 2010 roku prawie 2 mln, co stanowi prawie 20% ogólnej liczby mieszkańców wyspy, a w stosunku do 2009 roku wzrosła o 0,4%. Według Kubańskiego Narodowego Urzędu ds. Statystyki i Informacji, grupa ta przewyższyła liczebnie młodzież w wieku 10-19 lat. Ze względu na stopień zaawansowania procesu starzenia się, biorąc pod uwagę udział ludności

[4] Wskaźnik HDI około 0,700 i poniżej tej wartości.

powyżej 60. roku życia w ogólnej liczbie mieszkańców, można pokusić się o klasyfikację państw Ameryki Łacińskiej. Według danych z 2000 i 2010 roku wyraźnie kształtują się cztery grupy państw[5]:

I – w początkowej fazie starzenia się (Belize, Boliwia, Gwatemala, Gujana Francuska, Haiti, Honduras, Nikaragua, Paragwaj);

II – na etapie umiarkowanego starzenia się (Bahamy, Brazylia, Kolumbia, Kostaryka, Ekwador, Salwador, Gujana, Jamajka, Meksyk, Panama, Peru, Dominikana, St. Lucia, Surinam, Wenezuela);

III – w zaawansowanej fazie umiarkowanego starzenia się (Antyle Holenderskie, Argentyna, Chile, Gwadelupa, Trynidad i Tobago);

IV – o zaawansowanym procesie starzenia się (Barbados, Kuba, Martynika, Portoryko, Urugwaj).

Tabela 1

Ameryka Łacińska: Udział ludności powyżej 60. roku życia w ogólnej liczbie mieszkańców kraju, lata 1975-2025

Etapy starzenia się	Kraj	Odsetek ludności (%)		
Ameryka Łacińska i Karaiby		1975	2000	2025
początkowa faza starzenia się	Belize	6,7	5,8	9,5
	Gwatemala	4,5	5,9	7,2
	Haiti	6,5	6,3	8,3
	Paragwaj	5,9	6,3	10,8
umiarkowane starzenie się	Bahamy	5,8	8,2	16,9
	Brazylia	6,0	8,0	15,2
	Kostaryka	6,9	7,6	15,8
	Ekwador	6,1	7,3	13,2
	Wenezuela	4,9	6,7	13,2
zaawansowana faza umiarkowanego starzenia się	Argentyna	11,4	13,4	16,9
	Chile	7,8	10,2	20,1
	Trynidad i Tobago	7,6	8,8	18,0
zaawansowane starzenie się	Barbados	13,4	13,1	26,7
	Kuba	10,0	14,7	26,1
	Martynika	9,4	15,8	29,0
	Portoryko	9,3	15,6	23,7
	Urugwaj	14,1	17,1	21,0

Źródło: *El envejecimiento y las personas de edad. Indicadores sociodemográficos para América Latina y el Caribe*. CEPAL, Santiago de Chile 2009, s. 44.

[5] *El envejecimiento y las personas de edad. Indicadores sociodemográficos para América Latina y el Caribe*. CEPAL, Santiago de Chile 2009.

Dynamika procesu starzenia się jest bardzo duża. Dla okresu 1975-2000 średni roczny przyrost ludności w wieku powyżej 60 lat wyniósł w skali całego regionu 2,9%, a dla następnych dwudziestu lat prognozy są wyższe (ok. 3,4%).

W świetle przedstawionych danych daje się zaobserwować wyraźny proces starzenia się ludności charakteryzujący się znacznym przyrostem liczby osób powyżej 60. roku życia, co kontrastuje ze słabnącą tendencją wzrostu całej populacji. Warte podkreślenia jest również, że kraje, które obecnie zaliczamy do I i II etapu procesu starzenia, charakteryzować się będą w najbliższych latach wysokim współczynnikiem przyrostu ludności w wieku poprodukcyjnym, który osiągał będzie wartości powyżej 3% – Belize (3,9%), Honduras (3,7%), Panama (3,8%), Dominikana (4 %), Gujana Francuska (5,7%).

Panująca sytuacja demograficzna sprawia, że struktura wieku w krajach Ameryki Łacińskiej ulega zdecydowanym przemianom, a stosunek osób powyżej 60. roku życia do osób w wieku przedprodukcyjnym staje się coraz bardziej niekorzystny. Indeks starzenia się dla państw najbardziej zaawansowanych w tym procesie oscylował w 2000 roku między 60 a 70%, dotyczyło to Kuby, Urugwaju, Barbadosu, Martyniki i Portoryko. W 2007 roku do tej grupy dołączyły Antyle Holenderskie i Gwadelupa, w następnych 15 latach – Argentyna, Brazylia, Chile, Bahamy, Gujana i Surinam. Przed końcem 2025 roku indeks starzenia przekroczy znacząco 100%[6] w przypadku Kuby, Antyli Holenderskich, Barbadosu, Gwadelupy, Martyniki, Portoryko i Trynidadu i Tobago, bliska stosunku 1:1 będzie Brazylia.

Zgodnie z podziałem przeprowadzonym na podstawie udziału ludności powyżej 60. roku życia w ogólnej liczbie mieszkańców oraz mając na uwadze kolejne zmienne, czyli indeks starzenia się i współczynnik dzietności, wskazać można w Ameryce Łacińskiej kraje, w których występuje zaawansowany proces starzenia. Zaliczyć do nich należy: Kubę, Portoryko, Martynikę, Urugwaj i Barbados, gdzie współczynnik dzietności nie gwarantuje naturalnej zastępowalności pokoleń, a struktura wieku i indeks starzenia wskazują na duże obciążenie społeczeństwa ludnością powyżej 60. roku życia. Do „wysp starości" z nieco łagodniejszymi objawami starzenia się należą Antyle Holenderskie, Argentyna, Chile, Kostaryka i Trynidad i Tobago. Potencjał demograficzny wymienionych państw, w skali całego regionu, jest niewielki, co tym bardziej uzasadnia nazywanie ich wyspami starości. Kraje te potwierdzają również pewne regionalne tendencje, z których wynika, że najwcześniej proces starzenia dotknął dwa obszary – Karaiby i kraje *Cono Sur*[7], chociaż uwarunkowania ich rozwoju demograficznego są całkowicie odmienne. W przypadku Karaibów to silna emi-

[6] Czyli na jedną osobę w wieku 0-14 lat będzie przypadała więcej niż jedna osoba w wieku powyżej 60 lat.

[7] Tak zwany „stożek południa", obszar obejmujący najbardziej na południe położone kraje Ameryki Południowej, czyli Argentynę, Chile i Urugwaj.

gracja kształtuje ich współczesną ewolucję demograficzną, w drugim wcześniejsze niż w pozostałych częściach regionu wejście w fazę znacznego spadku liczby urodzeń i zgonów oraz silna imigracja europejska w XIX wieku, która przyczyniła się do modernizacji społeczeństw, w tym ich zachowań prokreacyjnych. Warto podkreślić, że wymienione wyżej państwa charakteryzują się wysokimi jak na warunki latynoamerykańskie wskaźnikami rozwoju społeczno-gospodarczego, a ich najstarszych mieszkańców charakteryzuje:

1. Bardzo wysoki wskaźnik feminizacji. W Urugwaju, Argentynie, Chile na 100 mężczyzn przypada 130-140 kobiet.
2. Wysoki wskaźnik urbanizacji. Ponad 70% ogółu osób liczących powyżej 60. roku życia mieszka w miastach.
3. Wysoki udział tej grupy w strukturze wiekowej ludności wiejskiej.
4. Wysoka dynamika wzrostu aktywności zawodowej. Średnie roczne tempo wzrostu tego wskaźnika dla lat 2000-2010 wyniosło ok. 3,5%.
5. Analfabetyzm. W Chile około 12% osób w wieku poprodukcyjnym to analfabeci, w Kostaryce aż 17%.
6. Wysokie ryzyko ubóstwa. W Hondurasie, Dominikanie czy Gwatemali ponad 50% osób powyżej 60. roku życia żyje w ubóstwie. W przypadku „wysp starości" wartości te nie przekraczają 10%.
7. Częściowy brak świadczeń emerytalnych. Wiele osób powyżej 65. roku życia nie pobiera emerytur ani zasiłków. W przypadku wysp starości ta sytuacja jest najlepsza. Przykładowo w Urugwaju i Brazylii prawie 80% osób powyżej 60 lat mieszkających w miastach pobiera emerytury. W Chile około 65%, a w Argentynie 55%.

Z zarysowanej powyżej sytuacji można wnioskować, że proces starzenia w najbliższych 25 latach dotknie znaczną część państw Ameryki Łacińskiej, których gospodarki zdają się być nieprzygotowane do obsługi tej grupy ludności. Zarówno służba zdrowia, system emerytalny, jak i polityka społeczna powinny być w szybkim tempie reformowane, aby móc stawić czoła temu poważnemu wyzwaniu. Jednocześnie kraje, które zaliczone zostały do wysp starości, wykazują cechy charakterystyczne dla modelu drugiego przejścia demograficznego. Spadek dzietności poniżej poziomu gwarantującego zastępowalność pokoleń, niski poziom umieralności, a także wydłużenie się trwania życia przemawiają za tym faktem. Do tych cech należy zaliczyć inne potwierdzające tę tendencję, a są to: nasilenie procesów migracyjnych i zmiany w liczbie zawieranych małżeństw i rozwodów. Wydaje się, że u progu drugiego przejścia demograficznego znajdują się Barbados, Kuba i Portoryko, charakteryzujące się dzietnością oscylującą między 1,5 a 1,7, średnią oczekiwaną długością życia powyżej 78 lat i niską umieralnością (chociaż ze względu na wysoki udział ludności w wieku poprodukcyjnym wykazującą tendencje wzros-

towe). Towarzyszą temu zmiany społeczne, przejawiające się silną emigracją zagraniczną, wzrastającą mobilnością wewnętrzną a także malejącą liczbą zawieranych małżeństw i rosnącą liczbą rozwodów. Jednakże oblicze demograficzne Ameryki Łacińskiej nie zależy od wyżej wymienionych państw, ulegnie ono dopiero zmianie, kiedy Brazylia zacznie wchodzić w tę fazę, co może nastąpić w ciągu najbliższych dwóch dekad, biorąc pod uwagę niespodziewane tempo zmian demograficznych dokonujących się w tym kraju.

AGING ISLANDS AT THE DEMOGRAPHIC SEA OF LATIN AMERICA

Summary

Latin America, which until now seemed a fairly uniform area in terms of demographic processes, shows increasing diversity. This is influenced by the process of aging. The purpose of this study is to outline this phenomenon, indicate affected areas and consider the possible scenarios of the demographic situation.

Paweł Najman
Marta Szklarska

ANALIZA PORÓWNAWCZA WPŁYWU ZMIAN PŁODNOŚCI I UMIERALNOŚCI NA STARZENIE SIĘ LUDNOŚCI W WYBRANYCH KRAJACH EUROPEJSKICH

Wstęp

Starzenie się ludności jest typową cechą zmian struktur demograficznych w krajach europejskich. Poszczególne populacje różnią się między sobą między innymi ze względu na zróżnicowany stopień zaawansowania tych przemian mierzony dynamiką udziału ludności starszej w całej populacji. Kraje rozwinięte charakteryzują się zarówno wysokim odsetkiem ludności w starszym wieku, jak i szybkim wzrostem wartości tego wskaźnika[1]. Celem pracy jest porównanie wpływu zmian płodności i umieralności na starzenie się ludności w wybranych krajach europejskich. Weryfikacji poddano następujące hipotezy: (1) Niski poziom płodności jest głównym czynnikiem wpływającym na starzenie się ludności w krajach Europy Środkowo-Wschodniej, natomiast wydłużanie się oczekiwanego trwania życia osób w starszym wieku ma słabszy wpływ na rozważane procesy; (2) W krajach Europy Zachodniej zarówno niski poziom płodności, jak i wydłużanie się oczekiwanego trwania życia osób w starszym wieku mają istotny wpływ na starzenie się ludności.

1. Sposób postępowania badawczego

Struktura ludności Czech, Francji, Litwy, Niemiec, Polski, Rosji, Szwecji, Węgier oraz Włoch według płci, wieku w 2005 roku charakteryzuje sytuację w momencie przyjętym jako wyjściowy. Dla wskazania wpływu zmian płodności i umieralności na przebieg procesu starzenia się rozważanych populacji przyjęto

[1] *World Population Prospects: The 2009 Revision*. United Nations Population Division Department of Economic and Social Affairs.

rok 2030 jako moment końcowy. Skonstruowano dwa typy scenariuszy. Pierwszy z nich (wariant I) pokazuje, jak kształtowałyby się struktury ludności według płci i wieku w poszczególnych krajach, gdyby przez cały rozważany okres, to jest w latach 2005-2030, płodność utrzymywała się na stałym poziomie, takim jak zaobserwowano w 2005 roku[2], a umieralność ulegałaby zmianom według projekcji, która zostanie dokładnie przedstawiona w punkcie 2. Scenariusz drugi (wariant II) ukazuje, jak zmieniałyby się struktury w rozważanym okresie, gdyby umieralność pozostała niezmieniona, to znaczy taka, jak w 2005 roku[3], a płodność ulegałaby zmianom według projekcji pochodzącej z *The World Population Prospects: The 2008 Revision Population Database*.

Projekcję struktury ludności według płci, wieku i województw wykonano metodą składnikową[4].

Jako mierniki starzenia się ludności przyjęto odsetek osób w wieku 65+ oraz indeks starości[5].

2. Projekcja umieralności dla wariantu I

Wzorcowi płodności zaobserwowanemu w 2005 roku w poszczególnych krajach przyporządkowano hipotetyczną umieralność zgodnie z tablicami trwania życia ustalonymi według następujących zasad. Przyjmując jako kryterium poziom i zmiany umieralności, wszystkie kraje podzielono na trzy grupy. Przeprowadzono w tym celu analizę zmian prawdopodobieństw zgonu q(x) zawartych w tablicach trwania życia dla poszczególnych krajów w 2005 roku (Human Mortality Database). Grupa I jest zbiorem krajów o najwyższym poziomie umieralności, a grupa III charakteryzuje się poziomem najniższym. Jako wzorzec dla grupy I przyjęto kraj z grupy II, charakteryzujący się najniższym poziomem umieralności. Uznano, że jest to poziom prawdopodobieństw zgonu, jaki mogłyby osiągnąć kraje z grupy I w 2030 roku. Dla grupy II dobrano jako wzorzec kraj z grupy III o najniższym poziomie umieralności. Przyjęto, że takie prawdopodobieństwa zgonu mogłyby osiągnąć kraje z grupy II w 2030 roku. W grupie III jako model wzorcowy przyjęto Norwegię. Model wzorcowy wy-

---

[2] *Dane pochodzą z The Word Population Prospects: The 2008 Revision Population Database*.

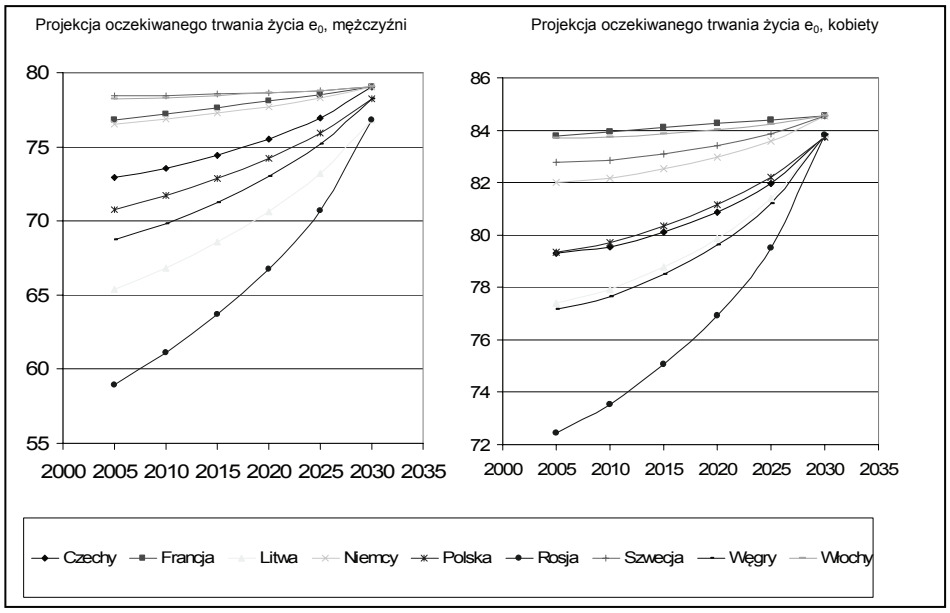
[3] Dane zaczerpnięte z *Human Mortality Database*. University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany), dostęp: 15.04.2010.

[4] Por. np.: I. Kotowska: *Prognozowanie stanu i struktury ludności oraz zasobów pracy*. W: *Procesy demograficzne i metody ich analizy*. Red. J. Kurkiewicz. UE, Kraków 2010; J. Kurkiewicz: *Podstawowe metody analizy demograficznej*. PWN, Warszawa 1992.

[5] Szczegóły postępowania badawczego przedstawiono w pracy: P. Najman, M. Szklarska: *Analiza porównawcza wpływu zmian płodności i umieralności na starzenie się ludności w Polsce.* W: *Wybrane problemy rozwoju demograficzno-społecznego Polski i metody ich badania*. Red. W. Golnau. Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego nr 2/3, Sopot 2011.

znaczono jako funkcję minimum ze wszystkich krajów w danej grupie ze wzorcem. Zgodnie z przyjętym kryterium otrzymano następujące klasyfikacje:
Mężczyźni: GRUPA I: Litwa, Rosja, Francja (wzorzec), GRUPA II: Polska, Węgry, Włochy (wzorzec), GRUPA III: Czechy, Francja, Niemcy, Szwecja, Włochy, Norwegia (wzorzec);
Kobiety: GRUPA I: Litwa, Rosja, Węgry, Francja (wzorzec),
GRUPA II: Polska, Czechy, Włochy (wzorzec),
GRUPA III: Francja, Niemcy, Szwecja, Włochy, Norwegia (wzorzec).

W celu uzyskania prawdopodobieństw zgonu w poszczególnych grupach wieku w latach 2010, 2015, 2020, 2025, wykorzystano metodę interpolacyjną opisaną w pracy W. Czarkowskiej[6]. Zmiany umieralności w okresie objętym projekcją (do 2030 roku) wyrażono poprzez dynamikę oczekiwanego trwania życia e_0, według płci i krajów. Graficznie przedstawia to rys. 1.



Rys. 1. Oczekiwane trwanie życia e_0 mężczyzn i kobiet według krajów do 2030 roku

[6] W. Czarkowska: *Prognozy demograficzne*. PAN, Wrocław 1974.

3. Wyniki analizy

Uzyskane struktury ludności porównano między sobą oraz ze strukturą wyjściową z 2005 roku. Zgodnie z obydwoma wariantami projekcji liczba ludności w 2030 roku będzie mniejsza w stosunku do 2005 roku w Czechach, na Litwie, w Niemczech, w Polsce, w Rosji, na Węgrzech oraz we Włoszech, przy czym poza Włochami spadek liczby ludności jest większy w scenariuszu ze zmienną płodnością. W wariancie I największy spadek liczby mieszkańców zaobserwowano w Niemczech (o 12%), natomiast w wariancie II – w Rosji (o 16%). Dla Francji przy obydwu wariantach projekcji uzyskano wzrost liczby ludności (o 3% dla wariantu I oraz o 2% dla wariantu II), a dla Szwecji w wariancie I nieznaczny wzrost, zaś w wariancie II nieznaczny spadek liczby ludności. W tabeli 1 zamieszczono liczbę ludności analizowanych krajów dla roku 2005 i 2030 według obydwu wariantów oraz różnicę między scenariuszami.

Tabela 1

Liczba ludności (w tys.) analizowanych krajów w latach 2005, 2030 – wariant I i wariant II

PAŃSTWO	2005	2030, W I	2030, W II	Różnica (W I – W II)
Czechy	10 196	9601	9401	200
Francja	61 015	63 064	62 237	827
Litwa	3416	3169	3048	121
Niemcy	82 412	73 034	72 247	787
Polska	38 198	36 515	35 380	1135
Rosja	143 172	131 169	120 002	11 168
Szwecja	9064	9104	9008	96
Węgry	10 076	9129	8714	415
Włochy	58 646	52 369	52 593	–224

W celu dalszej analizy struktury ludności podzielono na trzy grupy wieku: 0-14 lat,15-64 lata oraz 65 i więcej lat i ustalono procentowy udział każdej z grup w analizowanych strukturach.

W tabeli 2 przedstawiono odsetek osób w wieku 0-14 lat w roku 2005 i 2030 dla obydwu scenariuszy oraz różnicę pomiędzy wariantami. Udział najmłodszej grupy wieku w strukturze ludności spada w obu wariantach, przy czym większe spadki zaobserwowano dla scenariusza ze stałą płodnością (nawet o 4 punkty procentowe dla Polski w stosunku do roku 2005). Wyjątek stanowią Francja, dla której sytuacja jest odwrotna, to znaczy większy spadek odnotowano w wariancie ze stałym poziomem umieralności oraz Rosja, dla

której w wariancie II wzrasta udział osób w wieku 0-14 lat. Różnice pomiędzy wariantami są najmniejsze dla Francji i Szwecji (mniej niż 1 punkt procentowy), a największe dla Litwy i Rosji (ponad 3 punkty procentowe).

Tabela 2

Odsetek osób w wieku 0-14 lat w latach 2005, 2030 – wariant I i wariant II

PAŃSTWO	2005	2030, W I	2030, W II	Różnica (W I – W II)
Czechy	14,74	12,10	14,40	–2,30
Francja	18,43	16,63	16,46	0,18
Litwa	16,77	12,92	16,19	–3,27
Niemcy	14,32	11,32	12,52	–1,20
Polska	16,33	11,90	13,63	–1,73
Rosja	15,09	12,47	16,16	–3,69
Szwecja	17,40	16,42	16,50	–0,08
Węgry	15,54	12,07	14,71	–2,64
Włochy	14,19	11,10	11,95	–0,86

Odsetek osób w wieku 15-64 lata jest niższy od zaobserwowanego w roku 2005. W tym przypadku spadki są również większe w wariancie ze stałą płodnością (o 7 punktów procentowych dla Czech i Niemiec), poza Włochami, gdzie sytuacja jest odwrotna. Różnice pomiędzy scenariuszami nie przekraczają 1,5 punktu procentowego. Wyniki tych porównań zaprezentowano w tabeli 3.

Tabela 3

Odsetek osób w wieku 15-64 lata w latach 2005, 2030 – wariant I i wariant II

PAŃSTWO	2005	2030, W I	2030, W II	Różnica (W I – W II)
Czechy	71,12	63,66	64,47	–0,81
Francja	65,11	60,18	60,34	–0,16
Litwa	67,97	64,37	64,69	–0,32
Niemcy	66,82	59,53	59,79	–0,27
Polska	70,42	64,57	65,31	–0,74
Rosja	71,12	65,27	66,58	–1,31
Szwecja	65,46	59,73	60,23	–0,49
Węgry	68,82	64,44	65,63	–1,19
Włochy	66,16	60,86	60,66	0,20

W tabeli 4 przedstawione zostały porównania obydwu wariantów projekcji ze względu na odsetek osób w wieku 65+ oraz indeksy starości, czyli przyjęte mierniki starzenia się ludności.

Tabela 4

Odsetek osób w wieku 65 i więcej lat oraz indeks starości w latach 2005, 2030 – wariant I i wariant II

PAŃSTWO			Wariant I		Wariant II	
	2005	2005	2030	2030	2030	2030
	Indeks starości	% 65+	Indeks starości	% 65+	Indeks starości	% 65+
Czechy	95,94	14,14	200,32	24,24	146,76	21,13
Francja	89,35	16,46	139,37	23,18	141,00	23,20
Litwa	90,92	15,25	175,69	22,71	118,07	19,12
Niemcy	131,70	18,86	257,53	29,15	221,07	27,68
Polska	81,15	13,25	197,81	23,53	154,61	21,07
Rosja	91,38	13,79	178,61	22,27	106,81	17,26
Szwecja	98,54	17,14	145,16	23,84	140,99	23,27
Węgry	100,64	15,64	194,69	23,49	133,72	19,67
Włochy	138,45	19,65	252,76	28,04	229,15	27,39

Niezależnie od scenariusza znacznie wzrasta udział osób w wieku 65 i więcej lat, przy czym wzrost ten jest większy dla wariantu ze stałą płodnością – ponad 10 punktów procentowych dla Czech, Niemiec i Polski w stosunku do roku 2005. Między wariantami najmniejsze różnice nie przekraczają 1 punktu procentowego dla Francji, Szwecji oraz Włoch, natomiast największe – ponad 3 punkty procentowe dla Litwy, Rosji oraz Węgier. Dokonując oceny stopnia zaawansowania procesu starzenia się na podstawie odsetka osób w wieku 65+ stwierdzono, że proces ten był w roku 2005 najbardziej zaawansowany w Niemczech (18,9) i Włoszech (19,7) i sytuacja ta nie zmieniłaby się bez względu na zrealizowany wariant projekcji. Inaczej jest jednak w przypadku państw, w których proces starzenia się jest najmniej zaawansowany. W roku 2005 były to Czechy (14,1), Polska (13,3) oraz Rosja (13,8), zaś w roku 2030 przy obydwu scenariuszach byłaby to Litwa (22,7 dla wariantu I i 19,1 dla wariantu II) oraz Rosja (odpowiednio 22,3 i 17,3).

Indeks starości również osiąga największe wartości dla Niemiec i Włoch zarówno w roku 2005 (na około 130 dziadków przypadało 100 wnuków), jak i w 2030 dla obydwu wariantów (ponad 200 dziadków przypadałoby na 100 wnuków). Najmniej w roku 2005, to jest około 90 dziadków przypadało na 100 wnuków we Francji, Litwie, Polsce oraz Rosji. Natomiast w roku 2030 przy pierwszym scenariuszu wartości indeksu byłyby najmniejsze dla Francji i Szwecji (na około 140 dziadków przypadałoby 100 wnuków), a przy scenariuszu

drugim – dla Litwy i Rosji (na około 110 dziadków przypadałoby 100 wnuków). Należy podkreślić, iż w przypadku wariantu związanego z wydłużaniem się oczekiwanego trwania życia wartość indeksu starości wzrasta o około 100% w stosunku do roku 2005 w Czechach, Litwie, Niemczech, Rosji oraz Polsce, dla której wzrost ten jest największy.

Podsumowanie

Zarówno utrzymywanie się płodności na niskim poziomie, jak i spadek umieralności wpływają na proces starzenia się ludności we wszystkich analizowanych krajach. W celu porównania tempa starzenia się między wybranymi społeczeństwami obliczono względną zmianę odsetka osób w wieku 65+ oraz indeksu starości pomiędzy rokiem 2005 a 2030 w obydwu wariantach. W scenariuszu ze stałym poziomem płodności proces starzenia się przebiega najszybciej w Polsce i Czechach. Odsetek osób w wieku 65+ wzrasta tam odpowiednio o 78% i 71%, a indeks starości aż o 144% i 109%. Najwolniej starzeją się społeczeństwa Francji i Szwecji, gdzie udział osób w wieku 65 i więcej lat w strukturze ludności wzrasta w stosunku do roku 2005 odpowiednio o 41% i 39%, natomiast indeks starości o 56% i 47%. Również w scenariuszu ze stałym poziomem umieralności tempo starzenia się jest najszybsze w Polsce. Odsetek osób w wieku 65+ wzrasta o 59%, a indeks starości o 91%. Jednak w tym wariancie to ludność Litwy i Rosji starzeje się najwolniej – odsetek osób w wieku 65+ wzrasta o 25%, a indeks starości odpowiednio o 30% i 17%.

Z wyjątkiem Francji, proces starzenia się przebiega znacznie szybciej w wariancie ze stałą płodnością. Nie potwierdziła się zatem hipoteza, że w krajach transformacji systemowej wzrost trwania życia ludzi w starszym wieku ma nieznaczny wpływ na proces starzenia się ludności.

COMPARATIVE ANALYSIS OF THE INFLUENCE OF FERTILITY AND MORTALITY CHANGES ON POPULATION AGEING IN CHOSEN EUROPEAN COUNTRIES

Summary

The population ageing is a common feature of changes of demographic structures in European countries. They differ, however, in the context of the stage of this process. The aim of our study is to compare the impact of changes in fertility and in mortality on population ageing in Western and Central Eastern European countries. The following hypothesis are verified. (1) Low level of ferility is a main factor influencing the population ageing in the countries in transition, and the increase of the life expectancy of the elderly has a weaker influence in this case. (2)

In Western European countries, both: low level of fertility and the increase of the life expectancy of the elderly significantly determine the ageing of the population. To verify these assumptions two types of scenarios are prepared. The first one determine the structure of the populations, when a fixed level of fertility is assigned to hypothetical changes in mortality. The second type is to determine these structures, with variable fertility assigned to constant mortality level.

Adam Rossmanith

STARZENIE SIĘ LUDNOŚCI W BIESZCZADACH I KARKONOSZACH

Problematyka starzenia się ludności jest przedmiotem badań wielu dyscyplin naukowych, w tym geografii. Geograficzne podejście badawcze jest bardzo istotne z punktu widzenia polityki regionalnej i lokalnej wobec wzrastającej liczby osób starszych. Znaczny wkład w badania geograficzne w zakresie starzenia się ludności Polski ma ośrodek krakowski, między innymi: A. Jelonek, Z. Długosz, S. Kurek[1].

Starzenie się ludności to proces wynikający z przeobrażeń ilościowych i jakościowych zachodzący w relacjach pomiędzy poszczególnymi grupami wieku ludności. Ten dynamiczny proces, prowadzący do osiągnięcia przez społeczeństwo stanu nazywanego starością demograficzną, cechuje wzrost udziału osób w wieku 65 lat i więcej, i jednocześnie spadek liczebności najmłodszej grupy wiekowej 0-14 lat. Częstym miernikiem poziomu starzenia się społeczeństw jest iloraz tych dwóch grup wiekowych, znany jako indeks starości demograficznej[2] lub wskaźnik obciążenia demograficznego[3]. Dynamikę procesu starzenia się ludności określa się na podstawie wskaźnika starzenia się demograficznego[4], bazującego na punktowych różnicach pomiędzy udziałami ludności młodej i starszej. Proces starzenia się najczęściej rozpoczyna się od podstawy piramidy ludności według wieku[5]. W tym przypadku struktura ludności

---

[1] Z. Długosz: *Stan i dynamika starzenia się ludności Polski*. „Czasopismo Geograficzne" 1997, z. 2; Z. Długosz: *Próba określenia zmian starości demograficznej Polski w ujęciu przestrzennym*. „Wiadomości Statystyczne" 1998, nr 3; Z. Długosz, S. Kurek: *Starzenie się ludności w Polsce na tle regionów Unii Europejskiej*. „Konspekt" 2005, nr 4, www.up.krakow.pl; Z. Długosz, S. Kurek: *Stan, przemiany i perspektywy starzenia się ludności na obszarze Karpat Polskich*. W: *Człowiek i rolnictwo*. Red. Z. Górka, A. Zborowski. IGiGP UJ, Kraków 2009; A. Jelonek: *Obszary zagrożeń demograficznych*. „Folia Geographica", seria „Oeconomica" nr 19, PAN, Kraków 1986; A. Jelonek: *Kilka uwag o perspektywach rozwoju ludności Polski w okresie najbliższych 30 lat*. W: *Człowiek i rolnictwo*. Op. cit.; S. Kurek: *Typologia starzenia się ludności Polski w ujęciu przestrzennym*. Wydawnictwo Naukowe AP, Kraków 2008.

[2] Z. Długosz, S. Kurek: *Starzenie się*..., op. cit., s. 1.

[3] A. Warych-Juras, J. Gałka: *Starzenie się ludności w polskich obszarach metropolitalnych*. W: *Człowiek w przestrzeni zurbanizowanej*. Red. M. Soja, A. Zborowski. IGiGP UJ, Kraków 2011, s. 102.

[4] S. Kurek: *Typologia*..., op. cit.,s. 76.

[5] J. Kurkiewicz: *Procesy demograficzne i metody ich analizy*. UE, Kraków 2010, s. 128.

ulega przekształceniu z zastojowej w regresywną. Spadek udziału dzieci w ogólnej liczebności populacji przynosi w konsekwencji przechodzenie coraz mniej licznych generacji do coraz starszych grup wiekowych. Przemiany te prowadzą do wzrostu udziału ludności w starszym wieku. Taka sytuacja miała miejsce w Polsce w okresie obejmującym badania. Starzenie się społeczeństwa może być też spowodowane przekraczaniem progu starości, czyli wieku, od którego ludność stanowi populację ludzi starszych (najczęściej 65 lat), przez roczniki wyżu demograficznego. Ta sytuacja będzie miała miejsce w najbliższych latach, gdy próg starości zaczną przekraczać roczniki powojennego wyżu kompensacyjnego. Proces starzenia się demograficznego ludności w Polsce przechodził w ostatnich latach okres czasowego spowolnienia spowodowany: wyhamowaniem dynamiki przyrostu ludności w wieku 65 lat i więcej w konsekwencji przekraczania progu starości przez roczniki niżu demograficznego z czasów II wojny światowej i wzrastającej od 2004 roku liczby urodzeń. Podobne zjawiska obserwujemy w górach Polski.

Przedmiotem zainteresowań autora badań były w szczególności te obszary górskie, w których doszło do wymiany ludności w okresie powojennym. Obszary, w których dochodzi do wymiany ludności (takie jak Karkonosze) lub zasiedlane ponownie (Bieszczady), cechują się młodą strukturą wieku ludności i dużą dynamiką zmian liczby ludności i struktury wieku. Autor chciał pokazać, czy w Bieszczadach i Karkonoszach nadal zachodzą szybkie zmiany w strukturze wieku i liczbie ludności i jaki jest w nich stopień zaawansowania procesu starzenia się ludności. Porównując Karkonosze z Bieszczadami, chciał również uwypuklić różnice demograficzne między społecznościami zamieszkującymi te regiony, wynikające z historii badanych obszarów.

Zakres terytorialny opracowania zamyka się w przestrzeni miast i gmin położonych w całości lub częściowo na terenie Bieszczadów Wysokich i Niskich oraz Karkonoszy. W przypadku Bieszczadów przyjęto granicę regionu za W. Ziają[6], dla Karkonoszy za W. Walczakiem[7].

Zakres czasowy badania zawiera się w latach 1995-2009.

Badane cechy ludnościowe obejmują:

- dynamikę ludności ogółem i dynamikę ludności w wieku 65 lat i więcej w latach 1995-2002 i 1995-2009 dla miast i gmin;
- współczynnik feminizacji w latach 1995 i 2009 dla miast i gmin;

[6] W. Ziaja: *Warunki przyrodnicze.* W: *Społeczeństwo i gospodarka subregionu krośnieńskiego na przełomie XX i XXI wieku*. Red. Cz. Guzik, Ł. Szmyd. Prace Naukowo-Dydaktyczne PWSZ w Krośnie 2008, nr 32, s. 13-22.

[7] W. Walczak: *Sudety*. PWN, Warszawa 1968, s. 357-360.

– indeks starości demograficznej w latach 1995 i 2009 dla miast i gmin, obliczany jako iloraz udziału ludności w wieku 65 lat i więcej przez udział ludności w wieku 0-14 lat pomnożony przez 100;
– dynamikę procesu starzenia się ludności określoną przez wskaźnik starzenia się demograficznego w latach 1995-2009 dla miast i gmin obliczony według wzoru:

$$WSD = [U_{(0\text{-}14)t} - U_{(0\text{-}14)t+n}] + [U_{(\geq 65)t+n} - U_{(\geq 65)t}],$$

gdzie:

$U_{(0\text{-}14)t}$ – udział ludności w wieku 0-14 lat w 1995 roku,
$U_{(0\text{-}14)t+n}$ – udział ludności w wieku 0-14 lat w 2009 roku,
$U_{(\geq 65)t}$ – udział ludności w wieku 65 lat i więcej w 1995 roku,
$U_{(\geq 65)t+n}$ – udział ludności w wieku 65 lat i wiecej w 2009 roku[8].

W 1995 roku potencjał ludnościowy miast i gmin położonych w całości lub częściowo w Bieszczadach i Karkonoszach był zbliżony i wynosił 127,1 tys. w Bieszczadach i 145,8 tys.[9] w Karkonoszach, przy czym Karkonosze charakteryzowały się wyraźną przewagą udziału ludności miejskiej nad ludnością wiejską – wskaźnik urbanizacji 87,5%. W Bieszczadach ośrodki miejskie koncentrowały niespełna 50% ludności[10]. W latach 1995-2009 w obu regionach zanotowano spadek liczby mieszkańców (tabela 1). W 2009 roku liczba ludności w Bieszczadach i Karkonoszach wynosiła odpowiednio: 124,6 tys. i 132,4 tys. W Karkonoszach tempo wyludniania się było znacznie wyższe od średniej krajowej, w Bieszczadach nieznacznie wyższe (tabela 1).

Zasadniczy wpływ na dynamikę wyludniania się obydwu obszarów miał udział osób w wieku 65 lat i więcej na początku badanego okresu (tabela 1). Bieszczady z 9-procentowym udziałem ludności w wieku 65 lat i więcej wyróżniały się na tle Polski jako region młody demograficznie, udział ten był niski zwłaszcza w gminach położonych w Bieszczadach Wysokich: Lutowiska, Cisna, Komańcza (tabela 1). W Karkonoszach próg starości przekroczyło w 1995 roku 11,7% osób (tabela 1) i było to więcej niż średnia krajowa, co świadczyło o zaawansowanym procesie starzenia się ludności Karkonoszy już na początku badanego okresu.

Miasta i gminy bieszczadzkie cechowały się ponadto dużą dynamiką ludności w wieku 65 lat i więcej w latach 1995-2009, znacznie wyższą niż średnia dla Polski. Najwyższą dynamikę w regionie miały gminy, które w 1995 ro-

[8] S. Kurek: *Typologia*…, op. cit., s. 76.
[9] Obliczono na podstawie danych GUS: www.stat gov.pl/bank danych regionalnych
[10] Ibid.

ku cechowały się najniższym udziałem osób z przekroczonym progiem starości (tabela 1). O ile dynamika ludności w wieku 65 lat i więcej w Bieszczadach była duża w przekroju całego badanego okresu, o tyle w Karkonoszach w latach 2002-2009 uległa ona wyraźnemu spowolnieniu.

Tabela 1

Charakterystyka demograficzna wybranych obszarów

Jednostka terytorialna	Udział ludności w wieku 65 i > %		Dynamika ludności ogółem 1995=100		Dynamika ludności w wieku 65 i > 1995=100	
	1995	2009	1995-2002	1995-2009	1995-2002	1995-2009
1	2	3	4	5	6	7
Polska	**11,2**	**13,5**	**99,0**	**98,9**	**112,8**	**119,1**
Polska – miasta	10,2	13,8	98,7	97,5	119,1	131,5
Polska – wsie	12,8	13,1	99,4	101,1	104,5	103,1
Woj. podkarpackie	10,8	13,1	100,0	99,8	114,3	120,5
Woj. podkarpackie – miasta	8,3	12,5	98,8	100,1	127,6	150,4
Woj. podkarpackie – wsie	12,6	13,5	100,8	99,6	108,3	106,8
Woj. dolnośląskie	11,0	13,4	97,2	96,3	114,7	117,5
Woj. dolnośląskie – miasta	10,5	14,2	96,8	94,5	121,3	128,6
Woj. dolnośląskie – wsie	12,4	11,6	98,2	100,7	100,6	93,9
Bieszczady	**9,0**	**12,3**	**98,4**	**98,1**	**122,5**	**133,8**
Baligród	9,4	14,3	101,1	99,0	143,1	151,2
Cisna	6,1	12,1	101,3	103,9	157,0	208,0
Czarna	8,7	11,6	97,6	94,3	128,9	126,5
Komańcza	6,8	11,8	96,9	94,5	144,8	164,3
Lesko – miasto	7,8	12,1	91,3	87,4	111,7	136,0
Lesko – obszar wiejski	10,2	13,2	102,7	106,8	134,6	138,2
Lutowiska	3,0	8,6	93,1	90,1	197,3	256,2
Olszanica	10,7	13,0	77,8*	77,0*	81,1*	93,6*
Sanok – miasto	8,2	12,0	96,7	94,8	123,0	139,3
Sanok – obszar wiejski	12,1	13,1	105,2	108,9	114,1	118,0
Solina	9,6	13,2	97,2	99,3	122,9	135,7
Tyrawa Wołoska	11,6	11,3	100,4	99,1	108,9	96,4
Ustrzyki Dolne – miasto	5,6	9,8	95,4	92,6	145,6	162,1
Ustrzyki Dolne – obszar wiejski	10,5	14,3	118,4*	119,8*	159,9	164,1*
Zagórz – miasto	12,5	12,6	103,7	104,9	103,2	105,7
Zagórz – obszar wiejski	10,1	12,1	98,5	101,3	112,7	121,9

cd. tabeli 1

1	2	3	4	5	6	7
Karkonosze	**11,7**	**15,1**	**94,5**	**90,8**	**116,6**	**117,6**
Jelenia Góra	11,8	16,2	95,1	90,5	120,6	124,7
Karpacz	10,5	13,6	95,0	89,1	122,5	115,4
Kowary	10,7	13,2	93,0	89,8	116,2	110,2
Mysłakowice	13,2	12,3	97,1	98,1	98,8	91,5
Piechowice	11,4	13,3	87,9	87,1	104,3	101,8
Podgórzyn	12,6	12,9	97,1	98,0	101,8	100,6
Szklarska Poręba	10,2	14,2	89,4	83,9	120,4	117,2

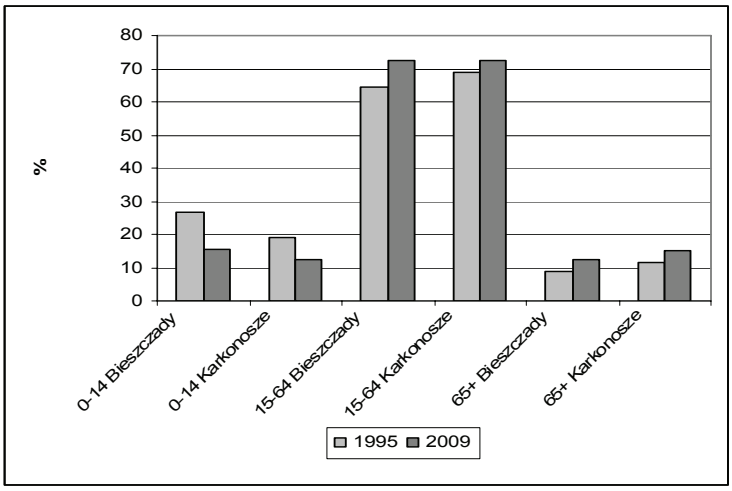
*korekta granic gmin Ustrzyki Dolne i Olszanica

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS: www.stat.gov.pl

We wszystkich miastach i gminach regionu, poza Jelenią Górą, w 2009 roku zanotowano mniej osób z przekroczonym progiem starości niż w 2002 roku (tabela 1). Dobitnie świadczy to o przekraczaniu progu starości demograficznej w latach 2002-2009 przez roczniki niżu demograficznego z czasów II wojny, wyraźnie obserwowalnego w strukturze wieku ludności zamieszkującej Karkonosze. W Bieszczadach roczniki niżu demograficznego z czasów II wojny były często pionierskimi rocznikami zasiedlającymi ten region na przełomie lat 60. i 70. XX wieku.

Porównanie biologicznych grup wieku w Bieszczadach i Karkonoszach w latach 1995 i 2009 wskazuje na proces przechodzenia licznych w 1995 roku roczników z przedziału 0-14 lat do grupy wiekowej 15-64 lata w 2009 roku (rys. 1). W konsekwencji prowadzi to w Bieszczadach do zrównywania się liczebności osób z najmłodszej i najstarszej grupy wiekowej, a w Karkonoszach do dominacji grupy najstarszej nad najmłodszą. Mimo wyraźnych różnic obydwa regiony w 2009 roku możemy zakwalifikować jako stare demograficznie, a w przypadku Karkonoszy mówić o zaawansowanym stadium starości demograficznej[11].

[11] J. Kurkiewicz: Op. cit., s. 131.

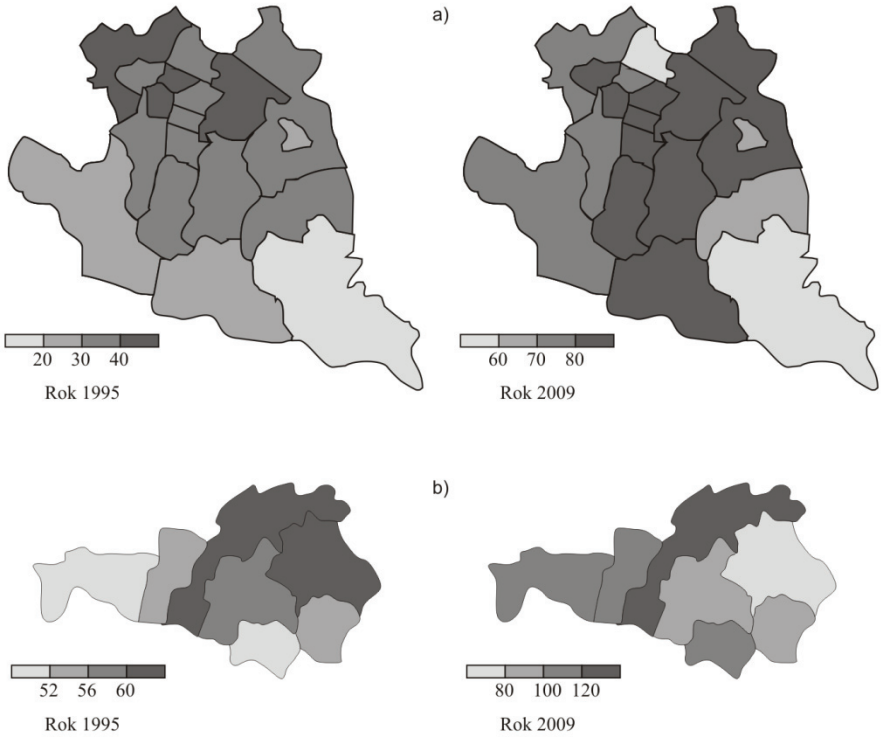


Rys. 1. Ludność według biologicznych grup wieku w Bieszczadach i Karkonoszach w latach 1995 i 2009

Źródło: Ibid.

Na stan zaawansowania starości demograficznej wpływa nie tylko odsetek ludności starszej, ale i malejący udział ludności w młodym wieku. W 1995 roku w żadnej z badanych jednostek administracyjnych udział ludności w wieku 65 lat i więcej nie przewyższył udziału dzieci w wieku 0-14 lat, czyli wartość indeksu starości demograficznej nie przekroczyła 100. Dużo wyższe wartości notowano w Karkonoszach, w których indeks starości demograficznej wyniósł (60,4) i był znacznie wyższy niż średnia dla Polski (49,9). Najwyższym poziomem starości demograficznej charakteryzowały się: gmina Mysłakowice 64,0 i miasto Jelenia Góra (63,2). We wszystkich jednostkach administracyjnych na terenie Karkonoszy wartość indeksu przekroczyła 50,0. Bieszczady odznaczały się niskimi wartościami indeksu starości demograficznej, średnio 33,9. Najniższe wartości zanotowały gminy: Lutowiska (11,3), Cisna (21,7) i Komańcza (24,9); najwyższe – miasta Zagórz (51,7) i Sanok (49,9); (rys. 2). W porównaniu do 1995 roku, w 2009 roku nastąpiły znaczne wzrosty indeksu starości demograficznej w obydwu badanych obszarach. W Karkonoszach średnia wartość indeksu (120,5) znacznie przekraczała średnią dla Polski (89,3). W większości miast i gmin udział najstarszej grupy wiekowej przewyższył udział dzieci. Karkonosze odznaczały się wysokimi wartościami indeksu w porównaniu do średniej dla województwa dolnośląskiego (95,9). W Bieszczadach indeks starości demograficznej zanotował wartość (80,0) i było to niewiele mniej niż średnia dla województwa podkarpackiego (81,2). Znacznym zmianom uległ układ terytorialny rozmieszczenia najniższych wartości indeksu, jakie

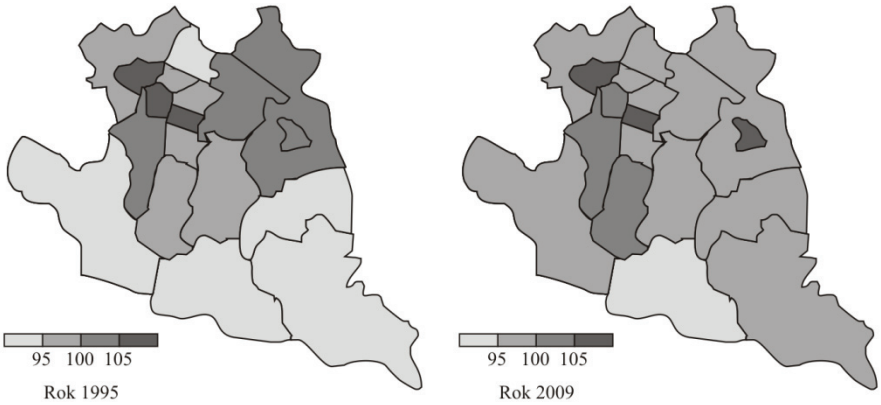
zanotowano w gminach: Lutowiska (51,9), Tyrawa Wołoska (59,0), Czarna (66,3), Zagórz (72,0), Sanok (77,1) i w mieście Ustrzyki Dolne (65,7); (rys. 2). Wynik ten świadczy o powolnym, w skali regionu, starzeniu się obszarów położonych blisko miast a szybkim w Bieszczadach Wysokich, na granicy ze Słowacją i Ukrainą.



Rys. 2. Indeks starości demograficznej w a) Bieszczadach i b) Karkonoszach według miast i gmin w latach 1995 i 2009

Źródło: Ibid.

Procesom starzenia się towarzyszy często rozwijający się proces feminizacji. Zjawisko to szczególnie interesujące jest w Bieszczadach, do niedawna odznaczających się wybitnie zaburzoną strukturą płci. Jeszcze w 1995 roku liczba kobiet przypadająca na 100 mężczyzn była w wielu bieszczadzkich gminach bardzo mała. W latach 1995-2009 postępował proces wzrostu udziału kobiet wśród ludności ogółem, czego efektem są zmiany współczynnika feminizacji w regionie (rys. 3).



Rys. 3. Współczynnik feminizacji w Bieszczadach w latach 1995 i 2009

Źródło: Ibid.

Rys. 4. Wskaźnik starzenia się demograficznego w a) Bieszczadach i b) Karkonoszach w latach 1995-2009

Źródło: Ibid.

Miernikiem dynamiki procesu starzenia się ludności jest wskaźnik starzenia się demograficznego, który w latach 1995-2009 był znacznie wyższy w Bieszczadach (14,5) niż w Karkonoszach (10,2), przy średniej dla Polski 9,6. Wolniejsze tempo starzenia się ludności w Karkonoszach spowodowane jest większym zaawansowaniem tego procesu, co wykazał pomiar indeksu starości

demograficznej i analiza struktury wieku. Największą dynamiką starzenia się ludności charakteryzowały się gminy położone w Bieszczadach Wysokich: Cisna (19,8), Komańcza (17,2), Lutowiska (15,9), a w Karkonoszach – Szklarska Poręba (12,3). W gminach położonych w strefach podmiejskich Jeleniej Góry i Sanoka zanotowano najniższe wartości wskaźnika: w gminie Mysłakowice (4,3), Podgórzyn (7,5) i Sanok (8,2); (rys.4).

Z przeprowadzonej analizy wynika, że na proces starzenia się ludności, prócz czynników demograficznych, wpływ mają czynniki historyczne i uwarunkowania społeczno-gospodarcze, to jest wojna, zmiana granic państwowych połączona z wymianą i wysiedleniem ludności, przeprowadzane planowo ponowne zasiedlanie Bieszczadów po II wojnie światowej, transformacja systemu gospodarczego powodująca proces depopulacji w Bieszczadach pomimo młodej struktury wieku ludności w początkowym okresie badań, kryzys przemysłu i rolnictwa w Sudetach (w tym Karkonoszach i Kotlinie Jeleniogórskiej) wpływający na wysokie na tle Polski wartości indeksu starości demograficznej, peryferyjne położenie gmin i stopień urbanizacji. Badanie wykazało dużą zależność starzenia się od położenia gminy względem miasta stanowiącego centrum gospodarcze w regionie, w tym obniżenie dynamiki starzenia się wskutek suburbanizacji w strefie podmiejskiej. Postępuje proces niwelowania różnic w strukturze wieku między Bieszczadami a Karkonoszami, a największe tempo starzenia dotyka obszarów do tej pory najmłodszych.

AGING OF POPULATION IN THE BIESZCZADY AND KARKONOSZE MOUNTAINS

Summary

Mountain areas in Poland are completely varied as far as social and demographic factors are concerned. Not only different demographic processes but also a historical factor and location (mountain ranges stretch from the border with Germany to the border with Ukraine) have influence on it. Mountains in Poland are inhabited by two groups of people: those who permanently live there and immigrants. The aim of this report is to compare the process of aging of population in particular areas in Poland, where the people exchanged after the Second World War. Areas peopled again are connected with dynamic changes of population – after the first stage of demographic youth the process of aging follows. The process of settling in the Bieszczady and Karkonosze Mountains was totally different both when taking its character and time into consideration.

This report concentrates on similarities and differences of the examined areas taking the stucture of age, the dynamics of population changes, the index of demographic aging and changes of the level of demographic aging into consideration. The influence of the structure of age on dynamics of population changes and the process of aging of people was analyzed in this report. Simultaneously with the process of aging of population the structure of sex is changed, which

is especially interesting in the Bieszczady Mountains where the population has been mainly male recently. This report refers to the years 1995-2009 and the studied areas are the communities or towns situated in whole or partly in the Bieszczady and Karkonosze Mountains. The data introduced in this report come from 1995, 2002 and 2009.

Marcin Forkiewicz
Anita Richert-Kaźmierska
Ewa Wędrowska

UWARUNKOWANIA AKTYWNOŚCI ZAWODOWEJ OSÓB STARSZYCH W OCENIE SŁUCHACZY UNIWERSYTETÓW TRZECIEGO WIEKU*

Wprowadzenie

Polska przekroczyła próg starości demograficznej[1] w 1967 roku. W roku 2010 udział osób w wieku powyżej 65. roku życia w ogólnej liczbie mieszkańców naszego kraju wynosił już około 13%, natomiast według prognoz OECD[2] w roku 2050 populacja osób starych (powyżej 65. roku życia) stanowić będzie 50% ogółu ludności Polski.

Na poziomie wspólnotowym, krajowym i regionalnym wprowadza się programy aktywnego starzenia się, oddziałujące na osoby starsze w wymiarach: zawodowym (działania zachęcające do wydłużenia okresu aktywności zawodowej), społecznym (działania ułatwiające udział w życiu społeczności lokalnych) oraz indywidualnym (działania na rzecz zachowania dobrego stanu zdrowia i samodzielności). Są one kierowane głównie do osób starszych, ale także innych grup docelowych. Mają przeciwdziałać przejawom ageizmu z jednej strony, z drugiej – budować świadomość zachodzących zmian demograficznych i włączać osoby starsze w procesy społeczne i gospodarcze.

W opracowaniu zaprezentowano wyniki badań zrealizowanych w ramach projektu Best Agers[3], diagnozujących czynniki skłaniające osoby starsze w Polsce do wydłużonej aktywności zawodowej. Badaniem ankietowym objęto uczestników uniwersytetów trzeciego wieku w Gdańsku i Olsztynie.

---

* Praca powstała w ramach projektu *Best Agers – Using the knowledge and experience of professionals in their primes to foster business and skills development in the Baltic Sea Region*, współfinansowanego przez Unię Europejską (Europejski Fundusz Rozwoju Regionalnego) w Programie Regionu Morza Bałtyckiego 2007-2013.

[1] Według norm ONZ oznacza on 7% udział osób w wieku 65 lat i więcej w ogólnej strukturze ludności.

[2] *World Population Prospects: The 2008 revision. Volume II: Sex and age distribution of the World population.* United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, New York, 2009, s. 121, 735.

[3] Strona internetowa projektu Best Agers: www.best-agers-project.eu

1. Aktywność zawodowa osób starszych

Jednym z głównych wyzwań w dobie starzenia się społeczeństwa jest aktywizacja zawodowa i społeczna osób starszych. Wraz z wiekiem maleje aktywne uczestnictwo w rynku pracy, a pełna dezaktywacja następuje przed osiągnięciem formalnego wieku emerytalnego (tabela 1).

Tabela 1

Wskaźniki aktywności zawodowej i zatrudnienia według płci i grup wieku w Polsce i UE15 w 2008 roku (w %)

Grupa wiekowa	Wskaźnik aktywności zawodowej					
	Polska			EU15		
	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni
15-64	64	57	71	72	65	80
15-24	33	30	37	48	45	52
25-44	86	79	93	86	79	93
45-54	76	71	81	84	76	92
55-64	33	22	47	50	41	59
Grupa wiekowa	Wskaźnik zatrudnienia					
	Polska			EU15		
	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni
15-64	59	52	66	67	60	74
15-24	27	24	31	41	38	44
25-44	80	73	88	80	73	88
45-54	72	67	77	79	71	87
55-64	32	21	44	47	39	56

Źródło: *Zatrudnienie w Polsce 2008. Praca w cyklu życia*. Red. M. Bukowski. Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich, Warszawa 2010.

Aktywność zawodowa osób w grupie powyżej 55. roku życia w Polsce jest jedną z najniższych w Unii Europejskiej. Dezaktywacja emerytalna przed osiągnięciem wieku emerytalnego jest powszechna. Średni wiek przechodzenia na emeryturę to 58 lat[4]. Ponad połowa Polaków na 5 lat przed osiągnięciem formalnego wieku emerytalnego korzysta ze świadczeń emerytalnych: 54,8%

[4] *Raport o kapitale intelektualnym Polski*, Zespół Doradców Strategicznych Prezesa Rady Ministrów, Warszawa 2010, s. 126.

mężczyzn w wieku 60-64 lata oraz 58,3% kobiet w wieku 55-60 lat pobiera świadczenia emerytalne[5]. Wśród głównych przyczyn wczesnego wycofywania się z rynku pracy wymienia się[6]:

- przyczyny ekonomiczne – w sytuacji niskich szans na posiadanie dobrze płatnej i trwałej pracy odejście na emeryturę jest traktowane jako rozwiązanie względnie bezpieczne (ochrona przed utratą pracy, bezrobociem, utratą jakichkolwiek dochodów), ponadto zjawiskiem powszechnym jest „dorabianie" do emerytury;
- obawy przed zmianami w systemie emerytalnym oraz utratą wcześniej przysługujących uprawnień;
- brak alternatywnych ścieżek rozwoju zawodowego dla osób, które osiągają wiek emerytalny;
- niechęć do wykonywanej dotychczas pracy, brak etosu pracy;
- presję otoczenia.

Odrębną kwestię stanowi dyskryminacja osób starszych w miejscu pracy. O dyskryminacji ze względu na wiek mówi się wówczas, gdy osoba starsza, właśnie ze względu na swój wiek, a nie z innej przyczyny, traktowana jest gorzej niż inne osoby znajdujące się w takiej samej lub podobnej sytuacji. Gorsze traktowanie na rynku pracy może odnosić się do: dostępu do pracy, warunków pracy i płacy, kierowania na szkolenia, rozwiązywania stosunku pracy[7].

2. Wyniki badań

W miesiącach kwiecień – czerwiec 2011 roku wśród słuchaczy uniwersytetów trzeciego wieku (UTW) przeprowadzono pilotażowe badanie, którego wyniki miały ułatwić uzyskanie odpowiedzi m.in. na pytanie, jakie czynniki wpływają na dezaktywację zawodową osób w wieku okołoemerytalnym, szczególnie tych o wysokim potencjale wiedzy, to jest z wykształceniem co najmniej

[5] U. Sztanderska: *Przyczyny wczesnej dezaktywacji zawodowej i emerytalnej osób ubezpieczonych w ZUS*. W: *Dezaktywacja osób w wieku okołoemerytalnym. Raport z badań*. Departament Analiz Ekonomicznych i Prognoz Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa 2008, s. 18.

[6] W. Ogrodnik: *Studium opinii partnerów społecznych i instytucjonalnych* (*social feasibility report*) *na temat rekomendowanych zmian w systemie emerytalnym*. Załącznik 9 do raportu z badań Dezaktywacja osób w wieku okołoemerytalnym.

[7] I. Jaroszewska-Ignatowska: *Dyskryminacja osób starszych ze względu na wiek na rynku pracy – aspekty prawne*. W: *Stop dyskryminacji ze względu na wiek*. Red. B. Tokarz. Akademia Rozwoju Filantropii w Polsce, Warszawa 2005.

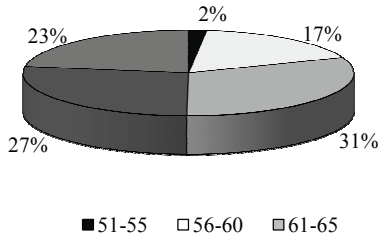
średnim i długim stażem zawodowym. Z drugiej strony wskazać czynniki, które korzystnie wpływają na podjęcie decyzji o dłuższej aktywności zawodowej, nawet pomimo osiągnięcia formalnego wieku emerytalnego.

Do badania pilotażowego wybrano w sposób celowy dwa uniwersytety trzeciego wieku – UTW w Gdańsku oraz UTW w Olsztynie. Liczba słuchaczy wybranych jednostek wynosiła w roku akademickim 2010/2011 odpowiednio 1300 oraz 1200. W badaniu uczestniczyły 172 osoby z UTW w Gdańsku oraz 123 osoby z UTW w Olsztynie. Dobór słuchaczy obu uniwersytetów dokonany został techniką wyboru przypadkowego, co oznacza, że badaniem objęto te osoby, które w okresie badania uczestniczyły w zajęciach oraz wyraziły zgodę na udział w badaniu. Przyjęta technika doboru próby w badaniu nie zapewnia próby reprezentatywnej populacji słuchaczy UTW w Polsce. Pozwala jednak na wstępne formułowanie odpowiedzi na postawione pytania badawcze oraz na formułowanie rekomendacji do dalszych badań, jakie założono w ramach projektu Best Agers.

Badanie przeprowadzono w oparciu o kwestionariusz ankiety, który składał się 25 pytań, w tym 9 wielokrotnego wyboru (3 odpowiedzi dopuszczalne) i pozostałych jednokrotnego wyboru.

W badanej próbie kobiety stanowiły 77,5% respondentów. Wśród ankietowanych dominowały osoby z wykształceniem wyższym (46,25%) oraz średnim (39,38%). Strukturę wieku ankietowanych przedstawiono na rys. 1.

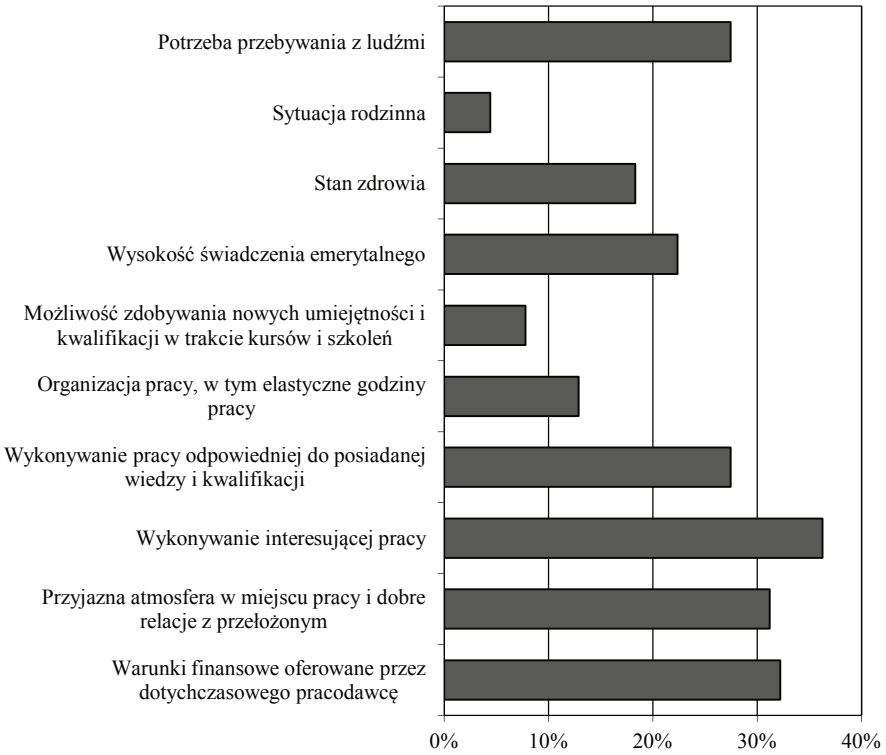
Jako czynniki, które najmocniej zdecydowały o podjęciu decyzji o przejściu na emeryturę, respondenci wymieniali najczęściej osiągnięcie formalnego wieku emerytalnego (53,22%), zmiany organizacyjne w dotychczasowym miejscu pracy (30,17%), chęć posiadania większej ilości wolnego czasu (24,07%) oraz stan zdrowia (22,37%). Zła atmosfera pracy w dotychczasowym miejscu pracy była jednym z czynników dla 15,25% ankietowanych, natomiast sytuacja rodzinna jedynie dla 11,53% respondentów. Wypalenie zawodowe wskazywane było jako pobudka w podjęciu decyzji o przejściu na emeryturę jedynie przez 11,17% ankietowanych, a presję rodziny jako czynnik wskazało zaledwie 6,1% osób.



Rys. 1. Struktura badanych według wieku

Na decyzję o pozostaniu aktywnym zawodowo, mimo osiągnięcia formalnego wieku emerytalnego (zdaniem respondentów), wpływają przede wszystkim: wykonywanie interesującej pracy (36,27%), warunki finansowe oferowane przez dotychczasowego pracodawcę (32,20%), przyjazna atmosfera w miejscu pracy i dobre relacje z przełożonym (31,19%) oraz potrzeba przebywania z ludźmi (27,46%); (rys. 2).

Podczas badania poproszono respondentów o wyrażenie opinii na temat twierdzeń dotyczących możliwości wydłużenia okresu aktywności zawodowej osób w wieku okołoemerytalnym oraz ich zaangażowania w transfer wiedzy i doświadczenia zawodowego (tabela 2).



Rys. 2. Czynniki wpływające na decyzję o pozostaniu aktywnym zawodowo, mimo osiągnięcia formalnego wieku emerytalnego (dopuszczalne były 3 odpowiedzi)

Następnie zbadano, czy opinie respondentów zależą od płci, wieku oraz wykształcenia, stosując test χ^2 (tabela 2). Odpowiedzi badanych są zależne (na poziomie istotności 0,05) od płci w przypadku opinii, czy:

- Formalny wiek emerytalny powinien zostać zrównany dla kobiet i mężczyzn (rys. 3);
- Rozwój pozytywnych relacji między pracownikami w różnym wieku zależy przede wszystkim od kierownictwa firmy oraz stosowanych praktyk motywacyjnych (rys. 4);
- Aby proces przekazywania wiedzy przez pracowników starszych młodszym przebiegał sprawnie i efektywnie konieczne jest odpowiednie przygotowanie obu zainteresowanych stron (rys. 5);
- Każdy pracownik z długim stażem może być „opiekunem" pracownika młodszego (rys. 6).

Tabela 2

Wartości prawdopodobieństwa przekroczenia wartości obliczonej testu χ^2 dla badanych zależności

Twierdzenie	Prawdopodobieństwo przekroczenia wartości obliczonej statystyki χ^2		
	Płeć	Wiek	Wykształcenie
1	2	3	4
O długiej aktywności zawodowej danej osoby decyduje jej wiedza i doświadczenie zawodowe oraz zdolności do przyswajania nowej wiedzy	0,834156	0,193088	0,088085
O atrakcyjności zawodowej osób w wieku okołoemerytalnym decyduje ich skłonność do korzystania z ofert edukacyjnych i kursów przekwalifikowujących	0,522829	0,987013	0,505417
Formalny wiek emerytalny powinien zostać zrównany dla kobiet i mężczyzn	0,000939**	0,449704	0,082240*
Na rynku jest bogata oferta edukacyjno-szkoleniowa skierowana do osób starszych	0,346864	0,311856	0,667238
Na skracanie okresu aktywności zawodowej wśród osób starszych ma wpływ negatywna sytuacja gospodarcza, w tym wysoki poziom bezrobocia	0,557288	0,091649*	0,431336
Osoby starsze są dobrze postrzegane przez swoich współpracowników w miejscu pracy	0,108659	0,109117	0,887329
Aktywnym zawodowo osobom starszym zarzuca się, że „odbierają pracę młodym"	0,098211*	0,143159	0,819174
W Polsce występuje dyskryminacja ze względu na wiek na rynku pracy	0,062386*	0,326095	0,985234
Przekazywanie wiedzy i doświadczenia zawodowego w firmach przez pracowników starszych młodszym to dobry sposób na zapewnienie ciągłości rozwoju firmie	0,662218	0,662969	0,736921

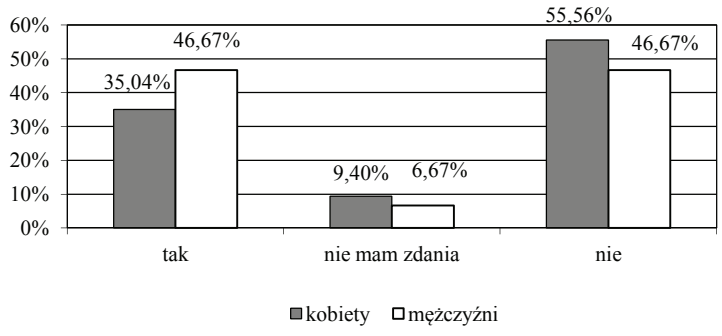
cd. tabeli 2

1	2	3	4
Współpraca pracowników starszych z młodszymi służy uniknięciu napięć międzypokoleniowych w firmie	0,086181*	0,449584	0,214638
Możliwość przekazywania swojej wiedzy i doświadczenia zawodowego buduje poczucie szacunku i docenienia wśród pracowników starszych	0,544242	0,527932	0,376990
Rozwój pozytywnych relacji między pracownikami w różnym wieku zależy przede wszystkim od kierownictwa firmy oraz stosowanych praktyk motywacyjnych	0,000000**	0,455547	0,985139
Aby proces przekazywania wiedzy przez pracowników starszych młodszym przebiegał sprawnie i efektywnie konieczne jest odpowiednie przygotowanie obu zainteresowanych stron	0,000000**	0,879295	0,854124
Każdy pracownik z długim stażem może być „opiekunem" pracownika młodszego	0,000284**	0,266918	0,790994

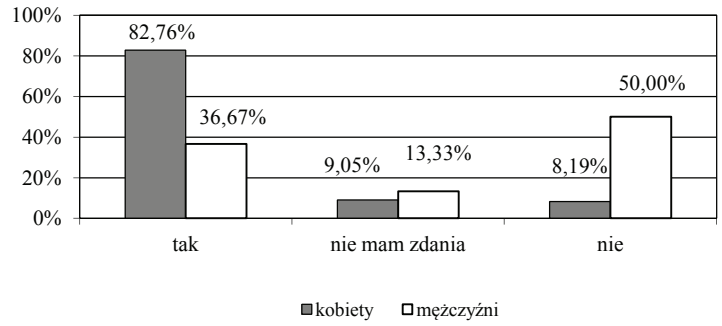
* istotność na poziomie $\alpha = 0,1$
** istotność na poziomie $\alpha = 0,05$

Uwzględniając podział badanych według wieku oraz wykształcenia, nie można stwierdzić istotnych różnic w opiniach na poziomie istotności równym 0,05. Na rys. 3-6 przestawiono procentowe zestawienie opinii wyrażonych przez respondentów na temat powyższych twierdzeń. Do analizy testem χ^2 zagregowano odpowiedzi „tak" i „raczej tak" – jako pozytywne oraz „nie" i „raczej nie" – jako negatywne.

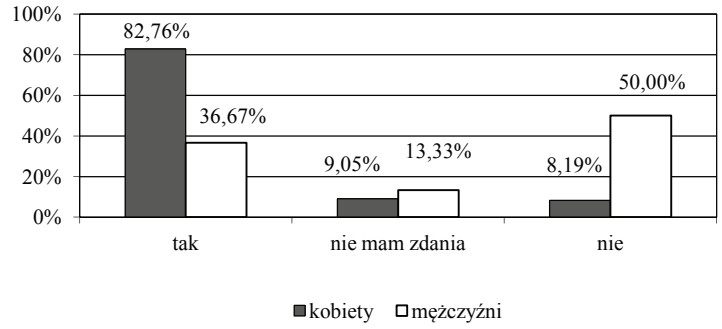
W innym pytaniu respondenci podali, że aktywne zawodowo osoby w wieku okołoemerytalnym koncentrują się przede wszystkim na zapewnieniu sobie finansowego bezpieczeństwa „na starość" (52,2%) oraz zapewnieniu dobrobytu i bezpieczeństwa swojej rodzinie (33,8%). Aktywne życie publiczne w lokalnej społeczności wskazało 26,6% respondentów, natomiast dzielenie się swoją wiedzą i doświadczeniem życiowym i zawodowym z osobami młodszymi – 23,1% badanych. Na dokształcaniu się i samorozwoju koncentruje się 20,6%, a na rozwoju życia towarzyskiego 21,6%, natomiast na poprawie zdrowia i urody jedynie co dziesiąty respondent – 12,2%.



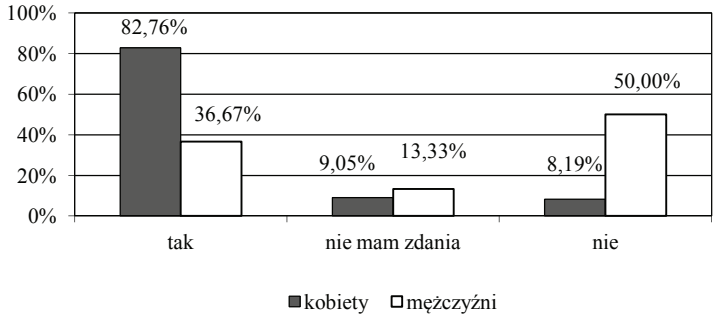
Rys. 3. Twierdzenie: Formalny wiek emerytalny powinien zostać zrównany dla kobiet i mężczyzn



Rys. 4. Twierdzenie: Rozwój pozytywnych relacji między pracownikami w różnym wieku zależy przede wszystkim od kierownictwa firmy oraz stosowanych praktyk motywacyjnych



Rys. 5. Twierdzenie: Aby proces przekazywania wiedzy przez pracowników starszych młodszym przebiegał sprawnie i efektywnie konieczne jest odpowiednie przygotowanie obu zainteresowanych stron



Rys. 6. Twierdzenie: Każdy pracownik z długim stażem może być „opiekunem" pracownika młodszego

Do głównych i najczęstszych wskazywanych przyczyn frustracji osób aktywnych zawodowo w wieku okołoemerytalnym należą stan zdrowia (38,1%) oraz niskie zarobki (23,8). W dalszej kolejności wskazywane są relatywnie niższe zarobki, aspekty społeczne związane z różnicą wieku oraz koniecznością zmian, w tym podnoszenia kompetencji zawodowych (szczególnie w zakresie nowoczesnych technologii).

Podsumowanie

Zwiększenie aktywności zawodowej osób starszych wymaga działań zorientowanych na wzrost aktywnego udziału osób w wieku okołoemerytalnym w rynku pracy. Działania te muszą być wielokierunkowe, adresowane i realizowane przez różne typy instytucji. Wymienić można cztery zasadnicze nurty metod aktywizacji zawodowej osób starszych:

- podnoszenie kwalifikacji poprzez rozwój edukacji dorosłych,
- uelastycznienie form zatrudnienia,
- reorganizację systemów emerytalno-rentowych w taki sposób, aby promowały one wydłużoną aktywność zawodową,
- eliminację dyskryminacyjnych zachowań wśród pracodawców i współpracowników osób starszych.

Metodyka aktywizacji zawodowej osób starszych powinna obejmować techniki i działania skierowane bezpośrednio do osób starszych, ale także pracodawców oraz młodszej części społeczeństwa. W odniesieniu do pierwszej grupy podstawowe działania to zwiększenie dostępności szkoleń i kursów dokształcających (w tym w zakresie kompetencji IT) oraz rozwój elastycznych form zatrudnienia. W odniesieniu do pozostałych – promocja kultury szacunku i akceptacji dla starzenia się, podkreślanie wartości, których nośnikiem jest

osoba starsza. Stereotyp człowieka starego niedołężnego i będącego obciążeniem dla młodych nie sprzyja ani społecznej, ani zawodowej inkluzji osób starszych.

DETERMINANTS OF PROFESSIONAL ACTIVITY OF THE ELDERLY AS PERCEIVED BY THIRD AGE UNIVERSITY STUDENTS

Summary

As the Polish population is ageing, social and professional activity of people aged 55+ is gaining importance. Therefore it is essential to analyse the professional situation of people over the age of 55 and develop recommendations with a view to improving the current state of affairs. The paper presents results of a study of the factors determining the duration of professional activity of the elderly and the willingness of the elderly to share their knowledge and experience with younger persons. The survey was conducted among the participants of the Universities of the Third Age in 2011.

Marzena Lilianna Pytel

RÓWNOWAGA PRACA – ŻYCIE A WSPÓŁCZESNE PROBLEMY DEMOGRAFICZNE W DOBIE GLOBALIZACJI

Wprowadzenie

W ciągu ostatnich kilku dekad wraz z rozwojem technologii informatycznych, telekomunikacyjnych, wzrostem globalnej konkurencji, procesami deregulacji rynku, mobilnością kapitału międzynarodowego pojawiają się zmiany w charakterze i formach pracy. Zjawiska demograficzne takie jak starzenie się społeczeństwa[1], wzrost liczby kobiet aktywnych zawodowo, malejąca stopa urodzeń w krajach wysoko rozwiniętych determinują zakłócenia równowagi pomiędzy pracą i życiem pozazawodowym, które można rozpatrywać w „skali makro" na płaszczyźnie całego społeczeństwa, w „skali mezo" na poziomie przedsiębiorstwa oraz w „skali mikro" w odniesieniu do pojedynczego pracownika. W odniesieniu do całego społeczeństwa nieprawidłowa relacja praca – życie skutkuje m.in. odraczaniem narodzin pierwszego dziecka, mniejszą liczbą urodzeń, rosnącą liczbą rozwodów i rodzin niepełnych. Dla organizacji oznacza to wzrost fluktuacji personelu, rosnącą absencję w pracy, gorszą jakość pracy, malejącą kreatywność i innowacyjność oraz słabe zaangażowanie zatrudnionych. Dla samych zatrudnionych może to generować wyższy poziom stresu, wypalenie zawodowe, rozwody, niedostateczną opiekę nad dziećmi, rosnącą zapadalność na choroby serca i inne patologie.

Powyższe przesłanki sprawiają, że zagadnienie jakości życia jest priorytetem prawidłowego rozwoju gospodarczego. Wysoka jakość życia zawodowego i pozazawodowego w dużym stopniu zależy od jakości warunków, jakie kreuje organizacja dla swoich uczestników. Dzieje się tak dlatego, że praca jest jednym z podstawowych sposobów realizacji i zaspokajania potrzeb życiowych człowieka.

---

[1] Według danych GUS przeciętne trwanie życia od ponad dwudziestu lat wydłuża się. W roku 2010 w Polsce mężczyźni żyli przeciętnie 72,1 roku, natomiast kobiety 80,6 roku. W stosunku do 1990 roku mężczyźni żyją dłużej o prawie 6 lat, natomiast kobiety o 5,4 roku. Patrz: *Trwanie życia w 2010 roku. Informacje i opracowania statystyczne*. GUS, Warszawa 2011, s. 9.

Celem niniejszego opracowania jest zaprezentowanie głównych obszarów tematycznych dotyczących problematyki jakości życia opisanej na płaszczyźnie relacji praca – życie rodzinne. Podstawą rozważań jest założenie wynikające z praktyki zarządzania, że poszukiwanie optymalnych rozwiązań w obszarze równowagi praca – życie, jak i właściwa implementacja programów praca – życie w przedsiębiorstwie, pozwoli kształtować środowisko pracy sprzyjające pogodzeniu ról w życiu osobistym i pracy, a co za tym idzie, może przyczynić się do znacznych korzyści wymiernych i niewymiernych.

1. Równowaga praca – życie jako determinanta jakości życia

Nakładanie się na siebie zobowiązań zawodowych i prywatnych niesie wiele negatywnych konsekwencji opisywanych w literaturze. Pracownicy, u których występuje konflikt na linii praca – życie czerpią mniej satysfakcji z pracy[2] i są mniej zaangażowani w życie organizacji[3]. Do zachowań prezentowanych w przypadku braku równowagi praca – życie można zaliczyć zmniejszony wysiłek wkładany w pracę, obniżoną wydajność, zwiększoną absencję w pracy i częstsze zmiany miejsca pracy[4].

Ten konflikt łączy się również ze zwiększonym stresem[5] i wypaleniem zawodowym, zaburzeniami psychosomatycznymi, m.in. stanem ciągłego pobudzenia, problemami z koncentracją i niskim poziomem gotowości do działania, osłabieniem stanu zdrowia i spadkiem energii życiowej, co odbija się

[2] Potwierdzają to analizy OECD dotyczące poziomu życia w Polsce. Średnia długość życia w Polsce jest o cztery lata krótsza niż przeciętnie w OECD. W Polsce jedynie 35% osób deklaruje zadowolenie ze swojego życia, a 51% wierzy, że będzie ono satysfakcjonujące za pięć lat, co w obszarze satysfakcji z życia plasuje Polskę na 29. miejscu wśród 34 krajów. W obszarze relacji między życiem zawodowym i osobistym sytuacja jest również niekorzystna. Rocznie Polacy przepracowują przeciętnie 1966 godzin, czyli znacznie więcej niż średnia dla całej organizacji, która wynosi 1739 godzin. Patrz: http://biznes.gazetaprawna.pl/artykuly/517045,indeks_oceny_jakosci_zycia_oecd_polska_to_sredniaczek.htlm, dostęp: 16.09.2011.

[3] Według badań na temat satysfakcji pracowników i jej wpływu na motywację do pracy wynika, że pracownicy dużych polskich firm, które dynamicznie się rozwijają, muszą ciągle zmagać się z globalną konkurencją, co powoduje przesunięcie na dalszy plan wdrażania idei zarządzania równowagą praca – życie. Patrz: D. Lewicka: *Zarządzanie kapitałem ludzkim w polskich przedsiębiorstwach*. PWN, Warszawa 2010, s. 70.

[4] J.H. Wayne, N. Musisca, W. Fleeson: *Considering the role of personality in the work-family experience: Relationships of the big five to work-family conflict and facilitation*. „Journal of Vocational Behavior" 2004, No. 64, s. 108-130.

[5] Ponad 50% zatrudnionych w USA uważa, że stres w pracy niekorzystnie wpływa na ich relacje interpersonalne. Narodowy Instytut Zdrowia i Bezpieczeństwa Pracy w Cincinnati potwierdza, że praca jest najsilniejszym źródłem stresu. Jednocześnie wyniki badań przeprowadzonych przez National Life Insurance Company informują, że przez ponad 40% zatrudnionych wykonywana praca oceniana jest jako bardzo stresująca. Patrz: M. Harciarek: *Psychologiczna podstawa zarządzania równowagą praca – życie*. W: *Humanizacja w procesach zarządzania*. Red. F. Blok, J. Kołodziejski. Politechnika Częstochowska, Częstochowa 2010, s. 142.

negatywnie na wydajności pracownika[6]. Godziny pracy są jednym z głównych czynników składających się na konflikt praca – życie. Problem wypalenia zawodowego i stresu pojawia się wśród prawie wszystkich zawodów i szczebli zarządzania[7]. Warunki środowiska pracy, które prowadzą do wypalenia zawodowego są wielowarstwowe, a działania zaradcze nie mogą być zabiegami jednorazowymi[8].

Przedsiębiorstwa dostrzegają potrzebę harmonii między pracą a życiem prywatnym i jej wpływ na produktywność i kreatywność pracowników. Dotyczy to nie tylko absencji w pracy, ale również tzw. nieefektywnej obecności w pracy (*presenteeism*), polegającej na tym, że mimo dolegliwości zdrowotnych (migrena, zgaga, depresja, ból kręgosłupa) pracownicy stawiają się do pracy, ale nie realizują swoich zadań należycie, co w rzeczywistości kosztuje firmy więcej niż absencja pracownika. Problem ten powoduje straty rzędu 150 mld USD rocznie[9].

Przyczynami powyższych negatywnych zjawisk są warunki środowiska pracy, gdzie występuje:

- praca w nadgodzinach lub nieregularne godziny pracy (często praca zmianowa),
- zbyt duże obciążenie psychiczne i fizyczne procesem pracy, presja czasu, adaptacja do częstych zmian,
- zbyt duża intensywność pracy (na przykład świadomość konsekwencji popełnionych błędów),
- zbyt duża częstotliwość delegacji (na przykład konieczność zmiany stref czasowych, szczególnie gdy różnica wynosi ponad 5 godzin),
- i oczywiście brak czasu i warunków do wypoczynku poza pracą[10].

---

[6] S.E. Anderson, B.S. Coffey, R.T. Byerly: *Formal organizational initiatives and informal workplace practices: Links to work-life conflict and job-related outcomes*. „Journal of Management" 2002, No. 28, s. 787--810.

[7] Wyniki badań Instytutu Medycyny Pracy pokazują, że istnieje korelacja między stresem w pracy a występowaniem różnych chorób, np. między postrzeganiem zaburzonych relacji społecznych, odczuwaniem braku kontroli w pracy a zapadalnością na chorobę niedokrwienną serca, udowodniono również związek między odczuciem psychicznego obciążenia procesem pracy a chorobą wrzodową żołądka lub dwunastnicy i takimi objawami psychosomatycznymi jak migreny, bezsenność, lęk. Inną niezwykle poważną konsekwencją stresu w pracy jest tzw. syndrom karoshi, oznaczający nagłe wystąpienie objawów chorobowych zagrażających życiu (udar mózgu, zawał serca) w wyniku przeciążenia jakościowego i ilościowego pracą.

[8] Należy zatem podjąć działania prewencyjne, zapobiegając powstaniu syndromu wypalenia zawodowego, na który wpływają następujące elementy życia zawodowego: obciążenie pracą, wyobcowanie w miejscu pracy, poziom wynagrodzenia, poczucie wspólnoty, poczucie sprawiedliwości, przestrzegane wartości. Zmienne te określają produktywność pracownika, zadowolenie, jego spełnione życie zawodowe, co nie jest obojętne dla zdrowia psychicznego i fizycznego. Patrz: M. Leiter: *Wie Unternehmen die Motivation ihrer Mitarbeiter fordern*. „New Management" 2001, No. 11, s. 70-75.

[9] P. Hemp: *Niedysponowani pracownicy: obecni ciałem, nieobecni duchem*. „Harvard Business Review Polska" 2005, październik, s. 128-137.

[10] E. Kasperek-Golimowska: *Zdrowie człowieka w środowisku pracy*. W: *Człowiek w kontekście pracy. Teoria – Empiria – Praktyka*. Red. M. Piorunek: Wyd. Adam Marszałek, Toruń 2009, s. 140.

2. Zarządzanie równowagą praca – życie

Praktyki zarządzania kształtujące relacje praca – życie wspierają pracowników w zrównoważeniu wymagań stawianych im w życiu zawodowym i osobistym, co z kolei przyczynia się do wzrostu wydajności pracownika i wpływa na poprawę efektywności całej organizacji. Pracownicy, którzy mają możliwość nieantagonistycznego połączenia obu sfer życia, znacznie rzadziej noszą się z zamiarem zmiany pracodawcy, są bardziej lojalni i produktywni, charakteryzuje ich wyższa satysfakcja z pracy. Model relacji pomiędzy praktykami kształtowania równowagi praca – życie a efektywnością organizacji przedstawiono na rys. 1.

Pracodawca wpływa na równowagę między pracą a życiem zatrudnionych poprzez oferowanie im różnych świadczeń lub udogodnień, do których nie jest zobligowany literą prawa. Celem wdrożenia programów praca – życie w przedsiębiorstwie jest[11]:

- minimalizacja stresu w pracy,
- wyższa motywacja, zaangażowanie zatrudnionych[12], co przyczynia się do zadowolenia klientów, poprawia wyniki pracy i efekty finansowe,
- skuteczniejsze przyciąganie do organizacji dobrych pracowników, dobra marka[13], reputacja firmy oraz budowa wizerunku firmy przyjaznej pracownikowi i jego rodzinie.

Należy podkreślić, że korzyści z implementacji tych programów mają charakter długofalowy, długookresowy, odroczony. Programy praca – życie zapewniają zatrudnionym:

- działania związane z opieką skierowane do dzieci i osób starszych z rodzin pracowników (korzystanie ze specjalistycznej pomocy w zakresie programów kształtujących środowisko rodzinne pracownika, organizowanie żłobków lub przedszkoli),

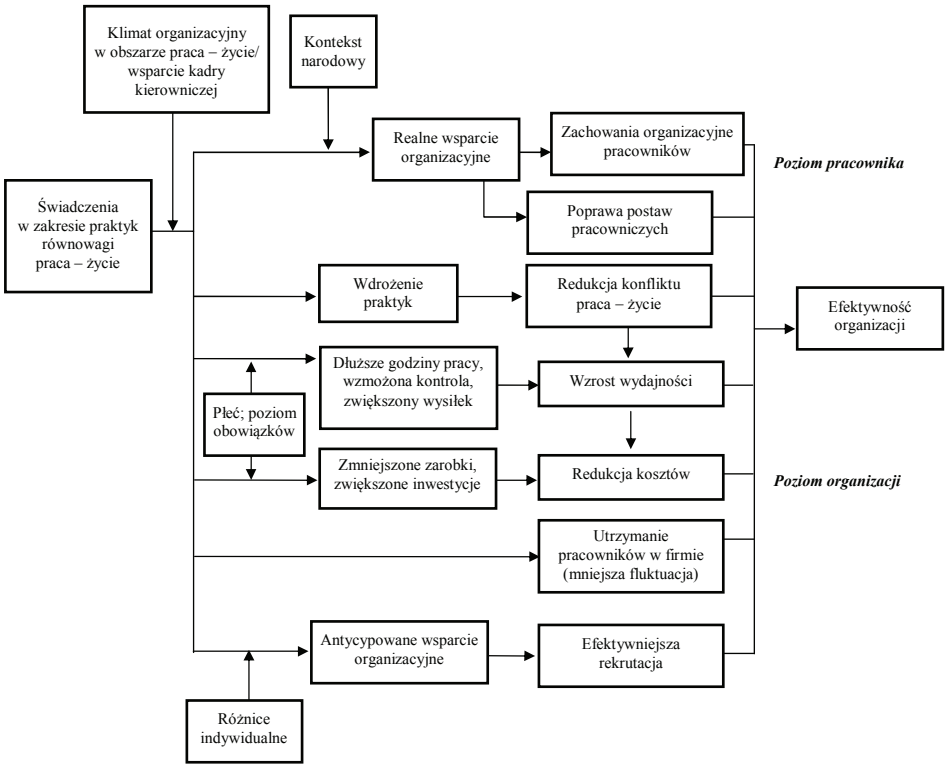
---

[11] S. Borkowska: *Programy praca – życie a efektywność firm*. Instytut Pracy i Spraw Socjalnych. Warszawa 2003, s. 22.

[12] Kultura organizacyjna przedsiębiorstwa może efektywnie wspomagać realizację programów praca – życie lub przeciwnie, może wstrzymywać lub nawet blokować działania na rzecz wdrażania programów. Patrz: F. Visser, L. Williams: *Work-life balance: rethoric versus reality*. The Work Foundation, Unison, London 2006, s. 12.

[13] Obecne znaczenie kultury marek, rola marki pracodawcy znajduje swoje potwierdzenie w badaniach przeprowadzonych w 2008 r. przez PSZK i SGH na 342 dużych polskich firmach, gdzie 93% respondentów odpowiedziało, że decydujący wpływ na skuteczność procesów rekrutacji ma image przedsiębiorstwa jako dobrego pracodawcy. Patrz: D. Lewicka: Op. cit., s. 265.

– elastyczne formy organizacji pracy i dodatkowe rodzaje urlopów (urlop wychowawczy dla obojga rodziców, urlop związany z rozwojem zawodowym),
– usługi z zakresu doskonalenia kapitału ludzkiego (programy edukacyjne i szkoleniowe, promocja zdrowia, poradnictwo osobiste, świadczenia rekreacyjne).



Rys. 1. Model relacji pomiędzy praktykami kształtowania równowagi praca – życie a efektywnością organizacji

Źródło: T.A. Beauregard, L.C. Henry: *Making the link between work-life balance practices and organizational performance.* „Human Resource Management Review" 2009, No. 19, s. 10.

Zróżnicowana struktura społeczno-demograficzna pracowników: wiek[14], płeć, poziom wykształcenia, sytuacja rodzinna, miejsce zamieszkania są głównymi czynnikami kształtującymi potrzeby zatrudnionych zarówno w zakresie ich życia zawodowego, jak i prywatnego[15].

Badania przeprowadzone przez Jobtrak.com na próbie respondentów, którą stanowiło ponad 3000 studentów Brigham Young University dowiodły, że jednym z najistotniejszych elementów zachęcających przyszłych pracobiorców do podjęcia pracy w danej firmie jest prowadzona polityka wspierania równowagi między życiem zawodowym i pozazawodowym. Również sondaż przeprowadzony przez Pricewaterhouse Coopers przeprowadzony na grupie absolwentów uczelni pochodzących z 11 krajów ujawnił, że równowaga praca – życie znajduje się na czele kryteriów, zgodnie z którymi ankietowani wybierali przyszły zawód i karierę. Podobne wyniki badań przeprowadzonych w USA, Europie i Japonii uzyskała Firma Gemini Consulting; tam harmonia między potrzebami pracy i rodziny zajęła drugie miejsce wśród priorytetów (we wszystkich krajach poza Rosją), zaraz po wynagrodzeniu. Potrzebę równoważenia obszarów życia zawodowego i osobistego potwierdza sondaż agencji badania opinii publicznej Harris, według którego respondenci – mężczyźni w wieku poniżej 40 lat bardziej cenią czas spędzony z rodziną niż wysokie wynagrodzenie (70% spośród ankietowanych byłoby w stanie zrezygnować z części zarobków w zamian za możliwość spędzenia czasu z rodziną)[16].

Wiele badań potwierdza, że pracownicy pozostawiający dzieci pod opieką w miejscu pracy, korzystający z konsultacji specjalistycznych i innych programów prorodzinnych wykazują wyższy poziom zaangażowania w pracę. Wyniki badań przeprowadzonych na 3381 amerykańskich pracownikach dowiodły, że obecność programów zapewniających elastyczne godziny pracy

---

[14] Charakterystyka młodego pokolenia wchodzącego na rynek pracy może usprawnić nie tylko proces kadrowy, ale również usprawnić zarządzanie równowagą praca – życie. Wielu autorów podkreśla, że przedstawiciele pokolenia Y są mobilni, zmieniają nie tylko miejsce, ale i zawody, wolą pracę ciekawą niż ciężką. Łatwo przenoszą się z kraju do kraju. W porównaniu z pokoleniem X są bardziej konformistyczni, nie pragną pracoholizmu, rozwodów, chorób wywołanych stresem. Wyniki badań przeprowadzonych wśród studentów studiów dziennych i uczniów klas maturalnych odnoszące się do oczekiwań generacji Y wobec wymarzonej pracy informują, że aż 96,6% respondentów chciałoby wykonywać pracę zawodową umożliwiającą godzenie życia zawodowego i pozazawodowego. Badani dodają, że nie wyobrażają sobie pracy po 12 godzin na dobę. Ponadto 55,4% ankietowanych wyraziło opinię, że jeśli przedsiębiorstwo nie zapewni im wystarczającej ilości czasu wolnego, to odejdą do innego pracodawcy. Potrzeba harmonii pomiędzy sferą pracy i życia osobistego wydaje się dla nich niezwykle istotna. Patrz: J. Cewińska, M. Striker, K. Wojtaszczyk: *Zrozumieć pokolenie Y – wyzwanie dla zarządzania zasobami ludzkimi. W: Kulturowe uwarunkowania zarządzania kapitałem ludzkim*. Red. M. Juchnowicz. Oficyna Wolters Kluwer business, Kraków 2009, s. 125-126.

[15] Jednocześnie prognozy demograficzne wskazują, że rynek pracowników będzie się kurczył. Według GUS do 2020 r. ubędzie ponad 1,5 mln osób w wieku produkcyjnym, a do 2035 dalsze 2 mln.

[16] D. Clutterbuck: *Równowaga między życiem zawodowym a osobistym. Przewodnik dla specjalistów do spraw personalnych*. Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2005 s. 38-39.

i opiekę na dziećmi wpływa na poziom lojalności pracowników. Dostępność programów praca – życie wiąże się również ze wzrostem zaangażowania i zmniejszeniem chęci do zmiany pracy[17].

Podsumowanie

Zarządzanie równowagą praca – życie powinno być ukierunkowane zarówno na korzyści dla pracodawcy, jak i pracowników, powinno uwzględniać charakterystykę konkretnej firmy, być dostosowane do struktury społeczno-demograficznej pracowników. Skuteczny program praktykowany w jednej organizacji, zindywidualizowany i osadzony w kontekście funkcjonowania tego przedsiębiorstwa, może okazać się nieefektywny w odniesieniu do kontekstu, warunków funkcjonowania innej organizacji. Zatem programy powinny być skomponowane właściwie do możliwości firmy i potrzeb pracowników. Ponadto polityka personalna przedsiębiorstwa (na wszystkich etapach procesu kadrowego), przyczyniająca się wysokiego poziomu kultury organizacyjnej, wpływa na styl życia promujący harmonię między pracą a życiem osobistym.

WORK-LIFE BALANCE AND CONTEMPORARY DEMOGRAPHIC PROBLEMS IN THE ASPECT OF GLOBALIZATION

Summary

The present paper supports the thesis that changes which occur in further environment in an organization, demographic changes, transitions in workplaces (e.g. ageing societies, increase in professionally active women) as well as technological advances allow for constant close contact with workplaces, determine behaviour of the organization, including those in the area of comprehensive management of human capital. In order to avoid negative consequences of those changes, the enterprises oriented toward continuous development have to take systematic actions (e.g. develop programmes) which make it easier for the employees to reconcile their roles connected with professional duties and personal life.

[17] T.A. Beauregard, L.C. Henry: *Making the link between work-life balance practices and organizational performance*. „Human Resource Management Review" 2009, No. 19, s. 9-22.

Marek Ręklewski

WPŁYW ZMIENNYCH RYNKU PRACY NA DZIETNOŚĆ KOBIET W POLSCE – ANALIZA Z WYKORZYSTANIEM MODELI PANELOWYCH

Wstęp

Dzietność kobiet determinowana jest wieloma czynnikami ze względu na złożoność zachodzącego procesu. Polscy demografowie (m.in. S. Borowski[1], E. Gołata[2], M. Chromińska[3]) do najczęściej wymienianych czynników zaliczali: demograficzne, społeczno-ekonomiczne, kulturalne oraz geograficzne. Celem opracowania jest identyfikacja związków zachodzących między dzietnością a zmiennymi rynku pracy. W pracy dokonano próby weryfikacji hipotezy badawczej głoszącej istnienie przestrzennego zróżnicowania zmiennych rynku pracy wpływających na dzietność kobiet. Do realizacji założonego celu i weryfikacji hipotezy badawczej wykorzystano modele analizy panelowej z indywidualnymi efektami czasowymi. Podstawową cechą zastosowanej metody panelowej w badaniu nad dzietnością jest obserwowanie danych panelowych równocześnie w dwóch wymiarach, to znaczy uwzględniających jednocześnie czas i przestrzeń. W wyniku tego wzrasta liczba obserwacji, co jest niezwykle ważne z punktu widzenia efektywności estymacji i dokładności otrzymanych wyników. Panele danych w badaniu obejmują powiaty miejskie i ziemskie obserwowane w latach 1999-2009 według województw.

1. Metody i źródła

Modele panelowe dzielą się na modele z efektami grupowymi lub czasowymi. W pierwszym modelu bada się występowanie zróżnicowania pomiędzy poszczególnymi grupami, zaś modele z efektami czasowymi określają, czy wy-

[1] S. Borowski: *Regiony reprodukcji ludności w Polsce.* Prace wybrane. Zebrał i wstępem zaopatrzył S. Wierzchosławski. PWN, Warszawa-Poznań 1989, s. 13.

[2] E. Gołata: *Studia nad terytorialnym zróżnicowaniem płodności kobiet w Polsce.* SGPiS, Warszawa 1990, s. 37.

[3] M. Chromińska: *Czynnik ekonomiczny a dzietność rodzin rolników indywidualnych w Polsce. Studium statystyczno-demograficzne dla lat 1926-1984.* Poznań 1996, s. 42-43.

stępują istotne różnice w czasie w badanym zjawisku. W takim ujęciu uważa się, że efekty indywidualne nie mają przypadkowego charakteru i można oszacować ich wartość[4]. W tym przypadku zastosowano model bez wyrazu wolnego (*LSDV – Least Squares with Dummy Variable*)[5]. Model *LSDV* należy do grupy modeli z efektami ustalonymi *FE* (*Fixed Effects Models*), wykorzystujących zróżnicowanie wewnątrzgrupowe[6]. Estymator wewnątrzgrupowy (*FE*) zakłada, iż efekty indywidualne dla poszczególnych jednostek *i* mają charakter nielosowy i otrzymuje się je przez różnice między jednostkami *i* w wyrazie wolnym[7]. Model możemy zapisać w następującej postaci[8]:

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \qquad \varepsilon_{it} \sim IID\left(0, \sigma_\varepsilon^2\right)$$

gdzie: Y_{it} – wektor wartości zmiennej objaśnianej, α_i – efekt indywidualny różny dla poszczególnych jednostek *i* stały dla czasu *t*, X_{it} – macierz wartości zmiennych objaśniających, β – wektor parametrów strukturalnych równania, ε_{it} – wektor składników losowych.

Model *LSDV* zakłada zastosowanie zmiennych zero-jedynkowych dla grup (d_i) oraz oddzielnie dla jednostek czasu (d_t). Są to modele jednokierunkowe. Parametry modelu *LSDV* z efektami czasowymi z dekompozycją wyrazu wolnego przyjmują postać:

$$Y_{it} = \sum_{i=1}^{N} \alpha_t d_t + X_{it}\beta + \varepsilon_{it},$$

gdzie: Y_{it} – wektor wartości zmiennej objaśnianej, α_t – indywidualny efekt czasowy różny dla poszczególnych jednostek czasu *t,* stały dla grup *i*, d_t – zmienne zero-jedynkowe dla czasu *t* (zmienna przyjmuje wartość 1 dla obserwacji w kolejnych latach w poszczególnych grupach oraz wartość zero w pozostałych przypadkach), X_{it} – macierz wartości zmiennych objaśniających, β – wektor parametrów strukturalnych równania, ε_{it} – wektor składników losowych.

---

[4] B.H. Baltagi: *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley and Sons, New York 2005, s. 12.
[5] M. Verbeek: *A Guide to Modern Econometrics*. University Rotterdam 2004, s. 345.
[6] M. Kośko, M. Osińska, J. Stempińska: *Ekonometria współczesna*. Toruń 2007, s. 412-413.
[7] J. Ciecieląg, A. Tomaszewski: *Ekonometryczna analiza danych panelowych*. Skrypt uczelniany. Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2003, s. 8-9.
[8] W.H. Green: *Econometric analysis.* New York 2003, s. 287-288.

Modele panelowe z efektami czasowymi umożliwiają otrzymanie jednakowej liczby efektów stałych dla zmiennej *Y*, dzięki czemu istnieje możliwość porównania ich między sobą wewnątrz województw, a także pomiędzy nimi. Zrezygnowano z wprowadzenia tzw. efektów grupowych ze względu na dużą liczbę współczynników α_i różną dla każdego województwa, co w konsekwencji powoduje większą utratę liczby stopni swobody. Istotności efektów ustalonych weryfikuje się testem Walda[9]. W celu zasadności wprowadzenia efektów stałych wykorzystuje się statystykę *F*, która służy do ustalenia, czy w danym modelu otrzymane efekty ustalone *FE* są statystycznie istotne[10]. W tym celu do weryfikacji efektów czasowych stosuje się statystykę o postaci[11]:

$$F_{obl}(T-1, NT-T-K) = \frac{(RRSS_{KMNK} - URSS_{LSDV})/(T-1)}{URSS_{KMNK}/(NT-T-K)},$$

gdzie: $RRSS_{KMNK}$ – suma kwadratów reszt modelu oszacowanego *KMNK*, $URSS_{LSDV}$ – suma kwadratów reszt modelu oszacowanego z efektami ustalonymi *FE*, *T* – liczba obserwacji, *N* – liczba obiektów, *K* – liczba zmiennych modelu.

Ze względu na występowanie zjawiska heteroskedastyczności wariancji składnika losowego w modelach panelowych do oszacowania parametrów strukturalnych zastosowano ważoną metodę najmniejszych kwadratów (*WLS – Weighted Least Squares*), będącą modyfikacją uogólnionej metody najmniejszych kwadratów (*UMNK*)[12]. Dane statystyczne wykorzystane do estymacji panelowych modeli dzietności dotyczą przekroju powiatów za lata 1999-2009 i pochodzą z Banku Danych Lokalnych ze strony internetowej Głównego Urzędu Statystycznego.

2. Analiza panelowa dzietności kobiet według województw

Za zmienną objaśnianą przyjęto dzietność kobiet opisaną przez współczynnik dzietności ogólnej *TFR* (*Total Fertility Rate)*. Jako zmienne rynku pracy przyjęto: *R1* – współczynnik aktywności zawodowej kobiet (w %),

[9] D. Gujarati: *Basic Econometrics.* New York 2004, s. 643.
[10] B.H. Baltagi: Op. cit., s. 54-55.
[11] http://www.indiana.edu/~statmath/stat/all/panel/panel3.html
[12] W.H. Green: Op. cit., s. 225-226.

R2 – przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (w PLN), *R3* – udział bezrobotnych z prawem do zasiłku w liczbie bezrobotnych zarejestrowanych ogółem (w %), *R4* – udział bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy w liczbie bezrobotnych zarejestrowanych ogółem (w %), *R5* – udział bezrobotnych wyrejestrowanych w liczbie bezrobotnych zarejestrowanych ogółem (w %), *R6* – udział bezrobotnych zarejestrowanych z wykształceniem wyższym w liczbie bezrobotnych ogółem (%), *R7* – udział pracujących kobiet w sektorze przemysłowym w liczbie pracujących kobiet ogółem (w %), *R8* – udział pracujących kobiet w sektorze usługowym w liczbie pracujących kobiet ogółem (w %). Pierwszym krokiem analizy było określenie kierunku i siły korelacyjnej między współczynnikiem dzietności a zmiennymi rynku pracy. Wyniki analizy korelacji współczynników Pearsona przedstawiono w tabeli 1. Do grupy zmiennych stymulujących dzietność zaliczono: *R3* i *R4*. Pozostałe zmienne charakteryzują się zdecydowanie ujemną zależnością, prócz zmiennej *R8*, która charakteryzowała sie różnokierunkowym związkiem z dzietnością w badanym okresie.

Test *F* wykazał istotność efektów czasowych we wszystkich modelach panelowych, a więc wprowadzenie ich było właściwe, mając na uwadze poprawienie wyników estymacji. W tabelach 2-3 przedstawiono oszacowane modele dzietności dla Polski oraz według województw. Na podstawie otrzymanych rezultatów sformułowano następujące wnioski:

- wzrost aktywności zawodowej kobiet (*R1*) powoduje zmniejszenie dzietności w Polsce, ale również w ujęciu wojewódzkim (dodatni wpływ wykazano w modelu dla województw: małopolskiego i podlaskiego);
- przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (*R2*) wpływa ujemnie na dzietność w modelu dla Polski oraz według województw (z wyjątkiem województw: podlaskiego i świętokrzyskiego);
- odsetek bezrobotnych z prawem do zasiłku (*R3*) stymuluje dzietność (wyjątkiem jest model dla województwa łódzkiego);
- odsetek bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy (*R4*) wpływa stymulująco na współczynnik dzietności w modelu dla Polski. W ujęciu wojewódzkim zmienna *R4* zachowuje się różnokierunkowo. Ujemny wpływ wykazano w województwach: małopolskim, mazowieckim, podkarpackim i warmińsko-mazurskim;
- zmienne *R5* i *R6*, to jest: odsetek bezrobotnych wyrejestrowanych do bezrobotnych i bezrobotni zarejestrowani z wykształceniem wyższym oddziaływają zdecydowanie destymulująco na poziom dzietności w modelu dla Polski oraz w ujęciu wojewódzkim;

Tabela 1

Współczynniki korelacji między zmiennymi objaśniającymi
a współczynnikiem dzietności w Polsce w latach 1999-2009

Zmienne	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
R1	–0,3341	–0,4232	–0,4100	–0,4054	–0,3489	–0,3327	–0,2818	–0,2495	–0,2217	–0,2977	–0,2114
R2	–0,5096	–0,4951	–0,4778	–0,4375	–0,4065	–0,3741	–0,3657	–0,3329	–0,3226	–0,3353	–0,2821
R3	0,1258	0,1600	0,1211	0,0481	0,0498	0,1340	0,1202	0,1885	0,2190	0,2820	0,1908
R4	0,1066	0,1111	0,0889	0,1304	0,1369	0,0597	0,1719	0,2286	0,2581	0,2839	0,2133
R5	–0,3618	–0,5262	–0,3799	–0,3375	–0,3739	–0,2078	–0,2030	–0,1842	–0,0867	–0,1215	–0,1313
R6	–0,4469	–0,4431	–0,4377	–0,4041	–0,3726	–0,3619	–0,3484	–0,3282	–0,3287	–0,3409	–0,2822
R7	–0,1447	–0,1241	–0,0870	–0,0430	–0,0196	–0,0376	–0,0367	–0,0183	0,006	–0,2977	–0,0815
R8	0,0909	0,0889	0,0507	0,0144	–0,0032	–0,1029	–0,1899	–0,2687	–0,3129	–0,3353	–0,1171

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Banku Danych Lokalnych: *www.stat.gov.pl*

Tabela 2

Wyniki estymacji modeli panelowych dzietności kobiet
w Polsce w latach 1999-2009

Zmienne	Ocena parametru	Statystyka t-Studenta	FE	Ocena parametru	Statystyka t-Studenta
const	–	–	α_{1999}	2,27144 [a]	63,990
R1	–0,00543 [a]	–19,300	α_{2000}	2,22314 [a]	63,060
R2	–0,00009 [a]	–14,800	α_{2001}	2,18523 [a]	61,970
R3	0,00195 [a]	5,7160	α_{2002}	2,10241 [a]	59,680
R4	0,00099 [a]	6,1370	α_{2003}	2,06467 [a]	58,540
R5	–0,00058 [a]	–6,267	α_{2004}	2,06967 [a]	59,780
R6	–0,01690 [a]	–21,650	α_{2005}	2,08358 [a]	61,130
R7	–0,00473 [a]	–13,940	α_{2006}	2,10837 [a]	62,730
R8	–0,00389 [a]	–12,0900	α_{2007}	2,15511 [a]	65,900
R^2	**58,2%**	***NT*=4092**	α_{2008}	2,25243 [a]	68,890
$\bar{R}^2$	**58,0%**	***N*=372, *T*=11**	α_{2009}	2,27164 [a]	68,050

Poziom istotności α parametrów strukturalnych: $a = 0{,}01$, $b = 0{,}05$, $c = 0{,}10$.

Źródło: Ibid.

– wzrost odsetka liczby pracujących kobiet w przemyśle (*R7*) w Polsce powoduje zmniejszenie dzietności. W przekroju województw zmienna ma wpływ różnokierunkowy. Dodatnią zależność zaobserwowano w województwie lubelskim, pomorskim i zachodniopomorskim;
– wzrost odsetka kobiet zatrudnionych w sektorze usługowym (*R8*) w ujęciu przestrzennym powoduje obniżenie dzietności, z wyjątkiem województwa mazowieckiego.

Tabela 3

Wyniki estymacji modeli panelowych dzietności kobiet według województw w latach 1999-2007

Dolnośląskie				Kujawsko-pomorskie			
Zmienne	Ocena parametru	***FE***	Ocena parametru	Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru
const	–	α_{1999}	2,04444 [a]	*const*	–	α_{1999}	2,06400 [a]
R1	–0,00291 [a]	α_{2000}	1,99054 [a]	*R1*	–0,00745 [a]	α_{2000}	1,96332 [a]
R2	–	α_{2001}	1,98974 [a]	*R2*	–0,00016 [a]	α_{2001}	1,95064 [a]
R3	–	α_{2002}	1,88186 [a]	*R3*	0,00349 [c]	α_{2002}	1,84634 [a]
R4	0,00106 [b]	α_{2003}	1,83153 [a]	*R4*	0,00146 [b]	α_{2003}	1,84330 [a]
R5	–	α_{2004}	1,87116 [a]	*R5*	–0,03061 [a]	α_{2004}	1,83474 [a]
R6	–0,02272 [a]	α_{2005}	1,87760 [a]	*R6*	–	α_{2005}	1,86468
R7	–0,00608 [a]	α_{2006}	1,88078 [a]	*R7*	–	α_{2006}	1,90092 [a]
R8	–0,00564 [a]	α_{2007}	1,89752 [a]	*R8*	–	α_{2007}	1,95511 [a]
R^2	**70,0%**	α_{2008}	2,02318 [a]	R^2	65,0%	α_{2008}	2,12153 [a]
NT	**319**	α_{2009}	2,03695 [a]	*NT*	253	α_{2009}	2,11027 [a]
Lubelskie				Lubuskie			
Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru	Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru
const	–	α_{1999}	2,01142 [a]	*const*	–	α_{1999}	2,44675 [a]
R1	–0,00706 [a]	α_{2000}	1,98958 [a]	*R1*	–0,01020 [a]	α_{2000}	2,36020 [a]
R2	–0,00007 [a]	α_{2001}	1,94907 [a]	*R2*	–0,00026 [a]	α_{2001}	2,39318 [a]
R3	–	α_{2002}	1,79352 [a]	*R3*	0,00464 [a]	α_{2002}	2,26495 [a]
R4	–	α_{2003}	1,81190 [a]	*R4*	–	α_{2003}	2,24476 [a]
R5	–0,00071 [b]	α_{2004}	1,80104 [a]	*R5*	–	α_{2004}	2,29927 [a]
R6	–0,01911 [a]	α_{2005}	1,84149 [a]	*R6*	–	α_{2005}	2,31016 [a]
R7	0,00212 [b]	α_{2006}	1,84704 [a]	*R7*	–	α_{2006}	2,37003 [a]
R8	–	α_{2007}	1,88304 [a]	*R8*	–0,00402 [a]	α_{2007}	2,42100 [a]
R^2	**68,3%**	α_{2008}	1,99348 [a]	R^2	76,3%	α_{2008}	2,49930 [a]
NT	**264**	α_{2009}	2,02540 [a]	*NT*	143	α_{2009}	2,57398 [a]
Łódzkie				Małopolskie			
Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru	Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru
const	–	α_{1999}	2,03132 [a]	*const*	–	α_{1999}	1,64021 [a]
R1	–0,01092 [a]	α_{2000}	1,93667 [a]	*R1*	0,02207 [a]	α_{2000}	1,68914 [a]
R2	–0,00004 [b]	α_{2001}	1,87430 [a]	*R2*	–0,00023 [a]	α_{2001}	1,57997 [a]
R3	–0,00180 [b]	α_{2002}	1,77371 [a]	*R3*	0,01262 [a]	α_{2002}	1,51476 [a]
R4	–	α_{2003}	1,71071 [a]	*R4*	–0,00303 [a]	α_{2003}	1,49494 [a]
R5	–	α_{2004}	1,71894 [a]	*R5*	–	α_{2004}	1,53016 [a]
R6	–	α_{2005}	1,72881 [a]	*R6*	–	α_{2005}	1,55262 [a]
R7	–0,00164 [b]	α_{2006}	1,77119 [a]	*R7*	–	α_{2006}	1,59546 [a]
R8	–	α_{2007}	1,78081 [a]	*R8*	–	α_{2007}	1,69078 [a]
R^2	**68,5%**	α_{2008}	1,87173 [a]	R^2	85,9%	α_{2008}	1,8126 [a]
NT	**253**	α_{2009}	1,90989 [a]	*NT*	242	α_{2009}	1,82706 [a]
Mazowieckie				Opolskie			
Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru	Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru
const	–	α_{1999}	2,19333 [a]	*const*	–	α_{1999}	0,93929 [a]
R1	–0,00375 [a]	α_{2000}	2,14851 [a]	*R1*	0,01384 [a]	α_{2000}	0,94509 [a]
R2	–0,00022 [a]	α_{2001}	2,09322 [a]	*R2*	–0,00010 [a]	α_{2001}	0,90856 [a]
R3	–	α_{2002}	2,05752 [a]	*R3*	0,00781 [a]	α_{2002}	0,91167 [a]
R4	–0,00100 [c]	α_{2003}	2,01698 [a]	*R4*	–	α_{2003}	0,88859 [a]
R5	–0,00103 [a]	α_{2004}	2,04107 [a]	*R5*	–	α_{2004}	0,93025 [a]
R6	–0,01455 [a]	α_{2005}	2,06461 [a]	*R6*	–0,03257 [a]	α_{2005}	0,97924 [a]
R7	–	α_{2006}	2,14527 [a]	*R7*	–	α_{2006}	1,01828 [a]
R8	0,00162 [b]	α_{2007}	2,24143 [a]	*R8*	–	α_{2007}	1,06205 [a]
R^2	**60,9%**	α_{2008}	2,36684 [a]	R^2	76,2%	α_{2008}	1,19230 [a]
NT	**462**	α_{2009}	2,45906 [a]	*NT*	132	α_{2009}	1,20734 [a]

Poziom istotności α parametrów strukturalnych modelu: $a = 0{,}01$, $b = 0{,}05$, $c = 0{,}10$.

cd. tabeli 3

Podkarpackie				Podlaskie			
Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru	Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru
const	–	α_{1999}	2,21570 [a]	*const*	–	α_{1999}	2,10510 [a]
R1	–0,00603 [a]	α_{2000}	2,17215 [a]	*R1*	–0,01357 [a]	α_{2000}	1,95840 [a]
R2	–0,00015 [a]	α_{2001}	2,06046 [a]	*R2*	0,00011 [a]	α_{2001}	1,94650 [a]
R3	–	α_{2002}	1,96516 [a]	*R3*	0,00456 [b]	α_{2002}	1,86779 [a]
R4	–0,00129 [a]	α_{2003}	1,91155 [a]	*R4*	0,00176 [b]	α_{2003}	1,77677 [a]
R5	–0,00072 [b]	α_{2004}	1,92576 [a]	*R5*	–0,00226 [a]	α_{2004}	1,73685 [a]
R6	–0,01167 [a]	α_{2005}	1,93215 [a]	*R6*	–0,01778 [a]	α_{2005}	1,73810 [a]
R7	–	α_{2006}	1,91905 [a]	*R7*	–	α_{2006}	1,77409 [a]
R8	–	α_{2007}	1,98540 [a]	*R8*	–0,00262 [c]	α_{2007}	1,71726 [a]
R^2	**80,7%**	α_{2008}	2,07563 [a]	R^2	**74,9%**	α_{2008}	1,70401 [a]
NT	**264**	α_{2009}	2,11998 [a]	*NT*	**187**	α_{2009}	1,75724 [a]
Pomorskie				Śląskie			
Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru	Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru
const	–	α_{1999}	2,33414 [a]	*const*	–	α_{1999}	1,72976 [a]
R1	–0,00794 [a]	α_{2000}	2,30305 [a]	*R1*	–	α_{2000}	1,73285 [a]
R2	–0,00033 [a]	α_{2001}	2,30157 [a]	*R2*	–	α_{2001}	1,71991 [a]
R3	–	α_{2002}	2,20993 [a]	*R3*	–	α_{2002}	1,68488 [a]
R4	–	α_{2003}	2,19961 [a]	*R4*	–	α_{2003}	1,68739 [a]
R5	–0,00061 [c]	α_{2004}	2,22847 [a]	*R5*	–	α_{2004}	1,72598 [a]
R6	–0,00864 [b]	α_{2005}	2,29628 [a]	*R6*	–0,01881 [a]	α_{2005}	1,72617 [a]
R7	0,00788 [a]	α_{2006}	2,38354 [a]	*R7*	–	α_{2006}	1,7618 [a]
R8	–	α_{2007}	2,52387 [a]	*R8*	–0,00676 [a]	α_{2007}	1,81105 [a]
R^2	**75,7%**	α_{2008}	2,67964 [a]	R^2	**69,0**	α_{2008}	1,93852 [a]
NT	**209**	α_{2009}	2,69881 [a]	*NT*	**396**	α_{2009}	1,97994 [a]
Świętokrzyskie				Warmińsko-mazurskie			
Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru	Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru
const	–	α_{1999}	1,93597 [a]	*const*	–	α_{1999}	2,39871 [a]
R1	–0,00997 [a]	α_{2000}	1,85556 [a]	*R1*	–0,00902 [a]	α_{2000}	2,33642 [a]
R2	0,00017 [a]	α_{2001}	1,84622 [a]	*R2*	–0,00042 [a]	α_{2001}	2,33034 [a]
R3	–	α_{2002}	1,72323 [a]	*R3*	0,00676 [a]	α_{2002}	2,25635 [a]
R4	0,00124 [c]	α_{2003}	1,67991 [a]	*R4*	–0,00184 [a]	α_{2003}	2,21545 [a]
R5	–	α_{2004}	1,61017 [a]	*R5*	–	α_{2004}	2,16928 [a]
R6	–0,01733 [a]	α_{2005}	1,60285 [a]	*R6*	–	α_{2005}	2,15588 [a]
R7	–	α_{2006}	1,55687 [a]	*R7*	-0,00963 [a]	α_{2006}	2,19276 [a]
R8	–0,00497 [a]	α_{2007}	1,56961 [a]	*R8*	-0,00752 [a]	α_{2007}	2,24748 [a]
R^2	**75,5%**	α_{2008}	1,64722 [a]	R^2	**72,8%**	α_{2008}	2,36196 [a]
NT	**154**	α_{2009}	1,63193 [a]	*NT*	**209**	α_{2009}	2,41592 [a]
Wielkopolskie				Zachodniopomorskie			
Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru	Zmienne	Ocena parametru	FE	Ocena parametru
const	–	α_{1999}	2,19214 [a]	*const*	–	α_{1999}	1,42571 [a]
R1	–0,00745 [a]	α_{2000}	2,13598 [a]	*R1*	–	α_{2000}	1,39110 [a]
R2	–0,00005 [b]	α_{2001}	2,10875 [a]	*R2*	–	α_{2001}	1,36877 [a]
R3	0,00168 [b]	α_{2002}	2,03470 [a]	*R3*	0,00397 [b]	α_{2002}	1,27498 [a]
R4	0,00118 [a]	α_{2003}	1,99365 [a]	*R4*	–	α_{2003}	1,26126 [a]
R5	–	α_{2004}	1,98486 [a]	*R5*	–	α_{2004}	1,27031 [a]
R6	–0,01779 [a]	α_{2005}	2,03226 [a]	*R6*	–0,03163 [a]	α_{2005}	1,28839 [a]
R7	–0,00186 [b]	α_{2006}	2,04220 [a]	*R7*	0,00220 [a]	α_{2006}	1,31462 [a]
R8	–0,00477 [a]	α_{2007}	2,11030 [a]	*R8*	–	α_{2007}	1,37384 [a]
R^2	**70,7%**	α_{2008}	2,21237 [a]	R^2	**65,5%**	α_{2008}	1,48171 [a]
NT	**385**	α_{2009}	2,21503 [a]	*NT*	**220**	α_{2009}	1,46263 [a]

Poziom istotności α parametrów strukturalnych modelu: *a* = 0,01, *b* = 0,05, *c* = 0,10.

Źródło: Ibid.

Przeprowadzona analiza ekonometryczna umożliwiła potwierdzenie hipotezy badawczej o zróżnicowaniu przestrzennym zmiennych rynku pracy wpływających na dzietność według województw. Na podstawie oszacowanych indywidualnych efektów czasowych w modelach panelowych wykazano zróżnicowanie w poziomie dzietności w czasie dla Polski i w przekroju wojewódzkim.

Podsumowanie

Badanie panelowe ujawniło wyraźny związek między rynkiem pracy a dzietnością w ujęciu regionalnym. Zastosowane modele panelowe umożliwiły identyfikację zmiennych determinujących dzietność w ujęciu przestrzennym oraz przedstawienie różnic w czasie poprzez estymację indywidualnych efektów czasowych. Ponadto w toku otrzymanych wyników wykazano przestrzenne zróżnicowanie zmiennych rynku pracy wpływających na dzietność w kontekście samych zmiennych, jak i ich oddziaływania.

THE IMPACT OF LABOR MARKET VARIABLES THE FERTILITY OF WOMEN IN POLAND USING PANEL MODELS

Summary

This article aims to identify the relationship between fertility and labor market variables in terms of the county. To determine the strength and direction of the impact of labor market variables on the response variable used in panel models with individual effects, time-by provinces. Moreover, the results obtained in the course of spatial differentiation has been demonstrated in the labor market variables affecting fertility.

Wioletta Grzenda

WYKORZYSTANIE MODELI DRZEW DECYZYJNYCH ORAZ REGRESJI LOGISTYCZNEJ DO ANALIZY CZYNNIKÓW DEMOGRAFICZNYCH ORAZ SPOŁECZNO-EKONOMICZNYCH WPŁYWAJĄCYCH NA SZANSE ZNALEZIENIA PRACY

Wstęp

Sytuacja na rynku pracy zależy od bardzo wielu czynników, których analiza z wykorzystaniem różnych metod badawczych stanowi przedmiot wielu opracowań dotyczących przede wszystkim badania zjawiska bezrobocia. Duże znaczenie bezrobocia wynika z ekonomicznego, społecznego oraz politycznego jego aspektu. Bezrobocie wywiera negatywny wpływ na poziom życia osób niemających pracy oraz ich gospodarstw domowych, wpływa negatywnie na stan zdrowia bezrobotnych oraz powoduje wzrost nakładów państwa na walkę z tym zjawiskiem.

Szanse na znalezienie pracy przez osobę bezrobotną zależą od bardzo wielu czynników, m.in. od indywidualnej charakterystyki osoby bezrobotnej. W badaniu determinant bezrobocia najczęściej wykorzystywane są modele logitowe[1] oraz modele analizy historii zdarzeń[2]. Analizę stopy bezrobocia w oparciu o drzewa decyzyjne zawiera praca Aboa i in.[3].

Celem niniejszego opracowania jest ocena skali i kierunku wpływu wybranych czynników demograficznych oraz społeczno-ekonomicznych na szanse znalezienia pracy. W realizacji przedstawionego celu zostały wykorzystane modele regresji logistycznej oraz modele drzew decyzyjnych.

---

[1] T. Daras, M. Jerzak: *Wpływ cech społeczno-demograficznych osób bezrobotnych na możliwość znalezienia pracy*. „Materiały i Studia" 2005, nr 189; W. Collier: *The Impact of Demographic and Individual Heterogeneity on Unemployment Duration: A regional study*. „Studies in Economics" 2003, No. 0302.

[2] S. Drobnič, E. Frątczak: *Employment patterns of married women in Poland*. W: *Careers of couples in contemporary society*. Red. H.P. Blossfeld, S. Drobnič. Oxford, New York 2001.

[3] J.P. Aboa, R. Emilion: *Decision Trees for Probabilistic Data*. „Lect. Notes in Computer Science" 2000, No. 1874.

2. Zakres badań

Zbiór danych wykorzystany w badaniu pochodzi z badań GUS *Budżety Gospodarstw Domowych 2009*. W badaniu tym zbadano 37 302 gospodarstw domowych, co dało 108 038 respondentów. Ludność aktywna zawodowo to osoby w wieku 15 lat i więcej należące do pracujących lub bezrobotnych. Zatem w niniejszej analizie uwzględniono 49 135 respondentów, z czego osoby bezrobotne stanowią 7,33%. Są to osoby, które nie pracowały w okresie badanego tygodnia, aktywnie poszukiwały pracy, były gotowe podjąć pracę lub miały pracę załatwioną i czekały na jej rozpoczęcie[4].

Największe zróżnicowanie stóp bezrobocia dotyczy najczęściej przekrojów związanych z następującymi cechami kapitału ludzkiego: wykształceniem, zawodem oraz wiekiem[5]. Poniżej zostały przedstawione uwzględnione w badaniu cechy osób aktywnych zawodowo oraz problemy badawcze z nimi związane.

Można domniemywać, że mężczyźni mają potencjalnie większe szanse na znalezienie pracy niż kobiety, które więcej czasu poświęcają rodzinie. Zmienna *płeć*: 1 – mężczyzna (54,31%), 2 – kobieta (45,69%). Przypuszcza się, że stan cywilny jest również jednym z czynników uwzględnianych przez pracodawców przy wyborze pracowników. Zmienna *stan cywilny*: 1 – kawaler, panna, w separacji lub rozwiedziony(a), wdowiec, wdowa (30,71%), 2 – żonaty, zamężna (69,29 %). Inne badania wskazują na to, że wykształcenie jest jednym z ważniejszych czynników wpływających na szanse znalezienia pracy. Zmienna *wykształcenie*: 1 – wyższe (19,47%), 2 – policealne (2,84%), 3 – średnie zawodowe (24,55%), 4 – średnie ogólnokształcące (8,92%), 5 – zasadnicze zawodowe (33,37%), 6 – gimnazjalne lub podstawowe (10,86%). Badając wykształcenie, warto również sprawdzić, czy znaczenie ma fakt, że respondent nadal się dokształca. Informację o tym zawiera zmienna *kontynuacja nauki*: 1 – tak (6,02%), 2 – nie (93,98%). Poszczególne obszary Polski cechuje różny rozwój gospodarczy, można przypuszczać, że łatwiej jest znaleźć pracę w zachodniej i centralnej części Polski niż we wschodniej. Dlatego w badaniu uwzględniono zmienną *region* (według Eurostatu): 1 – centralny (21,53%), 2 – południowo-zachodni (10,13%), 3 – południowy (19,20%), 4 – północno-zachodni (15,31%), 5 – północny (14,09%), 6 – wschodni (19,75%). Uwzględniono ponadto zmienną określającą *klasę miejscowości zamieszkania*: 1 – miasto 100 tys. i więcej (24,53%), 2 – miasto poniżej 100 tys. (25,90%), 3 – wieś (49,57%). W ostatnich latach obserwuje się trudną sytuację na rynku pracy ludzi młodych. W celu porównania szans na rynku pracy osób w różnym wieku

[4] Por. Eurostat; E. Kwiatkowski: *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*. WN, Warszawa 2007.
[5] M. Socha, U. Sztanderska: *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*. PWN, Warszawa 2000.

wyodrębniono następujące grupy wieku. Zmienna *grupa wieku*: 1 – powyżej 55 lat (13,14%), 2 – 45-54 lata (26,64%), 3 – 35-44 lata (24,56%), 4 – 25-34 lata (24,75%), 5-24 lata i mniej (10,91%).

3. Metody badawcze

W badaniu wykorzystano modele regresji logistycznej oraz modele drzew decyzyjnych. Modele regresji logistycznej wyjaśniają w sposób analityczny kształtowanie się wartości jakościowej zmiennej objaśnianej pod wpływem innych zmiennych objaśniających[6]. Niech Y oznacza zmienną zależną, a $(X_1, X_2, \ldots, X_k)$ wektor zmiennych objaśniających. Z uwagi na cel badania rozważamy dwumianową regresję logistyczną. Oznaczmy przez p prawdopodobieństwo przyjęcia przez zmienną objaśnianą Y jednej z dwóch możliwych wartości pod warunkiem, że zmienne objaśniające przyjmą określone wartości. Wówczas: $\text{logit}(p) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \ldots + \beta_k X_k$. W interpretacji wyników oszacowania modelu regresji najczęściej wykorzystuje się iloraz szans (*odds ratio*, *OR*): $OR = p/(1-p)$.

Drugim modelem wykorzystanym w pracy jest model drzewa decyzyjnego (klasyfikacyjnego). Budowa drzewa decyzyjnego polega na stopniowym podziale wielowymiarowej przestrzeni cech na rozłączne podzbiory w celu uzyskania ich jednorodności ze względu na wybraną cechę. Podziałowi podlega zbiór obiektów scharakteryzowany przez wielowymiarowy wektor zmiennych $(X_1, X_2, \ldots, X_k, Y)$, gdzie Y jest zmienną objaśnianą, jeśli jest to zmienna jakościowa, to mówimy o modelach drzew klasyfikacyjnych[7]. Istnieje wiele miar badających jakość podziału, najczęściej spotykane miary niejednorodności w przypadku nominalnej zmiennej celu to kryterium Giniego, kryterium entropii oraz kryterium chi-kwadrat. Oznaczając rozkład klas decyzyjnych w danej podpróbie przez wektor $(p_1, p_2, \ldots, p_r)$, kryterium Giniego to:

$$1 - \sum_{j=1}^{r} p_j^2 = 2\sum_{j<k} p_j p_k \text{, zaś entropii: } H(p_1, p_2, \ldots, p_r) = -\sum_{i=1}^{r} p_i \log_2(p_i).$$

Drzewa klasyfikacyjne dają możliwość odczytania reguł przynależności poszczególnych obiektów do otrzymanych klas oraz ustalenia hierarchii zmiennych objaśniających przyczyniających się do uzyskania jednorodnych klas. Przedstawiony wcześniej model regresji logistycznej może również służyć do klasyfikacji, jednak w przypadku tego modelu nie można ustalić hierarchii zmiennych objaśniających, można natomiast określić skalę wpływu zmiennych niezależnych na badane zjawisko.

---

[6] Np.: D.T. Larose: *Data Mining Methods and Models*. Wiley, New York 2006.
[7] D.T. Larose: *Discovering Knowledge in Data: An Introduction to Data Mining*. Wiley, New York 2005.

4. Estymacja modeli

Estymacja i weryfikacja wszystkich modeli została przeprowadzona przy użyciu systemu SAS. W przypadku modeli regresji został uwzględniony schemat losowania próby oraz wykorzystane odpowiednie wagi. Otrzymaliśmy (tabela 1), że przy poziomie 0,05 statystycznie istotne są wszystkie zmienne oprócz poziomu 5 zmiennej *region*.

Tabela 1

Wyniki oszacowania modelu regresji logistycznej na podstawie danych GUS

Parametr		Ocena	Błąd standardowy	p-value	Iloraz szans	
Wyraz wolny	–	1,2189	0,0943	<.0001	–	–
Płeć	1	0,2622	0,0412	<.0001	1 vs 2	1,300
Grupa wieku	1	1,6160	0,0865	<.0001	1 vs 5	5,033
Grupa wieku	2	1,2299	0,0661	<.0001	2 vs 5	3,421
Grupa wieku	3	1,2658	0,0704	<.0001	3 vs 5	3,546
Grupa wieku	4	0,8440	0,0619	<.0001	4 vs 5	2,326
Wykształcenie	1	1,3746	0,0835	<.0001	1 vs 6	3,953
Wykształcenie	2	0,7779	0,1255	<.0001	2 vs 6	2,177
Wykształcenie	3	0,7884	0,0671	<.0001	3 vs 6	2,200
Wykształcenie	4	0,6303	0,0809	<.0001	4 vs 6	1,878
Wykształcenie	5	0,3029	0,0601	<.0001	5 vs 6	1,354
Stan cywilny	1	–0,7999	0,0461	<.0001	1 vs 2	0,449
Kontynuacja nauki	1	0,7602	0,0840	<.0001	1 vs 2	2,139
Region	1	0,2757	0,0803	0,0006	1 vs 6	1,318
Region	2	0,1958	0,0881	0,0263	2 vs 6	1,216
Region	3	0,3012	0,0834	0,0003	3 vs 6	1,351
Region	4	0,1799	0,0847	0,0337	4 vs 6	1,197
Region	5	–0,0301	0,0789	0,7026	5 vs 6	0,970
Klasa miejscowości zamieszkania	1	–0,2232	0,0653	0,0006	1 vs 3	0,800
Klasa miejscowości zamieszkania	2	–0,5872	0,0572	<.0001	2 vs 3	0,556

Otrzymane wartości wskazują na to, że w badanym okresie mężczyźni mieli o 30% więcej szans na znalezienie pracy niż kobiety. Dla zmiennej *grupa wieku* otrzymaliśmy, że osoby w wieku 24 lat i mniej (grupa referencyjna) miały najmniejsze szanse na znalezienie pracy. Przeszło pięć razy bardziej prawdopodobne było uzyskanie pracy przez osoby w wieku powyżej 55 lat, niż przez osoby w wieku 24 lat i mniej. Ponadto przeszło trzykrotnie bardziej prawdopodobne było uzyskanie pracy przez osoby w wieku 35-44 i 45-54,

niż przez osoby z grupy referencyjnej oraz przeszło dwukrotnie w porównaniu do osób w wieku 25-34 lata. Posiadanie wykształcenia wyższego skutkowało wzrostem szans na posiadanie pracy bardziej niż podstawowego lub gimnazjalnego; wzrost ten wynosił odpowiednio 35% dla wykształcenia zasadniczego zawodowego, 88% dla wykształcenia średniego ogólnokształcącego, 120% dla wykształcenia średniego zawodowego, 118% dla wykształcenia policealnego i prawie 300% dla wykształcenia wyższego. Osoby kontynuujące naukę miały wyższe prawdopodobieństwo posiadania pracy o 114% niż osoby nieuczące się. Dla osób niebędących w związkach prawdopodobieństwo posiadania pracy było o 55% mniejsze niż dla osób będących w związkach. Osoby zamieszkujące inne regiony niż północny miały większe szanse na znalezienie pracy niż osoby zamieszkujące region wschodni, odpowiednio o 20% w przypadku regionu północo-zachodniego, 35% w przypadku regionu południowego, 22% w przypadku regionu południowo-zachodniego i 32% w przypadku regionu centralnego. Dla zmiennej *klasa miejscowości zamieszkania* otrzymaliśmy, że osoby zamieszkujące na wsi miały o 44% większe szanse na posiadanie pracy niż osoby mieszkające w małych miastach i o 20% niż osoby mieszkające w dużych miastach.

Zmienne uwzględnione w przedstawionym modelu regresji logistycznej zostały również wykorzystane w budowie modeli drzew klasyfikacyjnych, ale tym razem wiek respondenta został wprowadzony do modelu w postaci zmiennej ciągłej. W niniejszej pracy przytoczono wyniki otrzymane dla dwóch modeli drzew decyzyjnych: modelu z miarą jakości podziału chi-kwadrat, dalej zwanego modelem pierwszym, oraz modelu z miarą jakości podziału entropii, dalej zwanego modelem drugim. Dla tych modeli wartości średniego błędu kwadratowego oraz stopnia błędnych klasyfikacji były najmniejsze; wynosiły odpowiednio: 0,06455 i 0,07329 dla modelu pierwszego oraz 0,06470 i 0,07329 dla modelu drugiego. Prezentowane wyniki zostały uzyskane przy następujących pozostałych założeniach dla obu modeli: reguły podziału nie zostały oparte na zmiennej objaśnianej użytej w regule podziału węzła nadrzędnego, liczbę podziałów ustawiono na dwa (drzewa binarne), jako maksymalną głębokość drzew przyjęto 3, a jako minimalną liczebność liścia przyjęto 500.

Otrzymano, że najważniejszą w obu modelach zmienną dającą jednorodność podziałów była zmienna *wiek*. W pierwszym modelu został wyszczególniony wiek 24 lat i otrzymano, że bezrobocie wśród osób, które miały 24 lata lub mniej wynosiło 20%, natomiast w drugim modelu – że bezrobocie wśród osób, które miały 26 lat lub mniej wynosiło 17,2%, a dla osób powyżej 26 lat 5,4%. Drugą co do ważności zmienną w obu modelach była zmienna *stan cywilny*. Wśród osób w wieku powyżej 24 lat stanu wolnego bezrobocie sięgało blisko 10%. Jednak zmienna ta najwyraźniej różnicowała respondentów w wieku 26 lat i mniej. Otrzymano, że bezrobocie wśród osób stanu wolnego wynosiło 19,4%, a wśród pozostałych osób w rozważanej grupie wiekowej 9,1%. Ponadto w modelu pierwszym otrzymano, że duże znaczenie w przypadku osób

młodych miała zmienna *kontynuacja nauki*. I tak wśród osób młodych, które miały 24 lat lub mniej i nie kontynuowały nauki, bezrobocie przekraczało 24%, natomiast wśród osób, które kontynuowały naukę, było o prawie połowę mniejsze. W obu modelach zmienna *wykształcenie* różnicowała osoby starsze, to jest powyżej 24 lat dla modelu pierwszego i powyżej 26 lat dla modelu drugiego. Dla osób będących w związku i posiadających wykształcenie wyższe lub średnie zawodowe bezrobocie było najniższe i wynosiło 2,7% oraz 2,8% odpowiednio dla modelu pierwszego i drugiego oraz było o prawie połowę niższe niż dla osób posiadających inne wykształcenie. Ponadto w modelu pierwszym otrzymano, że wśród osób w wieku 24 lat lub mniej, nadal uczących się i zamieszkujących w miastach powyżej 100 tys., bezrobocie wynosiło 8%, natomiast wśród osób w wieku 24 lat lub mniej, nadal uczących się i zamieszkujących mniejsze miasta lub mieszkających na wsi, wynosiło 13,5%. W drugim modelu zmienna *płeć* różnicowała osoby mające 26 lat lub mniej oraz będące w związku, dla kobiet otrzymano, że bezrobocie wynosiło 12,4%, natomiast dla mężczyzn tylko 5,1%.

Podsumowanie i wnioski

W niniejszym opracowaniu przedstawiono analizę czynników demograficznych oraz społeczno-ekonomicznych wpływających na możliwość znalezienia pracy w Polsce w roku 2009. Wykorzystane w badaniu modele drzew decyzyjnych i regresji logistycznej umożliwiły przeprowadzenie pełnej i szczegółowej charakterystyki osób aktywnych zawodowo w kontekście szans na znalezienie pracy.

Bezrobocie jest szczególnie dotkliwe dla osób młodych, bowiem w znacznym stopniu ogranicza ich usamodzielnienie ekonomiczne. Otrzymane wyniki potwierdzają nasze wcześniejsze przypuszczenia, to jest w badanym okresie osoby mające więcej niż 24 lata miały większe szanse na znalezienie pracy. Dla porównania w latach 2003-2007 bezrobocie wśród ludzi młodych było również wysokie i sięgało 40-50%[8].

Cechę *stan cywilny* można rozpatrywać w różnych aspektach. Na podstawie otrzymanych wyników można przypuszczać, że osoby, które nie miały pracy, były mniej skłonne do zakładania rodziny, a młode kobiety były mniej chętnie zatrudniane przez pracodawców, co w konsekwencji skutkuje niskim poziomem wskaźnika dzietności w Polsce.

Otrzymano, że wykształcenie różnicowało przede wszystkim osoby starsze, które karierę edukacyjną miały często już za sobą. W przypadku osób mających 24 lata lub mniej większe znaczenie miał fakt, czy respondent nadal się

[8] *Rynek pracy w Polsce w dobie integracji europejskiej i globalizacji*. Red. M. Noga, M.K. Stawicka. CeDeWu, Warszawa 2009.

dokształcał. Wśród osób młodych dokształcających się bezrobocie było o blisko połowę mniejsze. Zgodnie z oczekiwaniami i wynikami innych badań największe szanse na znalezienie pracy miały osoby z wykształceniem wyższym oraz średnim zawodowym. Według analiz dotyczących województwa śląskiego[9] dominującą grupę wśród ogółu bezrobotnych stanowiły osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym, a w najmniejszym zakresie bezrobocie dotykało osoby z wykształceniem wyższym. W znacznym stopniu wynikało to z niedostosowania kształcenia zawodowego do bieżących realiów rynku pracy.

Sytuacja kobiet na rynku pracy w roku 2009 była podobna do tej w 2003 roku[10]. Otrzymane wyniki potwierdzają nasze wcześniejsze przypuszczenia i wskazują na gorszą sytuację na rynku pracy kobiet niż mężczyzn, ale modele drzew decyzyjnych pokazują, że nie była to najważniejsza cecha, która różnicowała osoby mające pracę i osoby pozostające bez pracy.

Otrzymano, że osoby mieszkające na wsi miały większe szanse na znalezienie pracy niż osoby mieszkające w miastach. Jest to zgodne z wynikami prezentowanymi w innych pracach z wcześniejszego okresu[11], gdzie również otrzymano, że sytuacja mieszkających na wsi była nieco lepsza niż w miastach, niezależnie od ich wielkości. Z drugiej strony otrzymano, że wśród osób w wieku 24 lat lub mniej, nadal uczących się i mieszkających w miastach powyżej 100 tys., bezrobocie było niższe niż wśród osób młodych, nadal uczących się i zamieszkujących mniejsze miasta lub mieszkających na wsi. Ponadto osoby zamieszkujące inne regiony niż północny miały większe szanse na znalezienie pracy niż osoby zamieszkujące region wschodni.

THE USE OF DECISION TREES AND LOGISTIC REGRESSION MODELS TO ANALYSE DEMOGRAPHIC AND SOCIO-ECONOMIC FACTORS INFLUENCING THE CHANCES OF FINDING A JOB

Summary

The primary objective of the work is the analysis of demographic and socio-economic factors influencing the chances of finding a job in Poland in 2009. In this paper, logistic regression models and decision tree models have been used. These models have provided consistent results, which enabled detailed analysis of the labor market situation.

[9] *Polski rynek pracy – niedopasowania strukturalne*. Red. E. Kryńska. IPiSS, Warszawa 2004.
[10] T. Daras, M. Jerzak: Op. cit.
[11] Ibid.; M. Socha, U. Sztanderska: Op. cit.

Dorota Strózik

PROCESY DEZINTEGRACJI MAŁŻEŃSTW A SKALA DZIETNOŚCI W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ

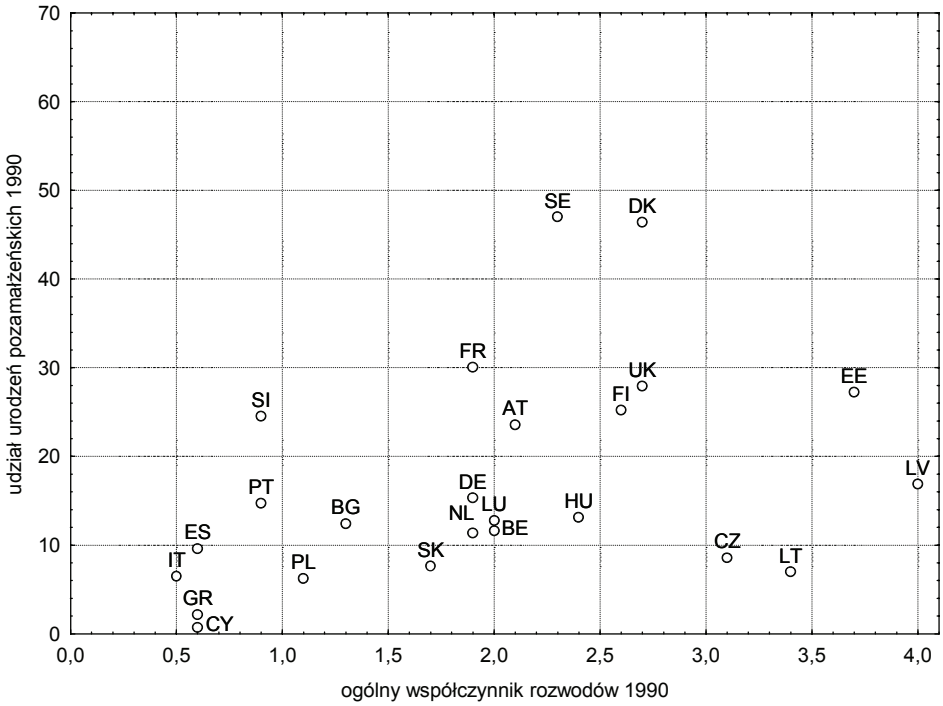
Procesy rozpadu małżeństw pozostają w pewnej zależności z wieloma innymi procesami demograficznymi, wśród których szczególne znaczenie mają procesy prokreacji ludności, związane m.in. ze zmianami wzorca i poziomu płodności. Jednocześnie obserwuje się, iż związki pomiędzy procesami małżeńskości a dzietnością są znacznie zróżnicowane w poszczególnych regionach Europy. Cechą wyróżniającą polskie społeczeństwo w porównaniu z innymi krajami jest nadal silny, choć podlegający stopniowym zmianom, związek płodności z małżeńskością[1].

Celem artykułu jest identyfikacja zależności pomiędzy procesami dezintegracji małżeństw a skalą dzietności w krajach Unii Europejskiej oraz próba weryfikacji hipotezy, iż rozwody są czynnikiem ograniczającym przyrost naturalny tylko w krajach o mniej zaawansowanym przejściu demograficznym. W opracowaniu – obok danych statystycznych Eurostatu – wykorzystane zostały rezultaty badania opinii publicznej na temat przeobrażeń w procesach ludnościowych.

W celu identyfikacji związków zachodzących między procesami płodności a małżeńskością analizie poddano m.in. udział urodzeń pozamałżeńskich w ogólnej liczbie urodzeń żywych oraz surowe współczynniki rozwodów w krajach UE w latach 1990 i 2005 (rys. 1 i 2). Przez długi okres poziom urodzeń pozamałżeńskich w Polsce był dość stabilny i oscylował wokół 5%. W okresie transformacji obserwuje się znaczny jego wzrost z poziomu około 6% w 1990 roku do 18,5% w 2005 roku i blisko 20% w 2008 roku. Wzrost ten świadczy o postępujących przeobrażeniach modelu rodziny w Polsce. Obok

[1] E. Frątczak: *Przemiany płodności i rodziny w Polsce i Europie. Oceny – interpretacje – teorie – polityka rodzinna*. W: *Polska a Europa. Procesy demograficzne u progu XXI w.* Tom XVII. Red. Z Strzelecki. Rządowe Centrum Studiów Strategicznych, RRL, Warszawa 2003, s. 74.

rodziny tradycyjnej, opartej na małżeństwie, powstają rodziny formowane na zasadzie wolnych związków, coraz częściej też kobiety decydują się na samotne macierzyństwo z wyboru[2].

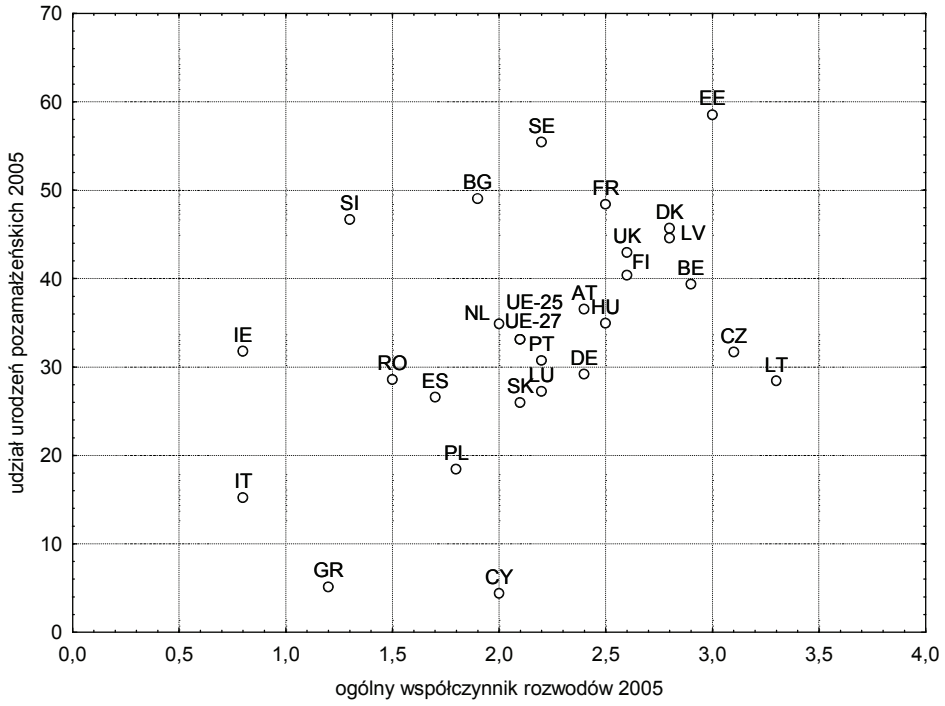


Rys. 1. Ogólny współczynnik rozwodów a udział urodzeń pozamałżeńskich – UE 1990

Źródło: Eurostat, Statistics Database: epp.eurostat.ec.europa.eu, dostęp: 06.11.2010.

Z drugiej strony wzrost popularności wolnych związków w Polsce jest efektem wprowadzonych 1 maja 2004 roku zmian legislacyjnych w systemie przyznawania zasiłków rodzinnych. Nowe zasady istotnie różnicowały wysokość świadczeń na korzyść rodzin niepełnych, co mogło stanowić jeden z głównych czynników wzmożonych starań o uzyskanie sądowych orzeczeń o rozpadzie małżeństwa. W latach 2004-2006 odnotowano gwałtowny wzrost liczby rozwodów, średnio o 13,9% rocznie. W 2006 roku rozwiodło się aż 72 tys. par małżeńskich – jak do tej pory był to najwyższy poziom w całym okresie funkcjonowania w Polsce jednolitego prawa rozwodowego.

[2] Ibid., s. 75.



Rys. 2. Ogólny współczynnik rozwodów a udział urodzeń pozamałżeńskich – UE 2005

Źródło: Ibid.

W całej UE udział urodzeń pozamałżeńskich stanowi około 1/3 ogólnej liczby urodzeń, a jego poziom jest bardzo zróżnicowany. Polska należy do mniej licznej grupy krajów mających wartość wskaźnika poniżej przeciętnej. Niższy od Polski wskaźnik w 2005 roku (18,5%) miały tylko trzy kraje: Cypr (4,4%), Grecja i Włochy. Pomimo wzrostu liczby rozwodów w tych krajach (w porównaniu z 1990 rokiem), taka forma rozwiązania małżeństwa nie stała się jeszcze powszechnie akceptowalna. Natomiast kohabitacja prowadzi często do małżeństwa, szczególnie w sytuacji, kiedy partnerzy planują potomstwo lub gdy pojawia się już ciąża. Mimo dokonujących się przemian kulturowych i światopoglądowych, tradycyjny model rodziny opartej na formalnym związku małżeńskim nadal ma w tych krajach relatywnie silną pozycję. Wynika to niewątpliwie z dużej roli Kościoła i religii katolickiej w życiu społeczeństwa. Można jednak przypuszczać, iż przemiany obyczajowe w sferze małżeństwa

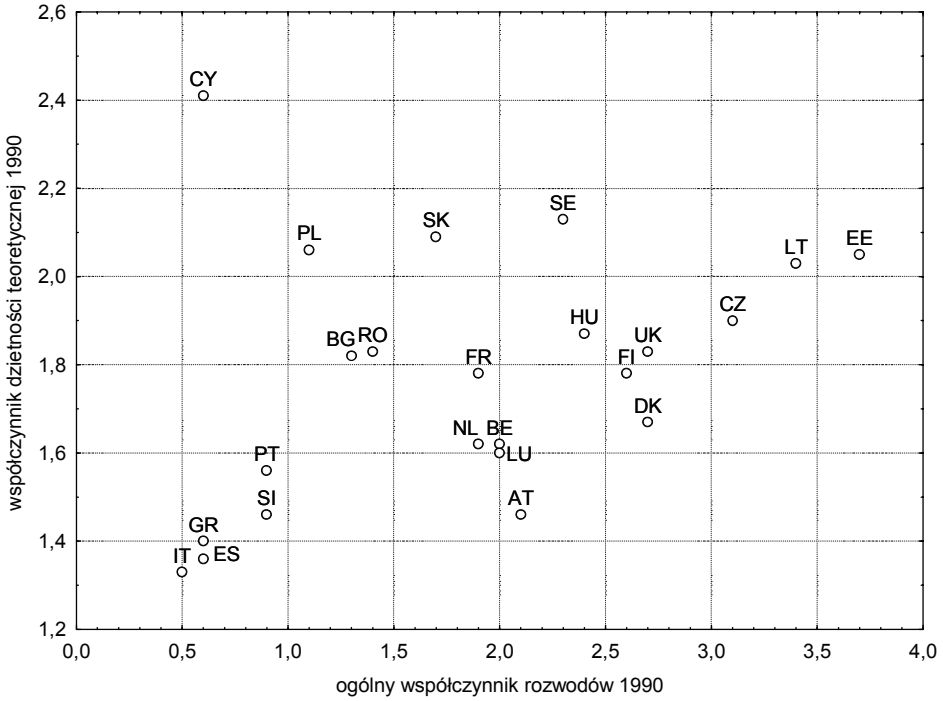
i rodziny z większą intensywnością zachodzą we Włoszech. Świadczy o tym niska wartość ogólnego współczynnika zawartych małżeństw, który w 2005 roku wynosił 4,23 na 1000 ludności i był na podobnym poziomie, jak w krajach o zaawansowanym stadium przemian demograficznych (na przykład w Belgii) i niższy od przeciętnej dla wszystkich krajów członkowskich Unii (UE-25 4,81).

Najwyższy odsetek urodzeń pozamałżeńskich odnotowano w Estonii (58%), Szwecji, Belgii, Francji i Słowenii (rys. 2). W Belgii i Słowenii stopa rozwodów jest na zbliżonym poziomie jak w Polsce, jednak udział urodzeń pozamałżeńskich jest tam znacznie większy.

Do podobnych wniosków prowadzą rezultaty analizy wartości współczynników dzietności ogólnej w UE (rys. 3 i 4). Osiągnięty poziom współczynnika dzietności sytuuje Polskę w grupie krajów o bardzo niskiej płodności (co najwyżej 1,3, *lowest-low fertility rate*[3]). Począwszy od 1989 roku płodność obserwowana w Polsce nie gwarantuje prostej zastępowalności generacji, prowadząc do deformacji w strukturze wieku ludności. W 2005 roku Polska ze współczynnikiem dzietności 1,24 była na ostatnim miejscu wśród krajów UE (średnia UE-25 1,52). Zbliżony do Polski poziom dzietności miały kraje: Czechy, Słowacja i Słowenia. Najwyższą dzietność odnotowano we Francji (1,94), Irlandii, Danii, Finlandii, Wielkiej Brytanii. Jednocześnie w wielu krajach Europy Zachodniej i Północnej o zaawansowanej transformacji demograficznej (Holandia, Szwecja) zbliżona do Polski częstość rozwodów koresponduje ze znacznie większym poziomem dzietności. Obniżenie poziomu dzietności w krajach UE jest powiązane z zachwianiem dawnych relacji występujących między procesami płodności i małżeńskości. Tym samym słuszny wydaje się pogląd, iż wskaźniki małżeństw i rozwodów przestały być istotnymi predykatorami poziomu urodzeń[4].

[3] H.P. Kohler, F.C. Billari, J.A. Ortega: *Low Fertility in Europe: Causes, Implications and Policy Options*. W: *The Baby Bust: Who Will Do the Work*? *Who Will Pay the Taxes*? Red. F.R. Harris. Rowman & Littlefield Publishers, Lanham, MD, 2006, s. 48.

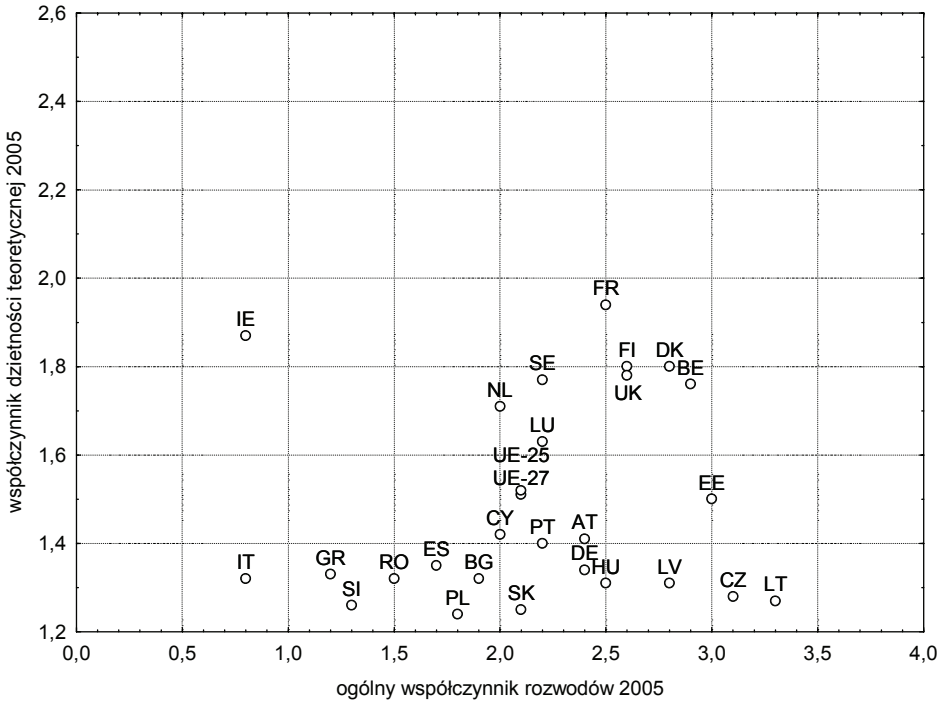
[4] Ibid., s. 59.



Rys. 3. Ogólny współczynnik rozwodów a współczynnik dzietności ogólnej – UE 1990

Źródło: Ibid.

Wysoka dzietność w krajach Europy Zachodniej i Północnej powiązana jest z nasileniem związków konsensualnych i rodzin zrekonstruowanych (*step-family*). Ponieważ oficjalne statystyki nie rejestrują przypadków rozpadu związków nieformalnych, należy przypuszczać, iż skala zjawisk dezintegracji rodzin jest tam znacznie większa, niż wynika to z wartości współczynników rozwodów. Ponadto uważa się, iż związki nieformalne rozpadają się częściej niż małżeństwa.



Rys. 4. Ogólny współczynnik rozwodów a współczynnik dzietności ogólnej – UE 2005

Źródło: Ibid.

Dużej skali dzietności w krajach skandynawskich pomimo nasilenia zjawisk dezintegracji małżeństw sprzyja m.in. liberalne prawo i wysoka pomoc socjalna dla osób samotnych. Funkcjonujący w tych krajach tzw. socjaldemokratyczny model *welfare state* oferuje swoim obywatelom najwyższe standardy pomocy socjalnej, co stanowi jeden z głównych czynników wpływających na niską skłonność do zawierania małżeństw oraz wysoką liczbę kohabitacji i urodzeń pozamałżeńskich[5].

Obserwowane w Europie przemiany społeczno-demograficzne polegające na dezintegracji małżeństw i dywersyfikacji form rodzin są wynikiem m.in. liberalizacji postaw społeczeństwa w kwestii małżeństwa i rodziny. W procesie

[5] Z wywiadu udzielonego przez J. Dronkersa: D. Pszczółkowska: *Europa się rozwodzi*. „Gazeta Wyborcza" z 8.10.2007, s. 12.

badania podjęto próbę identyfikacji postaw ludności krajów UE wobec zachodzących przemian ludnościowych. W tym celu wykorzystano materiały źródłowe z badania DIALOG-IPPAS (*International Population Policy Acceptance Study*), które zrealizowano w latach 2000-2003 w kilkunastu krajach Europy na reprezentatywnych próbach. Rekomendowaną próbą docelową byli respondenci obu płci w wieku 20-60 lat. Zalecana minimalna wielkość próby na poziomie 1500 respondentów została osiągnięta w większości krajów, z wyjątkiem Cypru, Czech i Litwy[6].

W celu uchwycenia powiązań między deklarowanymi postawami respondentów z różnych krajów przeprowadzono wielowymiarową analizę korespondencji (*Multiple Correspondence Analysis*). Graficzna prezentacja wyników analizy MCA w postaci tzw. mapy punktów pozwala na identyfikację występujących skupień kategorii zmiennych i intuicyjne wnioskowanie o powiązaniach zachodzących między nimi[7].

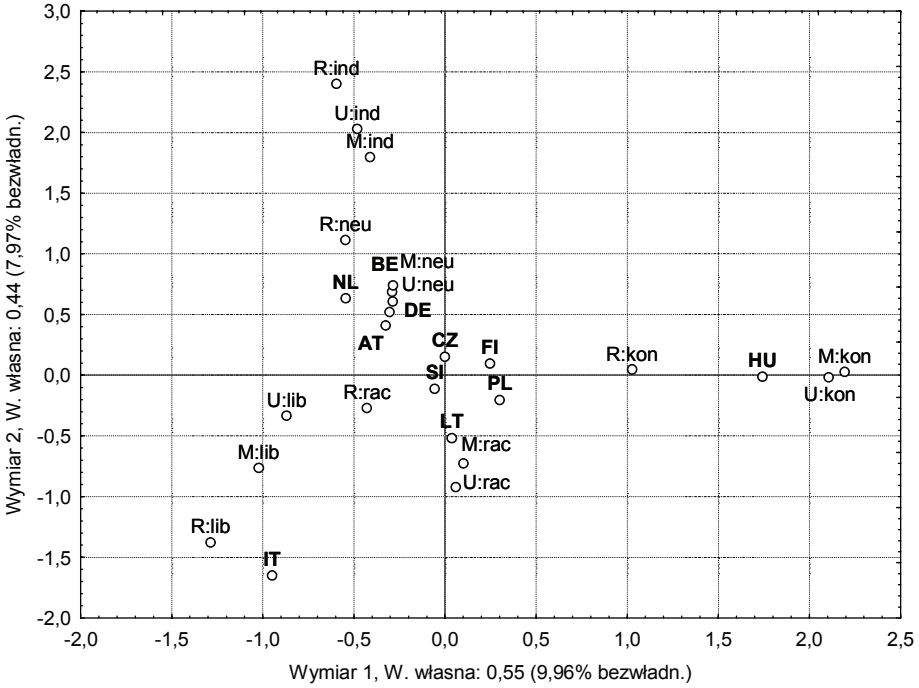
Przemiany demograficzne związane ze spadającą liczbą zawieranych małżeństw oraz rosnącą liczbą urodzeń pozamałżeńskich najczęściej oceniane były przez respondentów neutralnie, ani dobrze, ani źle (rys. 5). Takiej odpowiedzi udzieliło około 44% ankietowanych. Postawy neutralne, a także liberalne częściej deklarowali mieszkańcy krajów Europy Zachodniej i Północnej oraz Włoch. Znacznie więcej negatywnych opinii wyrażano w odniesieniu do trendu rosnącej liczby rozwodów: 43% badanych oceniło to zjawisko źle, a 32% – bardzo źle. Poglądy konserwatywne najbardziej popularne były na Węgrzech.

Dominująca część ankietowanych upatrywała przyczyn spadku skłonności do zawierania małżeństw w takich czynnikach jak: spadek znaczenia instytucji małżeństwa, wzrost akceptacji kohabitacji lub odkładanie decyzji o posiadaniu potomstwa. Większą wagę do tych czynników przywiązywali mieszkańcy krajów skandynawskich i Węgier, mniejszą natomiast respondenci z Polski, Czech i Słowenii (rys. 6).

---

[6] D. Avramov, R. Cliquet: *The International Population Policy Acceptance Survey Database (IPPAS): Opportunities for Data Analysis.* „Studia Demograficzne" 2005, nr 2 (148), KND PAN, s. 17.

[7] A. Stanisz: *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Analizy wielowymiarowe*. Tom 3. Wydawnictwo StatSoft, Kraków 2007, s. 307.

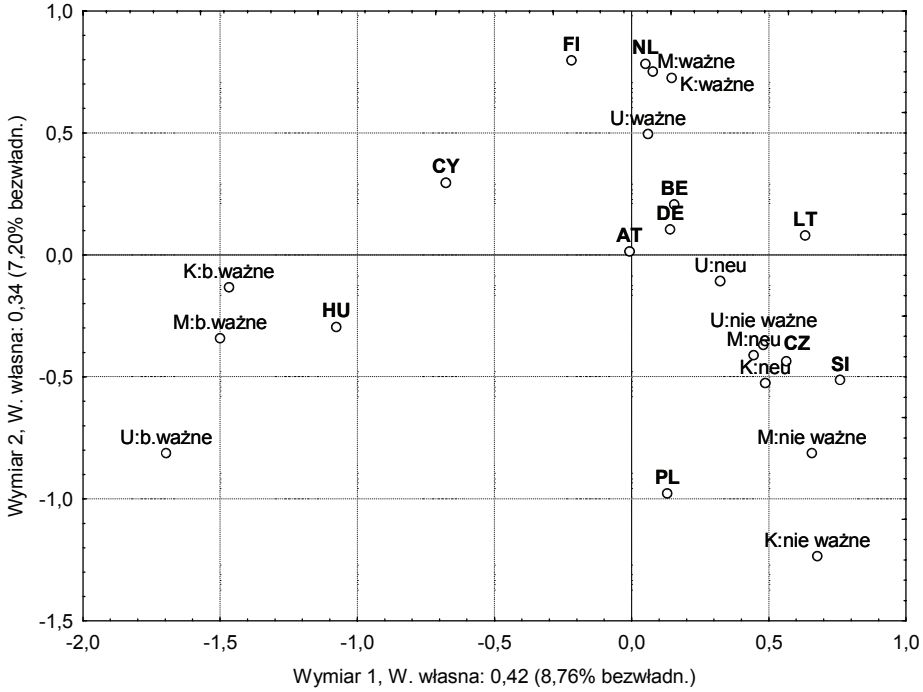


Oznaczenia:

ind – indywidualiści (opinia bardzo dobra), lib – liberaliści (opinia dobra), neu – neutralni (opinia ani dobra, ani zła), rac – racjonaliści (opinia zła), kon – konserwatyści (opinia bardzo zła)

Rys. 5. Powiązanie kategorii zmiennych: kraj, opinia o spadającej liczbie małżeństw (M), opinia o rosnącej liczbie urodzeń pozamałżeńskich (U), opinia o rosnącej liczbie rozwodów (R) – wyniki analizy MCA – UE 2000-2003

Źródło: IPPAS Database. Opracowanie własne za pomocą pakietu Statistica 9.



Rys. 6. Powiązanie kategorii zmiennych: kraj, opinia o przyczynach odkładania lub rezygnacji ze związku małżeńskiego: spadek wartości małżeństwa (M), wzrost akceptacji kohabitacji (K), odkładanie decyzji o urodzeniu pierwszego dziecka (U) – wyniki analizy MCA – UE 2000-2003

Źródło: Ibid.

Rozwody mogą być czynnikiem ograniczającym reprodukcję tylko w krajach o określonym systemie społeczno-kulturowym, w których dominuje tradycyjny model rodziny, nadal duże jest znaczenie instytucji małżeństwa, a społeczna percepcja rozwodów i kohabitacji jest negatywna. Stosunkowo silne oddziaływanie religii i tradycji sytuuje polskie społeczeństwo na tle społeczeństw innych krajów UE jako stosunkowo tradycyjne. Wyrazem związku między procesami płodności i małżeńskości w Polsce jest względnie duży udział urodzeń małżeńskich w ogólnej liczbie urodzeń żywych. W krajach, gdzie alternatywne formy życia małżeńsko-rodzinnego są bardzo rozpowszechnione, związek płodności z małżeńskością jest słaby. Niestety, przeobrażenia demograficzne i społeczne w Polsce mają kierunek podobny do tendencji występujących w krajach Europy Zachodniej i Północnej.

MARRIAGES DISSOLUTION AND FERTILITY PROCESSES IN THE EU COUNTRIES

Summary

The main aim of this article was to identify the relations between the processes of marriages breakdown and the scale of fertility in the EU countries. It was made an attempt to verify a hipothesis that divorces have impact on declining fertility rates only in the countries in an early stage of demographic transition. The research was based on the data of the Eurostat and the DIALOG-IPPAS opinion poll.

Katarzyna Maruszewska

TERYTORIALNE ZRÓŻNICOWANIE NATĘŻENIA I STRUKTURY EMIGRACJI Z POLSKI W OKRESIE TRANSFORMACJI

Wprowadzenie

Procesy migracyjne stanowią ważny, o wielokierunkowym oddziaływaniu, komponent przemian ludnościowych[1]. Badacze współczesnych migracji międzynarodowych wskazują na postępującą globalizację tego zjawiska. Wśród najważniejszych trendów migracyjnych wymienia się wzrastający wolumen przemieszczeń, feminizację migracji, wyraźne zróżnicowanie form mobilności oraz wzrost jej znaczenia w kształtowaniu stosunków międzynarodowych i polityk wewnętrznych[2].

Emigracja z Polski z uwagi na specyficzne uwarunkowania od wielu dziesięcioleci występowała z różnym nasileniem w różnych regionach kraju. Można przypuszczać, iż odmienne tradycje historyczne, a także zróżnicowanie warunków rozwoju ukształtowały po 1989 roku społeczności migranckie uczestniczące w różnych formach aktywności migracyjnej oraz różniące się pod względem cech demograficznych, społecznych i ekonomicznych w wymiarze regionalnym, a nawet lokalnym.

Celem opracowania jest zaprezentowanie wyników badania przestrzennego zróżnicowania okresowej emigracji z Polski w okresie od początku transformacji do 2002 roku. Źródłem danych były wyniki Narodowego Spisu Powszechnego z 2002 roku[3]. Efektem oceny zróżnicowania emigracji czasowej była delimitacja regionów emigracyjnych według intensywności wyjazdów oraz struktury zjawiska. W badaniu wykorzystano analizę skupień (*Cluster Analysis*).

---

[1] Por. M. Latuch: *Demografia społeczno-ekonomiczna*. PWE, Warszawa 1985, s. 307.

[2] S. Castles, M.J. Miller: T*he Age of Migration. International Population Movements in the Modern World*. Palgrave Macmillan, Hampshire 2003, s. 7-9.

[3] Spis ludności jako badanie pełne jest w opinii badaczy jednym z najlepszych źródeł informacji o emigracji. Opracowanie dotyczy zasobu ludności, która w badanym okresie wyemigrowała (lecz nie dokonała wymeldowania); w spisie nie uwzględniono wyjazdów wielokrotnych. Pliki z wynikami spisu pozyskano z witryny GUS: *http://www.stat.gov.pl/dane_spol-gosp/nsp/migr_zagr_lud/migr_zagr_lud_index.htm*, dostęp: 15.07.2006.

1. Identyfikacja regionów emigracyjnych

W celu delimitacji regionów emigracyjnych zastosowano podejście dwustopniowe. Za pomocą procedur analitycznych wydzielono skupienia (klasy) podregionów NUTS 3 o zróżnicowanym natężeniu odpływu (na 1 tys. ludności), a następnie, wykorzystując przesłanki merytoryczne, wewnątrz każdego skupienia dokonano podziału podregionów na zwarte regiony geograficzne. Identyfikację obszarów zróżnicowanych pod względem natężenia odpływu przeprowadzono z wykorzystaniem techniki eksploracyjnej – uogólnionej metody *k*-średnich dla 45 podregionów kraju. Liczbę skupień ustalono za pomocą wielokrotnego sprawdzianu krzyżowego. W efekcie próby krzyżowej wygenerowano trzy wewnętrznie jednorodne (por. tabela 1) skupienia podregionów, na podstawie których dokonano następującej klasyfikacji:

- Klasa I – regiony o *niskim* natężeniu emigracji – do klasy tej zakwalifikowano 16 podregionów (35,6%) o przeciętnym natężeniu emigracji 8,0 (na 1 tys.) oraz względnym zróżnicowaniu – 22,5%;
- Klasa II – regiony o *umiarkowanym* natężeniu emigracji – jest klasą najliczniejszą, utworzoną z 23 podregionów (51,1%) o przeciętnym natężeniu odpływu – 19,3 (na 1 tys.) oraz zróżnicowaniu – 25,9%;
- Klasa III – regiony o *wysokim* natężeniu emigracji – do klasy zaliczono 6 podregionów (13,3%) o relatywnie najwyższej w skali kraju okresowej emigracji, to jest 54,2 na 1 tys. i zróżnicowaniu wewnętrznym – 43,9%.

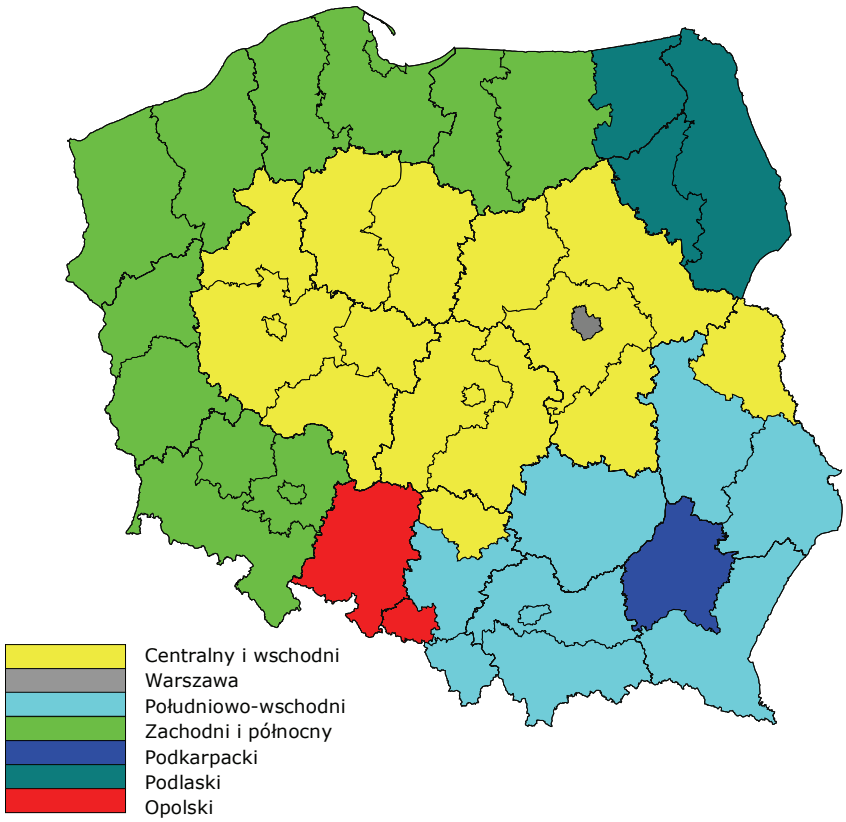
Dla wyodrębnionych grup dokonano weryfikacji istotności przeprowadzonego podziału. W wyniku nieparametrycznego testu Kruskala-Wallisa hipoteza o braku istotnych różnic między grupami została odrzucona ($H = 36{,}061$; $p = 0{,}000$). Podobnych wniosków dostarczyły rezultaty analizy porównań międzygrupowych, dla każdej pary skupień spośród grup podregionów o niskim, umiarkowanym i wysokim natężeniu okresowej emigracji (tabela 1).

Tabela 1

Klasyfikacja podregionów na podstawie natężenia emigracji okresowej

Wyszczególnienie	Podregiony (N = 45)		Średnia	V_x	H $df = 2$ (p-value)	Z – porównania wielokrotne (p-value)		
	n_i	%		%		Klasa I	Klasa II	Klasa III
Klasa I	16	35,6	7,99	22,47	36,061 (0,000)	–	4,561 (0,000)	5,408 (0,000)
Klasa II	23	51,1	19,26	25,85		4,561 (0,000)	–	2,408 (0,048)
Klasa III	6	13,3	54,20	43,93		5,408 (0,000)	2,408 (0,048)	–

Ocena geograficznego rozkładu poszczególnych grup podregionów wykazała istnienie wyraźnych prawidłowości przestrzennych. Wyodrębnione klasy o podobnych wartościach współczynników emigracji utworzyły w przestrzeni spójne obszary o szerokim zasięgu terytorialnym – tylko w nielicznych przypadkach zidentyfikowano obszary izolowane. Obserwacje te stanowiły przesłankę do dokonania wtórnego podziału badanych jednostek przestrzennych według kryterium przyległości przestrzennej. Uzyskano w ten sposób geograficzne obszary emigracyjne – podobne w obrębie każdej z wygenerowanych klas aktywności emigracyjnej. Dla celów badawczych obszary te nazwano *regionami emigracyjnymi*.



Rys. 1. Delimitacja regionów aktywności emigracyjnej na podstawie natężenia odpływu zewnętrznego

Podział był następujący[4]:

- Z podregionów klasy I (o *niskim* natężeniu emigracji) utworzono:
  - region I – „Centralny i wschodni".
- Podregiony klasy II (o *umiarkowanym* natężeniu emigracji) tworzyły dwa rozległe obszary peryferyjne kraju oraz jeden obszar izolowany:
  - region II – „Warszawa",
  - region III – „Południowo-wschodni",
  - region IV – „Zachodni i północny".
- Z podregionów klasy III (o *wysokim* natężeniu emigracji) utworzono:
  - region V – „Podkarpacki",
  - region VI – „Podlaski",
  - region VII – „Opolski".

Występujące w Polsce zwarte obszary o zróżnicowanej powierzchni i różnym stopniu aktywności emigracyjnej przedstawiono na wykresie mapowym (rys. 1). Można przyjąć, iż dokonana delimitacja odzwierciedla „naturalnie" ukształtowane w przestrzeni regiony emigracyjne.

2. Przestrzenne zróżnicowanie społeczno-ekonomicznej i demograficznej struktury emigrantów oraz kierunków odpływu

W dalszej części opracowania zaprezentowano wyniki grupowania podregionów na podstawie podobieństwa struktur emigracji w zakresie jej głównych cech. W badaniu uwzględniono następujące charakterystyki odpływu: czas przebywania za granicą, charakter miejsca zamieszkania, płeć, grupy wieku ekonomicznego oraz poziom wykształcenia emigrantów, a także kraje docelowe emigracji.

W klasyfikacji podregionów wykorzystano aglomeracyjną technikę Warda. Jako miarę dystansu między obiektami (podregionami) przyjęto odległość Manhattan. Ocena dendrogramu odzwierciedlającego strukturę podobieństwa w zakresie badanych cech ukazała występowanie pięciu grup podregionów.

[4] Nazwy regionów zaproponowano zgodnie z ich lokalizacją geograficzną.

Tabela 2

Grupowanie podregionów według społeczno-ekonomicznej i demograficznej struktury ludności emigrującej oraz głównych kierunków odpływu

Cechy	Grupa 1	Grupa 2	Grupa 3	Grupa 4	Grupa 5	F
	średnia (*Vx*)	średnia (*Vx*)	średnia (*Vx*)	średnia (*Vx*)	średnia (*Vx*)	(*p*-value)
1	2	3	4	5	6	7
Czas trwania						
– krótkookresowa	23,4	24,2	27,3	20,8	13,1	
	(15,5)	(20,6)	(20,0)	(16,1)	(22,5)	4,609
– długookresowa	76,6	75,8	72,7	79,2	86,9	(0,004)
	(4,8)	(6,6)	(7,5)	(4,2)	(3,4)	
Płeć						
– mężczyźni	43,4	43,9	44,9	47,5	49,2	
	(6,3)	(5,7)	(2,3)	(1,8)	(2,4)	6,266
– kobiety	56,6	56,1	55,1	52,5	50,8	(0,001)
	(4,9)	(4,4)	(1,9)	(1,6)	(2,3)	
Miejsce zamieszkania						
– miasto	100,0	68,1	60,7	47,1	49,0	
	(0,0)	(10,5)	(13,8)	(24,4)	(28,9)	39,578
– wieś	–	31,9	39,3	52,9	51,0	(0,000)
	–	(22,5)	(21,4)	(21,7)	(27,8)	
Wiek						
– przedprodukcyjny	8,9	11,5	9,9	10,7	12,9	8,087
	(9,2)	(12,3)	(10,3)	(8,5)	(2,8)	(0,000)
– produkcyjny mobilny	60,3	66,5	67,8	64,8	62,6	5,479
	(6,6)	(4,7)	(6,1)	(3,5)	(1,2)	(0,001)
– produkcyjny niemobilny	25,3	18,1	18,7	19,4	16,3	12,922
	(11,7)	(11,3)	(14,2)	(8,5)	(5,0)	(0,000)
– poprodukcyjny	5,4	4,0	3,6	5,1	8,2	5,451
	(18,5)	(48,0)	(25,6)	(17,2)	(3,5)	(0,001)
Wykształcenie						
– wyższe	33,2	14,1	17,3	9,2	6,5	41,407
	(18,1)	(24,7)	(20,8)	(20,5)	(12,8)	(0,000)
– policealne	6,2	4,8	6,0	4,5	3,1	16,094
	(10,4)	(10,6)	(15,5)	(14,9)	(16,1)	(0,000)
– średnie ogólnokształcące	19,8	14,0	15,3	11,9	8,4	20,774
	(12,2)	(13,3)	(11,0)	(13,6)	(23,2)	(0,000)
– średnie zawodowe	20,4	24,7	24,6	24,5	19,6	7,029
	(16,6)	(7,2)	(7,1)	(10,1)	(9,9)	(0,000)
– zasadnicze zawodowe	11,3	27,0	23,2	30,2	41,2	48,156
	(34,5)	(10,0)	(14,7)	(11,3)	(9,7)	(0,000)
– podstawowe ukończone	8,4	14,4	12,6	18,7	19,9	12,089
	(16,2)	(18,2)	(17,1)	(29,3)	(5,3)	(0,000)
– podstawowe nieukończone i brak	0,6	1,0	1,0	1,1	1,2	3,540
	(20,6)	(27,3)	(29,2)	(27,9)	(13,3)	(0,015)

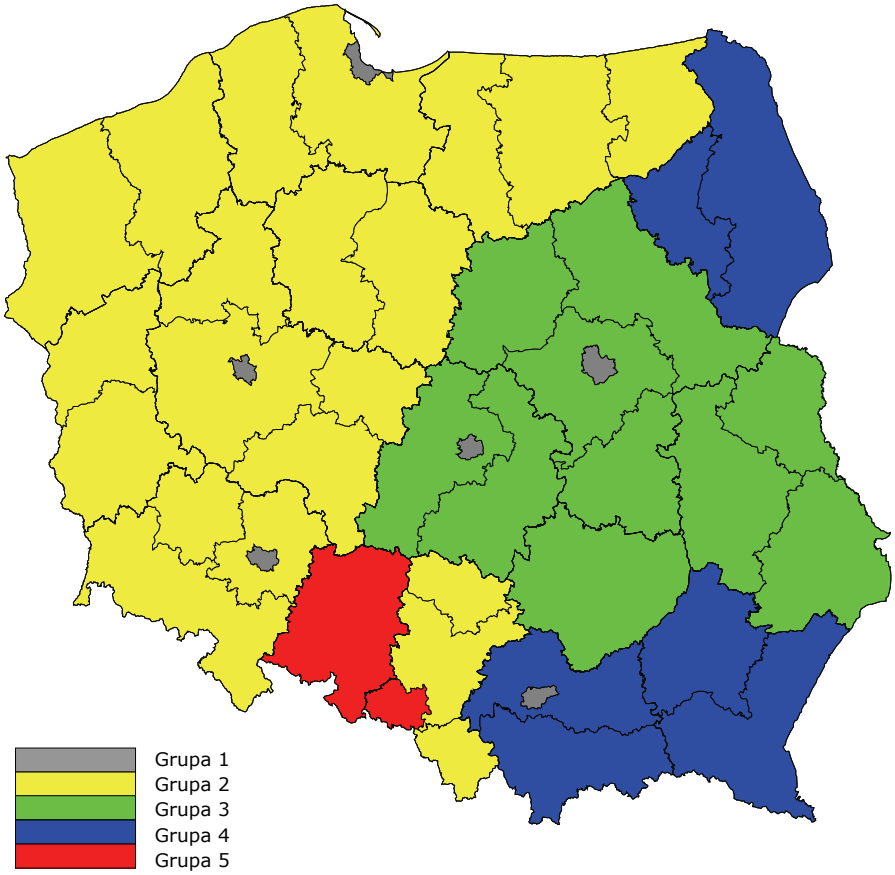
cd. tabeli 2

1	2	3	4	5	6	7
Kraj emigracji						
– Niemcy	29,7	46,3	15,8	7,7	71,0	39,335
	(58,3)	(20,2)	(20,7)	(18,8)	(11,6)	(0,000)
– Stany Zjednoczone Ameryki	19,1	10,3	20,8	47,1	3,0	40,103
	(73,6)	(38,6)	(23,5)	(12,7)	(60,0)	(0,000)
– Włochy	4,6	3,8	9,4	6,9	1,1	7,551
	(39,5)	(45,7)	(54,9)	(40,4)	(53,7)	(0,000)
– Wielka Brytania	4,4	3,1	6,2	3,0	1,1	17,539
	(46,5)	(29,4)	(18,3)	(11,3)	(58,1)	(0,000)
– Francja	3,5	2,5	3,9	3,8	0,8	3,561
	(36,3)	(48,8)	(19,6)	(74,9)	(61,2)	(0,014)
– *Hiszpania**	*1,7*	*2,0*	*1,9*	*2,5*	*0,5*	*0,864*
	(69,0)	*(67,8)*	*(49,9)*	*(85,7)*	*(80,3)*	*(0,494)*
– Belgia	1,3	1,0	2,6	4,7	0,2	3,458
	(64,7)	(52,4)	(36,3)	(136,2)	(41,3)	(0,016)
– Holandia	1,6	1,9	1,7	0,5	1,3	4,115
	(56,3)	(47,5)	(28,7)	(7,8)	(53,1)	(0,007)
– Kanada	5,0	3,7	6,5	4,1	1,1	12,604
	(31,6)	(40,2)	(7,1)	(16,3)	(32,4)	(0,000)
– Inne	29,1	25,5	31,2	19,7	20,0	11,444
	(15,6)	(10,5)	(10,9)	(31,0)	(23,0)	(0,000)

* p>0,05

Zakładając występowanie pięciu skupień, dokonano klasyfikacji podregionów z wykorzystaniem optymalizacyjnej techniki *k*-średnich. Rezultaty okazały się zbieżne z wynikami otrzymanymi za pomocą metody hierarchicznej. Zastosowana metoda umożliwiła wyodrębnienie obszarów istotnie zróżnicowanych w zakresie struktury głównych cech odpływu (tabela 2).

Z podregionów grupy 1 emigrowała ludność miejska o wysokich kwalifikacjach zawodowych – w grupie wystąpił najwyższy udział osób z wykształceniem wyższym w strukturze ludności emigrującej, a także policealnym i średnim ogólnokształcącym. Wykazano też dominujący odsetek ludności w wieku zdolności do pracy, która ukończyła 45. rok życia.



Rys. 2. Delimitacja regionów emigracyjnych na podstawie społeczno-ekonomicznej i demograficznej struktury emigrantów oraz kierunków odpływu

W grupie 2 odnotowano brak charakterystycznych cech emigracji – udziały kategorii cech były zbliżone do przeciętnych dla kraju. W strukturze zjawiska wystąpiły nieco podwyższone udziały emigracji do Niemiec oraz niskie udziały wyjazdów do Stanów Zjednoczonych.

Emigrację w podregionach grupy 3 cechowały najwyższe w kraju udziały wyjazdów do Wielkiej Brytanii, Francji, Włoch, Kanady i krajów innych niż typowe ośrodki polskiej emigracji. Emigrowała ludność relatywnie dobrze wykwalifikowana – zaobserwowano podwyższone odsetki osób z wykształceniem średnim, policealnym i wyższym.

W grupie 4 wystąpiła najwyższa przewaga emigracji z obszarów wsi oraz najwyższy w kraju udział ludności emigrującej do Stanów Zjednoczonych Ameryki oraz Belgii, a jednocześnie najniższy udział wyjazdów do Niemiec. Wykazano też relatywnie wysoki udział wyjazdów wśród mężczyzn oraz wśród ludności o raczej niskim poziomie wykształcenia (to jest podwyższone udziały ludności z wykształceniem zasadniczym zawodowym lub podstawowym ukończonym oraz niskie udziały osób o średnim i wysokim poziomie wykształcenia).

W podregionach grupy 5 dominowała emigracja o charakterze długookresowym, z silną przewagą wyjazdów do Niemiec i najniższym w kraju odsetkiem wyjazdów do Stanów Zjednoczonych i Kanady oraz Wielkiej Brytanii, a także z podwyższonym udziałem emigrantów z gmin wiejskich. W grupie tej wystąpił najwyższy w kraju udział emigrujących mężczyzn oraz ludności w wieku poprodukcyjnym i przedprodukcyjnym. Emigranci posiadali głównie kwalifikacje zasadnicze zawodowe i podstawowe. Wykazano też najniższe w kraju udziały osób z wykształceniem wyższym i średnim. Struktura ta, o bardzo licznych cechach charakterystycznych, wystąpiła w regionie najwyższej aktywności emigracyjnej w kraju, to jest w Opolskim (por. rys. 1 i 2).

Podsumowanie

Rezultaty badania potwierdziły występowanie istotnych różnic w natężeniu okresowej emigracji w układzie podregionów, a także w zakresie społeczno-ekonomicznej i demograficznej struktury ludności emigrującej oraz kierunków odpływu. Zaprezentowane wyniki badania dotyczą pierwszej dekady okresu transformacji (do 2002 roku). W badaniu nie uwzględniono emigracji poakcesyjnej, z uwagi na brak rzetelnych informacji o rozmiarach zjawiska w układzie terytorialnym. Szczegółowa analiza przestrzenna współczesnej emigracji wymaga pogłębionych studiów wykraczających poza ramy opracowania, a także uwzględnienia dodatkowych źródeł, na przykład wyników spisu ludności z 2011 roku.

SPATIAL DIFFERENTIATION OF INTENSITY AND STRUCTURE OF EMIGRATION DURING SYSTEMIC TRANSFORMATION

Summary

Systemic transformation in Poland initiated profound changes in the social, economic and political life. The changes influenced the course of demographic processes, including international spatial mobility. The article presents results of the survey of spatial differentiation of intensity and structure of periodical emigration based on the National Census 2002. The research method is cluster analysis at the NUTS 3 level.

Irena Kin-Dittmann
Ewa Mika

PRZEDWCZESNA UMIERALNOŚĆ MIESZKAŃCÓW POŁUDNIOWO-ZACHODNIEJ POLSKI

Wprowadzenie

Przebieg procesów demograficznych w Polsce ma podstawowe znaczenie dla sytuacji ekonomicznej społeczeństwa. Wprawdzie ostatnie lata przyniosły niewielki wzrost liczby urodzeń (zahamowany w 2010 roku), ale wydłużanie się trwania życia powoduje, że coraz szybciej wzrasta udział osób starszych w ogólnej liczbie ludności[1], a zarazem wzrasta znaczenie problematyki zgonów.

W opracowaniu podjęto problem przedwczesnej umieralności mieszkańców regionu południowo-zachodniego, obejmującego, zgodnie z nomenklaturą NTS[2], dwa województwa: dolnośląskie i opolskie. Stosowany w demografii termin umieralność jest równoznaczny z pojęciem natężenia zgonów, czyli relacji liczby zgonów do liczby ludności[3]. Obecnie jako granicę wieku starszego przyjmuje się 65 lat[4], zatem za przedwczesną umieralność rozumie się natężenie zgonów osób w wieku poniżej 65 lat[5], czyli relację liczby zgonów osób w wieku do 65 lat do liczby ludności w tym wieku. Dla czytelności wyniku zastosowano mnożnik 10 tysięcy.

Waga badanego problemu jest znacząca, bowiem wysokość współczynnika przedwczesnej umieralności pozostaje w ścisłym związku z warunkami społecznymi i ekonomicznymi, w jakich żyją mieszkańcy analizowanego regionu. Środowisko naturalne, osiągane dochody, poziom edukacji społeczeństwa, a także poziom i skuteczność opieki lekarskiej są czynnikami determinującymi

---

[1] *Scenariusze polityki ludnościowej Polski. Badanie eksperckie Delphi.* Red. I.E. Kotowska. Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Warszawa 2005, s. 9.

[2] Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 14 listopada 2007 r. w sprawie wprowadzenia *Nomenklatury Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych.* Dz.U. nr 214, poz. 1573, z póź. zm.

[3] J.Z. Holzer: *Demografia.* PWE, Warszawa 1999, s. 211.

[4] M. Cieślak: *Ludność świata 1950-2050. Proces starzenia się.* W: *Ekonomia a demografia.* Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Wrocław 2008, s. 15.

[5] *Ocena wybranych wskaźników demograficznych populacji województwa dolnośląskiego w latach 1999--2004.* Red. J. Drobik, P. Kollbek. Dolnośląskie Centrum Zdrowia Publicznego, Wrocław 2006, s. 35.

długość życia mieszkańców każdego obszaru. Wydłużające się trwanie życia oraz zmniejszanie przypadków przedwczesnych chorób i zgonów jest postrzegane jako wskaźniki rozwoju i efektywności polityki państwa[6].

Dla prawidłowego opracowania koncepcji polityki ludnościowej potrzebna jest dogłębna wiedza na temat przebiegu procesów demograficznych, w tym m.in. znajomość liczby zgonów i ich przyczyn[7]. Dlatego celem niniejszego opracowania jest statystyczna analiza przedwczesnej umieralności mieszkańców południowo-zachodniej Polski.

Analizę oparto na danych statystycznych dotyczących zgonów oraz ludności (w Polsce, jak i w poszczególnych województwach) opublikowanych w *Rocznikach Demograficznych* z lat 2000-2008, oraz na danych z Banku Danych Regionalnych[8] i niepublikowanych danych US we Wrocławiu i Opolu. Niepublikowane dane dotyczyły liczby zgonów według powiatów, wieku oraz przyczyny zgonu.

Okresem poddanym analizie były wybrane lata, to jest 2000, 2004 i 2008. Jedynie przy badaniu zgonów według przyczyn i powiatów z konieczności (brak danych dla 2000 roku) ograniczono się do 2004 i 2008 roku[9]. Dla opisu badanego zjawiska użyto współczynników natężenia zgonów oraz odpowiednich parametrów statystycznych.

1. Analiza przedwczesnej umieralności

Przedwczesna umieralność w Polsce wyraźnie wzrosła w 2008 roku w porównaniu z 2004 rokiem, to jest z 33,0 do 35,2 zgonu na 10 tys. mieszkańców, natomiast jej poziom w latach 2000-2004 praktycznie się nie zmienił. Obecnie województwo dolnośląskie ze współczynnikiem 40,0 zgonów na 10 tys. ludności lokuje się na niekorzystnej, przedostatniej pozycji wśród wszystkich województw. Jedynie województwo łódzkie ma wyższy współczynnik wynoszący 46,6 zgonu na 10 tys. ludności. Znacznie lepsza sytuacja występuje w województwie opolskim, które ze współczynnikiem wynoszącym 32,0 zajmuje 4. miejsce w Polsce. Do województw o najwyższej przedwczesnej umieralności należy również województwo śląskie (39,5) oraz pozostałe województwa zachodniej Polski, to jest lubuskie (37,7) i zachodniopomorskie (38,0). Najniższy współczynnik przedwczesnej umieralności utrzymuje się

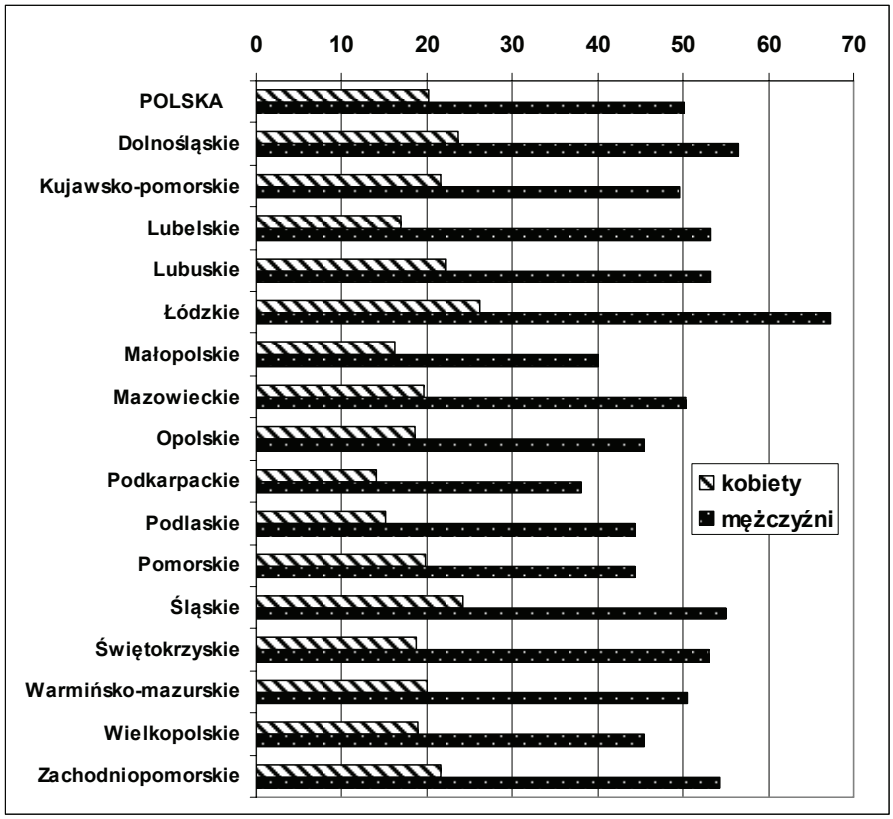
[6] M. Okólski: *Demografia zmiany społecznej.* Scholar, Warszawa 2004, s. 53.
[7] *Problemy demograficzne Polski przed wejściem do Unii Europejskiej.* Red. Z. Strzelecki. PWE, Warszawa 2003, s. 348-350.
[8] www.stat.gov.pl, marzec 2010.
[9] Niepublikowane materiały Urzędów Statystycznych we Wrocławiu i Opolu otrzymano jedynie dla 2004 i 2008 roku.

w województwach południowo-wschodniej Polski, to jest podkarpackim (26,1) i małopolskim (28,1). W województwach: dolnośląskim, zachodniopomorskim i lubuskim wystąpił najwyższy wzrost przedwczesnej umieralności (był to wzrost od 11,4% do 14,6%). Z regionu południowo-zachodniego również województwo opolskie odnotowało wzrost omawianej umieralności, był to jednak niższy wzrost (o 8,8%). Należy nadmienić, iż w 2008 roku wystąpiło większe zróżnicowanie województw pod względem przedwczesnej umieralności niż w latach wcześniejszych (współczynnik zmienności[10] dla roku 2008 wyniósł 0,137, a dla 2000 roku 0,109).

Od wielu już lat w Polsce umieralność mężczyzn przewyższa umieralność kobiet, to samo zjawisko występuje przy przedwczesnej umieralności (rys. 1). W Polsce w 2008 roku była ona 2,5-krotnie wyższa od umieralności kobiet. W województwie dolnośląskim i opolskim przewaga ta jest nieznacznie niższa (2,4). Jednakże są województwa, w których przedwczesna umieralność mężczyzn jest 3-krotnie wyższa niż umieralność kobiet – taka sytuacja miała miejsce w 2008 roku w województwach lubelskim i podlaskim. Przewaga przedwczesnej umieralności mężczyzn nad umieralnością kobiet w 2008 roku w porównaniu z rokiem 2000 zmniejszyła się tylko w województwie warmińsko-mazurskim, natomiast utrzymała się na tym samym poziomie w województwach: dolnośląskim, śląskim, pomorskim i kujawsko-pomorskim. W pozostałych województwach przewaga ta nieznacznie wzrosła.

Województwo dolnośląskie należy do województw o najwyższej umieralności zarówno mężczyzn – 56,5 zgonu na 10 tys. mężczyzn, jak i kobiet – 23,7 zgonu na 10 tys. kobiet. Natomiast województwo opolskie pod względem przedwczesnej umieralności mężczyzn, jak i kobiet ma znacznie korzystniejsze współczynniki, odpowiednio: 45,4 i 18,6. Większą zmienność wykazuje współczynnik przedwczesnej umieralności w 2008 roku dla mężczyzn ($V_M = 0,162$) niż dla kobiet ($V_K = 0,146$), podczas gdy w 2000 roku był on jednakowy ($V_M = 0,117$; $V_K = 0,119$). W województwie dolnośląskim, opolskim i lubuskim, tak jak i w województwach: małopolskim, mazowieckim, kujawsko-pomorskim, śląskim i świętokrzyskim, wystąpiło wyższe tempo wzrostu współczynnika przedwczesnej umieralności wśród kobiet niż wśród mężczyzn. Jedynie w województwie podkarpackim w 2008 roku umieralność mężczyzn zmalała, a kobiet wzrosła w porównaniu z 2004 rokiem. Sytuacja odwrotna wystąpiła w województwie podlaskim i lubelskim.

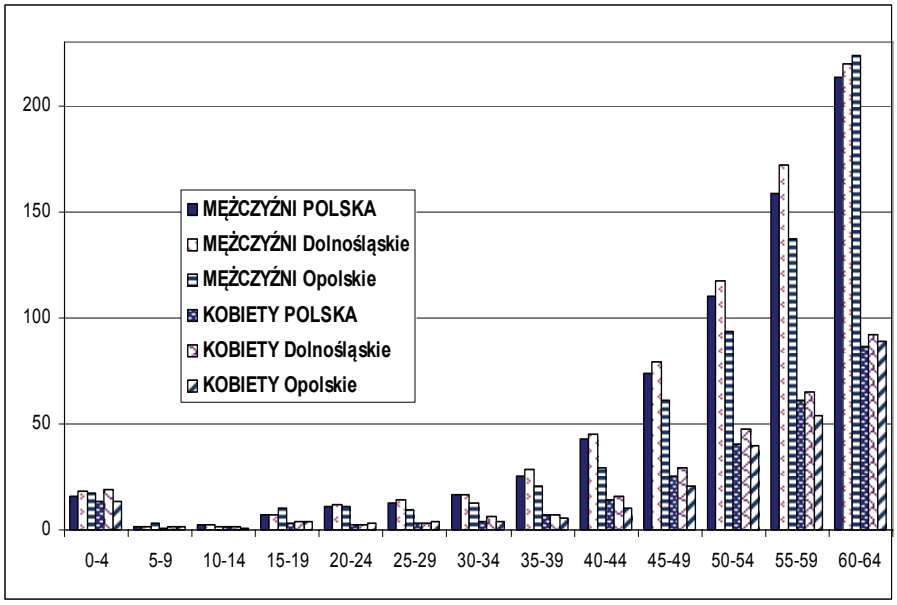
[10] B. Pułaska-Turyna: *Statystyka dla ekonomistów*. Difin, Warszawa 2008, s. 78.



Rys. 1. Przedwczesna umieralność w Polsce według płci w 2008 roku (na 10 tys. mieszkańców)

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z *Roczników Demograficznych* z lat 2000-2008. GUS, Warszawa.

Porównując przedwczesną umieralność w 5-letnich grupach, obliczono współczynniki zgonów na 10 tys. ludności odpowiedniej grupy płci i wieku (rys. 2). Zarówno wśród mężczyzn, jak i kobiet najwyższa umieralność występuje u osób w wieku 60-64 lata, a następnie maleje wraz z obniżaniem się wieku. Należy zwrócić uwagę, iż współczynniki umieralności w grupie 0-4 lata utrzymują się w 2008 roku zarówno w Polsce, jak i w województwach południowo-zachodniej Polski (16 do 18 zgonów na 10 tys. osób w tej grupie wieku) na podobnym poziomie jak umieralność w grupie wiekowej 30-34 lata wśród płci męskiej i 40-44 lata wśród płci żeńskiej. Wśród analizowanych 13 grup wiekowych jedynie w dwóch (5-9 lat i 15-19 lat) umieralność mężczyzn była niższa w województwie dolnośląskim w porównaniu z przeciętnym poziomem dla Polski, natomiast w województwie opolskim aż w ośmiu.



Rys. 2. Przedwczesna umieralność mężczyzn i kobiet w regionie południowo-zachodniej Polski na tle kraju w 2008 roku (na 10 tys. mieszkańców)

Źródło: Obliczenia własne na podstawie: Bank Danych Regionalnych, www.stat.gov.pl, marzec 2010 oraz niepublikowane dane o zgonach z US we Wrocławiu i Opolu.

Z kolei umieralność kobiet w województwie dolnośląskim jedynie w trzech grupach wiekowych była niższa od przeciętnego poziomu dla Polski, a w województwie opolskim w sześciu grupach. Współczynnik umieralności kobiet w 2008 roku był wyższy od umieralności mężczyzn w województwie dolnośląskim jedynie w grupach wieku: 0-4 lata i 5-9 lat, natomiast w województwie opolskim we wszystkich 5-letnich grupach wieku umieralność mężczyzn była wyższa od umieralności kobiet. Niepokojącym jest fakt, iż w województwie dolnośląskim w przedziałach wieku 20-24 i 25-29 lat umieralność mężczyzn była aż pięciokrotnie wyższa od umieralności kobiet. Taka sytuacja nie wystąpiła w województwie opolskim w żadnej z analizowanych grup.

2. Analiza przedwczesnej umieralności według trzech głównych przyczyn zgonów

Przedwczesna umieralność ujawnia się szczególnie w analizie zgonów z trzech głównych przyczyn: spowodowanych chorobami układu krążenia, nowotworami oraz przyczynami zewnętrznymi (urazy, wypadki, zatrucia). Ponadto występuje duża dysproporcja między umieralnością mężczyzn i kobiet.

W 2008 roku w porównaniu z rokiem 2004 wystąpił wzrost natężenia przedwczesnej umieralności ogółem (o czym wspomniano wcześniej), jak również według głównych przyczyn zgonu (tabela 1). Największy przyrost wystąpił w województwie opolskim z powodu chorób układu krążenia (o 21%), przy 16-procentowym wzroście w województwie dolnośląskim i 6% w Polsce. Jedyny spadek (o 4%) wystąpił w województwie dolnośląskim i dotyczył zewnętrznych przyczyn zgonów.

Tabela 1

Przedwczesna umieralność ogółem oraz według głównych przyczyn w Polsce i w badanych województwach w latach 2004 i 2008 na 10 tys. osób w danej grupie wieku

Wyszczególnienie	**Ogółem**	Kobiety	Mężczyźni	**Ogółem**	Kobiety	Mężczyźni
	2004			**2008**		
POLSKA	**33,0**	18,9	47,1	**35,2**	20,2	50,3
dolnośląskie	**35,9**	20,9	51,0	**40,0**	23,7	56,5
opolskie	**29,4**	16,4	42,2	**32,0**	18,7	45,4
Nowotwory						
POLSKA	**10,1**	8,2	12,0	**10,5**	8,8	12,2
dolnośląskie	**10,5**	8,7	12,4	**11,4**	9,7	13,0
opolskie	**9,1**	–	–	**9,9**	8,4	11,4
Choroby układu krążenia						
POLSKA	**8,9**	4,5	13,4	**9,4**	4,5	14,2
dolnośląskie	**9,9**	5,2	14,7	**11,5**	5,7	17,5
opolskie	**7,7**	–	–	**9,3**	4,6	14,0
Zewnętrzne przyczyny zgonów						
POLSKA	**5,6**	1,7	9,4	**5,7**	1,8	9,6
dolnośląskie	**6,0**	2,1	10,1	**5,8**	1,9	9,8
opolskie	**4,3**	–	–	**4,8**	1,2	8,5

Źródło: Ibid.

Główną przyczyną przedwczesnej umieralności ogółem są choroby nowotworowe. Współczynniki zgonów z tej grupy przyczyn przewyższają w obu badanych latach natężenie zgonów z powodu chorób układu krążenia. Jedyny nieznaczny wyjątek stanowi współczynnik dla dolnośląskiego w 2008 roku, bliski współczynnikowi zgonów z powodu chorób układu krążenia. W każdym z analizowanych przekrojów województwo dolnośląskie ma zdecydowanie niekorzystne wskaźniki w porównaniu ze średnią ogólnopolską i województwem opolskim. Sytuacja opolskiego jest z kolei w każdym z analizowanych układów korzystniejsza niż w Polsce. Także w każdym przypadku umieralność mężczyzn przewyższa umieralność kobiet. Przewaga umieralności mężczyzn jest zna-

cząca, sięga nawet pięcio- i sześciokrotnie większych wartości dla zewnętrznych przyczyn zgonów, natomiast najmniejsza jest w grupie zgonów z powodu nowotworów, wynosi niewiele ponad 30%. Nowotwory są główną przyczyną przedwczesnych zgonów kobiet, natomiast dla mężczyzn są to choroby układu krążenia, które od lat dominują wśród przyczyn wszystkich zgonów w Polsce.

Analizując współczynniki przedwczesnych zgonów w poszczególnych powiatach badanych województw (tabela 2), widać że najgorsza sytuacja w obu porównywanych latach dotyczy powiatu wałbrzyskiego na Dolnym Śląsku i powiatu głubczyckiego na Opolszczyźnie. Spadek natężenia przedwczesnych zgonów wystąpił tylko w dwóch jednostkach: powiecie bolesławieckim i w Jeleniej Górze, w pozostałych nastąpił wzrost, największy w powiecie prudnickim – aż o 48%. Niepokojące jest, że relatywnie dobra sytuacja w województwie opolskim ulega tak szybkiemu i znaczącemu pogorszeniu. Przewaga przedwczesnej umieralności wśród mężczyzn występuje bez wyjątku w każdym powiecie województwa dolnośląskiego (opolskie – brak danych). Jest to przewaga w większości przypadków co najmniej dwukrotna, ale są powiaty, gdzie współczynniki umieralności przedwczesnej mężczyzn przekraczają trzykrotnie wartość współczynników dla kobiet.

Rozkłady współczynników przedwczesnej umieralności ogółem w regionie południowo-zachodnim w 2004 i w 2008 roku są bardzo zbliżone do rozkładu symetrycznego, natomiast zmienność przedwczesnej umieralności zmniejszyła się z 17,7% w 2004 roku do 15,6% w 2008 roku. Występuje też znaczne zróżnicowanie w umieralności według dwóch podstawowych przyczyn zgonów, to jest nowotworów i układu krążenia (rys. 3). Wykres pudełkowy ilustruje pogorszenie natężenia przedwczesnej umieralności z powodu tych jednostek chorobowych (wyraźnie widoczne jest przesunięcie pudełka ku wyższym wartościom w 2008 roku). Jednocześnie w 2008 roku brak jest powiatów, które „odstawałyby" od reszty.

Tabela 2

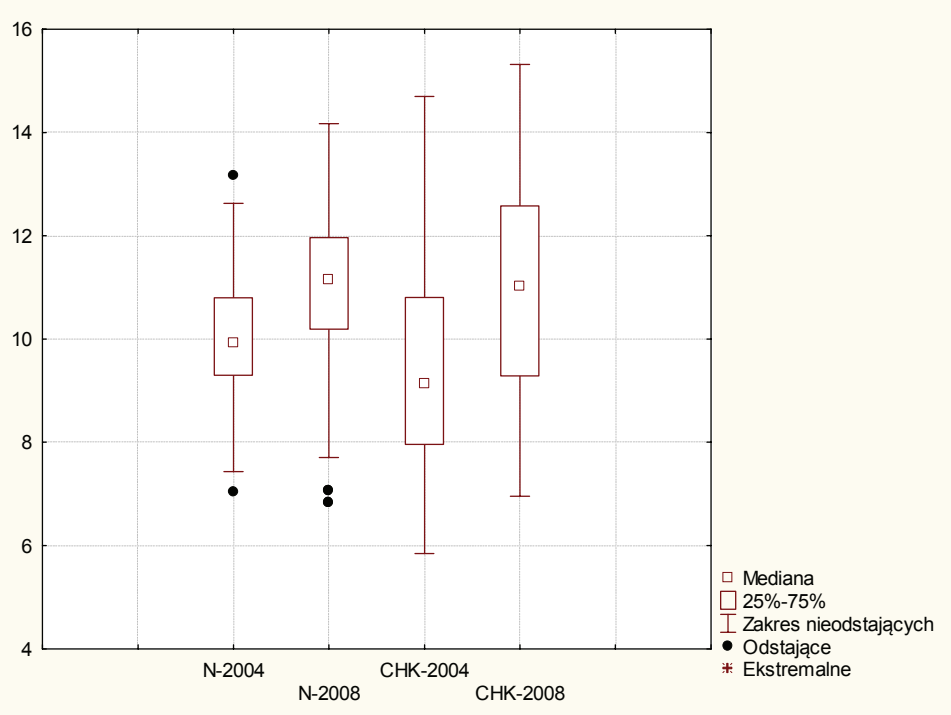
Przedwczesna umieralność w powiatach badanych województw
(na 10 tys. osób w danej grupie wieku)

Województwa/Powiaty	2004			2008		
	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni
1	2	3	4	5	6	7
dolnośląskie:						
bolesławiecki	33,8	18,0	49,6	33,0	17,5	48,5
dzierżoniowski	39,0	21,2	57,0	45,3	23,7	67,2
głogowski	32,4	17,7	47,3	34,2	24,6	44,0
górowski	30,4	16,5	43,8	34,7	22,4	46,4

cd. tabeli 2

1	2	3	4	5	6	7
jaworski	41,0	23,7	57,8	41,2	22,5	59,2
jeleniogórski	42,2	23,7	60,8	50,3	25,5	75,4
kamiennogórski	39,4	23,6	54,7	44,1	29,8	57,9
kłodzki	40,7	23,4	58,0	44,3	25,0	63,7
legnicki	38,5	19,3	57,1	39,4	24,3	54,1
lubański	35,8	19,0	52,3	42,9	21,7	63,9
lubiński	29,5	19,7	39,5	34,9	22,8	47,2
lwówecki	39,7	28,5	50,5	42,4	24,4	59,9
milicki	30,9	15,8	45,2	41,7	22,0	60,5
oleśnicki	33,1	17,4	48,4	37,4	21,6	53,0
oławski	29,3	18,3	40,2	36,9	21,1	52,6
polkowicki	30,8	17,7	43,5	36,2	21,6	50,3
strzeliński	35,5	20,4	49,8	38,1	21,6	53,8
średzki	35,1	14,3	55,0	37,8	18,6	56,3
świdnicki	36,5	19,4	53,6	42,5	26,0	59,1
trzebnicki	33,7	17,0	49,9	41,0	22,9	58,6
wałbrzyski	46,9	28,1	66,0	50,8	33,5	68,5
wołowski	32,3	24,1	40,3	36,8	23,7	49,7
wrocławski	31,2	16,0	45,8	38,0	18,1	57,5
ząbkowicki	38,7	19,1	57,9	45,5	27,8	63,0
zgorzelecki	42,2	24,4	59,6	46,4	24,3	68,2
złotoryjski	34,0	20,0	47,8	38,0	19,1	56,6
m. Jelenia Góra	39,7	25,7	54,3	39,1	27,3	51,3
m. Legnica	40,5	26,0	55,5	45,1	28,3	62,6
m. Wrocław	32,3	20,2	45,0	35,3	21,8	49,5
opolskie						
brzeski	27,7	–	–	37,1	20,1	53,7
głubczycki	31,6	–	–	40,3	20,3	59,5
kędzierzyńsko-kozielski	28,8	–	–	31,3	21,2	41,3
kluczborski	28,4	–	–	32,9	18,3	47,4
krapkowicki	22,2	–	–	29,2	17,0	41,5
namysłowski	28,3	–	–	33,0	20,2	45,3
nyski	26,3	–	–	36,3	20,0	52,5
oleski	27,1	–	–	27,5	15,8	39,0
opolski	21,8	–	–	24,5	13,7	35,2
prudnicki	26,0	–	–	38,5	20,5	56,6
strzelecki	25,1	–	–	28,6	14,9	42,3
m. Opole	27,7	–	–	31,1	22,1	40,9

Źródło: Ibid.



Rys. 3. Umieralność przedwczesna według głównych przyczyn według powiatów badanego regionu w latach 2004 i 2008

Świadczy to o względnym podobieństwie badanego obszaru. Ponadto widać, że były powiaty, dla których wartości istotnie odbiegają od reszty jednostek. Dotyczy to głównej przyczyny zgonów osób w wieku poniżej 65 lat, czyli nowotworów. Jednostkami, które charakteryzuje relatywnie najkorzystniejsza sytuacja są: w 2004 roku – powiat wołowski, a w 2008 roku – powiaty opolski i średzki. Powiat jeleniogórski ma z kolei w 2004 roku tak wysokie natężenie zgonów, że stanowi to wartość odstającą od pozostałych.

Choroby układu krążenia jako przyczyny zgonów charakteryzuje znacznie większe zróżnicowanie (dłuższe słupki), ale wszystkie badane jednostki mieszczą się w grupie podobnych. Podobnie porównując natężenie zgonów z przyczyn nowotworów według płci można zauważyć, że dla kobiet najmniejsze odstające wartości wystąpiły w 2008 roku (brak danych z 2004 roku dla opolskiego) w tych samych powiatach, w których umieralność jest najniższa, to znaczy w opolskim i średzkim. Niekorzystnie wyróżnia się Legnica, mająca największy poziom umieralności kobiet.

Podsumowanie

Jak wykazano, na obszarze badanego regionu występuje bardzo wyraźny wzrost natężenia przedwczesnej umieralności. Jest to niepokojące, bowiem zgony te dotyczą osób młodych i aktywnych zawodowo. Stwierdzono także, że przedwczesna umieralność mężczyzn jest ponaddwukrotnie wyższa od umieralności kobiet. Województwo dolnośląskie należy do województw o najwyższej przedwczesnej umieralności zarówno mężczyzn, jak i kobiet. Niepokojący jest też fakt, iż w województwie dolnośląskim umieralność w wieku 20-24 lata i 25--29 lat wśród mężczyzn była aż pięciokrotnie wyższa od umieralności kobiet. Również warte podkreślenia jest to, że główną przyczyną przedwczesnych zgonów w obu badanych województwach są choroby nowotworowe. Najwyższa przedwczesna umieralność wystąpiła w powiecie wałbrzyskim na Dolnym Śląsku i w powiecie głubczyckim na Opolszczyźnie.

Przedstawioną analizę należy traktować jednakże jako wstępne doniesienie o przedwczesnej umieralności. Dalszym istotnym problemem jest zbadanie wpływu czynników społeczno-ekonomicznych na kształtowanie się poziomu tejże umieralności, czyli stwierdzenie powodów takiego niepokojącego stanu rzeczy.

PREMATURE MORTALITY OF RESIDENTS OF SOUTH-WESTERN POLAND

Summary

The report raises the problem of premature mortality - that is, the increase in deaths of people under the age of 65, living in the South-Western region of Poland. The severity of the problem is significant because the premature mortality ratio level is closely associated with the social and economic conditions in which the people of the analysed region live. Environment, income, education level of the society, as well as the quality and effectiveness of medical care are factors determining the life expectancy of the population of each area. Mortality ratio has been analysed according to gender, age and the cause of death, and the period of study covers the years 2000, 2004 and 2008. Premature mortality is mainly caused three causes: cardiovascular diseases, cancer and external causes. There is also a large disparity between the mortality of men and women to 65 years in the studied region.

Maria Balcerowicz-Szkutnik
Włodzimierz Szkutnik

MIERNIKI ANTYCYPACJI PEŁNOSPRAWNOŚCI W ZNACZENIU OCENY LAT ŻYCIA W STANIE PEŁNOSPRAWNYM

Wprowadzenie

Niepełnosprawność w znaczeniu nadawanym jej w literaturze polskiej jest szeroko znana i opisana. W niniejszym opracowaniu, opierając się na pojęciu przeciwstawnym względem niepełnosprawności powiemy, że pełnosprawność utożsamiana będzie w sposób pozytywny jako stan, w którym jednostka ludzka jest zdolna do prowadzenia działalności związanej z jej egzystencją zależną od wieku bez specjalnych, nietypowych dla danego wieku wymagań. W tym też kontekście rozważana będzie antycypacja pełnoprawności jako przewidywanie tego, co nastąpi na podstawie przeszłych wydarzeń lub na podstawie analizy sytuacji i jej możliwych skutków.

Definicja ta jest uznana przez Międzynarodową Organizację Zdrowia (WHO) i stosowana zarówno w naukach medycznych, jak i społeczno-ekonomicznych.

Celem niniejszego opracowania jest głównie wskazanie możliwości zastosowania analizy statystycznej w układzie wiekowym w badanym obszarze społecznej aktywności ludzi, gdy dostępne dane wymuszają na badaczu stosowanie specyficznej formy tej analizy, z czym łączy się konieczność konstrukcji odpowiednich mierników o charakterze syntetycznym. Zanim przejdziemy do ich określenia, zaprezentujemy metodologię i genezę zjawiska pełnosprawności, by następnie zestawić jako opozycyjne względem siebie, ale nie w negatywnym sensie, pojęcia pełnosprawności i niepełnosprawności w znaczeniu społeczno-ekonomicznym i demograficznym.

1. Ogólna metodologia pomiaru pełnoprawności

Dla określenia pełnosprawności społeczeństwa mogą być stosowane różne wskaźniki, w tym umieralności, co może wydawać się pewną niestosownością, ale często tak właśnie się postępuje, obrazując na zasadzie negatywu badany wycinek społecznej aktywności lub innej formy egzystencji człowieka.

Aby dokonać wypracowania ogólnej metodologii pomiaru pełnosprawności rozumianej w powyższym znaczeniu, zgodnie z podaną na początku pozytywną definicją prowadzącą do badania niepełnosprawności, wyodrębnić należy określone grupy syntetycznych mierników pełnosprawności. Grup tych nie jest tak wiele, gdyż trudno ze względu na istniejące możliwości pozyskiwania informacji tworzyć konstruktywne miary mające zastosowanie w praktyce.

Dla dalszych rozważań ograniczymy się do dwóch grup takich syntetycznych mierników pełnosprawności, szczegółowo omawiając drugą z nich. Do pierwszej grupy zaliczymy mierniki umożliwiające określenie oczekiwanej pełnoprawności, przez co należy rozumieć pojęcia:

- Oczekiwana pełnosprawność to długość życia nieprowadzącego do momentu niepełnosprawności, czyli długość życia w stanie pełnosprawnym (istotna jest tu informacja o momencie zaistnienia stanu określanego jako niepełnosprawność według definicji klasycznych).
- Luka pełnosprawnościowa określa utracone lata pełnosprawnego życia, inaczej przedwcześnie „nabytą" niepełnosprawność, co można też nazywać przedwczesnymi utraconymi latami życia w pełnoprawności.

W powyżej scharakteryzowanych dwóch przypadkach mierników rozważa się miary wymagające określonych danych, nie zawsze, jak już wspomniano, możliwych do bezpośredniego pomiaru. Dlatego też dalsza uwaga skupiona zostanie tylko na dwóch miernikach określających lukę pełnosprawnościową, czyli tych zaliczonych do drugiej z wymienionych grup.

Niniejsza prezentacja zagadnień niepełnosprawności nie jest przedmiotem żadnych znanych publikacji. Efekty zaproponowanego tu podejścia są trudne w chwili obecnej do oceny jego przydatności. Niewątpliwie łatwe do zmodyfikowania inne ujęcia tego problemu mogą posłużyć jako wiarygodne narzędzia oceny zjawiska niepełnosprawności w Polsce i województwie śląskim. Uzyskane tu rezultaty mogą stanowić jedynie „wejście" do szerokiego zagadnienia rozpatrywanego tu z punktu widzenia statystycznego.

2. Pełnosprawność i niepełnosprawność

Eufemizmem jest stwierdzenie, że celem życia człowieka jest zdrowie, szczęśliwa egzystencja i dobrobyt materialny. Historycznie postrzegając długość życia w pełnosprawności należy stwierdzić, że mimo niewątpliwych osiągnięć cywilizacyjnych, jest ona od tysięcy lat niezmienna. Świadczą o tym legendy i przekazy biblijne, a także odkrycia paleontologiczne dotyczące długości trwania życia. Nie należy odnosić tego oczywiście do średniego trwania życia, które niewątpliwe wzrasta wraz z postępem cywilizacyjnym.

Pojawia się tu istotna kwestia związana z tak postawioną hipotezą. Ogólnie postrzegając pełnosprawność można powiedzieć, że w prehistorycznych czasach człowiek narażony był na niepełnosprawność w takim samym stopniu jak obecnie. Walka o przeżycie toczona z naturą prowadziła do licznych wypadków generujących niepełnosprawność, co niewątpliwie w owych czasach bardzo zbliżało koniec trwania życia osoby niepełnosprawnej. Natomiast we współczesnym okresie historycznym narażenie na utratę części zdrowia jest nie mniejsze, przynajmniej w sensie liczby możliwych sytuacji, w których to może nastąpić, ale nie prowadzi to do skrócenia trwania życia w tak drastyczny sposób, jak w dawnych czasach.

Hedoniczny charakter natury ludzkiej prowadzi do takich działań człowieka w okresie trwania jego życia, które mogą ułatwić mu egzystencję, szczególnie w okresie późnej starości.

Niewątpliwym faktem pozostaje jednak to, że większości niekorzystnych splotów okoliczności, wpływających na utratę pełnosprawności, nie można przewidzieć, a także większości pojawiających się problemów nie można osobniczo rozwiązać. Do nich należy właściwie zorganizowania opieka, służba zdrowotna i jej efektywność. Zajmować się tym mogą oczywiście tylko i wyłącznie wyspecjalizowane organizacje, wśród których wiodące znaczenie mają organizacje rządowe.

Z punktu widzenia efektywności działania organizacji zajmujących się opieką nad niepełnosprawnymi najważniejszym kryterium jej oceny jest jakość tej opieki, z którą mają związek trzy paralelne cechy:

1) pełnosprawność,
2) wrażliwość,
3) sprawiedliwość obciążeń finansowych.

Druga cecha kryterium jakości opieki, jaką jest wrażliwość, ma ważne znaczenie, lecz jest w pewnych jej aspektach trudno mierzalna. W zakresie tej cechy mieści się szacunek, zrozumienie potrzeb materialnych, uczuciowych, niezależność, dostęp do usług medycznych, łatwość wyboru instytucji sprawującej opiekę nad osobą niepełnosprawną.

Niebagatelne znaczenie w kryterium oceniającym jakość opieki nad osobami niepełnosprawnymi ma trzecia cecha. Sprawiedliwość obciążeń finansowych ma niestety dla Polski, według raportu WHO (2002), bardzo niską ocenę (151. miejsce) dla systemu opieki zdrowotnej jako całości.

3. Demograficzny aspekt oceny pełnosprawności

Największe trudności w określeniu pełnosprawności osoby z formalnego punktu widzenia wynikają z zawiłości praktycznych procedur pomiarowych. Naturalnym podejściem do pomiaru pełnosprawności w ujęciu zagregowanym jest dokonanie pomiaru pełnosprawności pojedynczych osób, by po zagregowaniu tych pomiarów uzyskać syntetyczny miernik dotyczący całej zbiorowości. W tym celu należy wyselekcjonować kontekst pełnosprawnościowy, by można było wyspecyfikować te cechy, ze względu na które pojedynczy człowiek ocenia stan swej pełnosprawności. Główne z tych cech to m.in.: mobilność, świadomość, ból, emocje, zdolność widzenia, słyszenia itp.

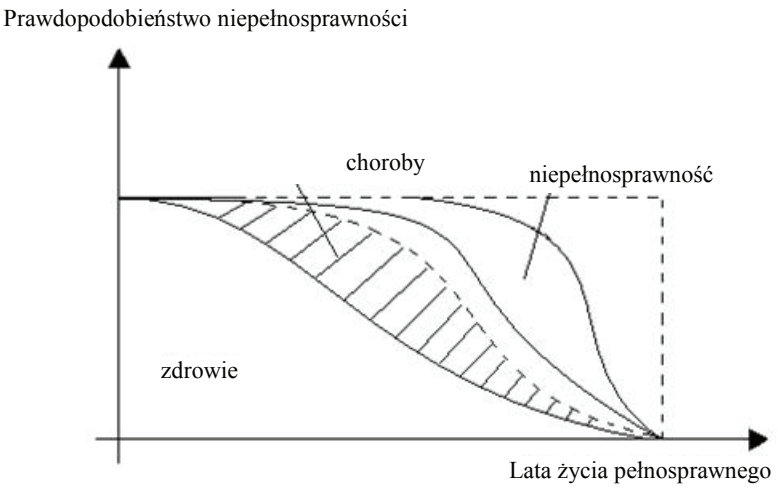
W analizach określających stan pełnosprawności według tych cech, traktowanych jako ukryte (latentne), mierzy się je według pięciostopniowej skali Likerta. Nie są one jednak przedmiotem naszych tu rozważań, tak jak i żadna inna skala pomiarowa.

W analitycznym podejściu do zagadnienia pełnosprawności rozpatrywanego względem populacji całego kraju lub województwa, zamiast funkcji pełnosprawności wygodnie jest rozpatrywać funkcje przeżycia w pełnosprawności.

4. Mierniki nieodwracalnej niepełnosprawności

W celu wyizolowana zjawiska niesprawności od zjawiska chorób, które nie powodują niepełnosprawności, można zastosować wiele sposobów. Nie ma jednak idealnego. Jeśli jest tak jak na poniższym wykresie (rys. 1), to wtedy prawdopodobieństwo przeżycia z niesprawnością jest większe niż z chorobą, a to większe niż w pełnym zdrowiu. Największe jest dalsze trwanie życia osoby

x-letniej z chorobą i niepełnosprawnej. Wydaje się to może zaskakujące, ale jest w pełni uzasadnione. Po prostu osoby umierające dotknięte są chorobą, a niekiedy niepełnosprawnością częściej niż osoby zdrowe do wieku *x* lat.



Rys. 1. Prawdopodobieństwo niepełnosprawności

Jest przy tym oczywiste, że dalsze trwanie życia osoby młodszej w zdrowiu jest krótsze niż dalsze trwanie życia z chorobami lub trwałym inwalidztwem, co też jest oczywiste, gdyż dożywając określonego wieku, w pewnym momencie osoba zdrowa może zostać dotknięta chorobą lub inwalidztwem.

Powyższe uwagi teoretyczne nie zmniejszają możliwości praktycznego spojrzenia na problem niesprawności z punktu widzenia wyznaczania mierników nieodwracalnej niesprawności.

Pomiar nieodwracalnej lub przedwczesnej niepełnosprawności opiera się na idei średniego wieku nieodwracalnej niepełnosprawności. Jeśli niepełnosprawność ta w różnym stopniu dotyczy osoby mającej mniej lat niż średnia, to wtedy stwierdzamy, że jest to przedwczesna niesprawność (podobnie jak zgon). Stwierdza się nie mniej i nie więcej niż to, że zostały utracone lata dalszego życia w pełnej sprawności.

Nie ma tu jednak jednoznaczności w określeniu, jaka różnica między tymi latami, średnią a osiągniętą w rzeczywistości, upoważnia do takiego stwierdzenia. Sposobów określenia liczby tych lat jest bardzo wiele. Wprowadzimy trzy główne mierniki, które kojarzone są z metodami określania liczby lat utraconej przedwcześnie sprawności.

4.1. Miara potencjalnej liczby lat utraconej przedwcześnie sprawności

Metoda wynikająca z pomiaru potencjalnej liczby lat utraconej przedwcześnie sprawności (ang. *Potential Years of Untimely Life Ability Lost*) polega na obliczaniu różnicy między średnią długością życia w pełnej sprawności a wiekiem stwierdzenia niepełnosprawności. Jeśli, dla przykładu, średnia ta wynosi 62,5 roku, a niesprawność nastąpiła w wieku 18 lat, to liczba utraconych przedwcześnie lat sprawności wynosi 44,5 roku.

Przyjęcie pewnej arbitralnej górnej granicy wieku znaczy, że zaistnienie niepełnosprawności powyżej tej ustalonej granicy nie jest traktowane jako lata utraconej przedwcześnie sprawności.

Miernik dotyczący całej populacji, oparty na pewnej wspólnej granicy wieku, określać będziemy symbolem $\mathbf{P_{L,x}}$ (ang. *Potential Years Untimely Cleverness of Life Lost*).

Definicja tego miernika jest następująca:

$$\mathbf{P_{L,x}} = \sum_{x=0}^{L} d_x \cdot (L - x) \tag{5}$$

gdzie:

L – ustalona arbitralnie granica wieku niepełnosprawności oczekiwanej (na przykład 62,5),
x – wiek, w którym wystąpiła niepełnosprawność,
d_x – liczba niepełnosprawnych „doszłych" w wieku x.

4.2. Metoda oczekiwanej okresowej liczby przedwcześnie utraconych lat pełnosprawności

W metodzie tej wykorzystuje się miernik, w którym w porównaniu z miernikiem (5) zamiast różnicy między ustaloną granicą wieku niepełnosprawności a wiekiem, w którym pojawiła się niepełnosprawność, występuje oczekiwane (przeciętne) dalsze trwanie życia osób niepełnosprawnych w wieku x.

Miernik ten (ang. *Expected Period of the Disabled Further Life*) będziemy oznaczać $\mathbf{O_{G,x}}$ i określimy następująco:

$$\mathbf{O_{G,x}} = \sum_{x=0}^{G} d_x \cdot e_x \tag{6}$$

gdzie:

G – górna granica wieku, jakiej dożywają osoby niepełnosprawne,
d_x – liczba nowo zarejestrowanych osób niepełnosprawnych w wieku x,
e_x – oczekiwane przeciętne trwanie życia osób niepełnosprawnych.

Zatem, jeśli nowo narodzona osoba rodzi się niepełnosprawna, a oczekiwany czas życia takiej osoby wynosi 80 lat, to $\mathbf{O_{G,x}} = 80$, ale tylko w tym wyizolowanym pojedynczym przypadku.

W praktyce stosuje się też niekiedy dyskusyjne podejście w podobnie analizowanych zagadnieniach, a mianowicie dyskontuje się te utracone 80 lat, na przykład nowo narodzonego, odpowiednią stopą dyskonta. Odpowiedni miernik, który to uwzględnia oznaczać będziemy przez **YUALL** (ang. *Years of Untimely Ability Life Lost*). Jeśli na przykład stopa ta wynosi 0,01 to

$$\mathbf{DU_{80,s}} = \frac{1-\exp(-0{,}01\cdot 80)}{0{,}01} = 55{,}067$$

Wynik ten interpretowany może być następująco. Jeśli osobie nowo narodzonej w stanie niepełnosprawnym „oferuje" się przyszłe życie w okresie 80 następnych lat według oszacowanych oczekiwanych lat życia, to w chwili obecnej, to znaczy w chwili narodzenia, ocenia się tę „ofertę" na 55 lat.

W ogólnym przypadku miernik ten określa się wzorem

$$\mathbf{DU_{G,x,s}} = \sum_{x=0}^{G} \mathrm{DU}_{\mathrm{x,s}} \tag{7}$$

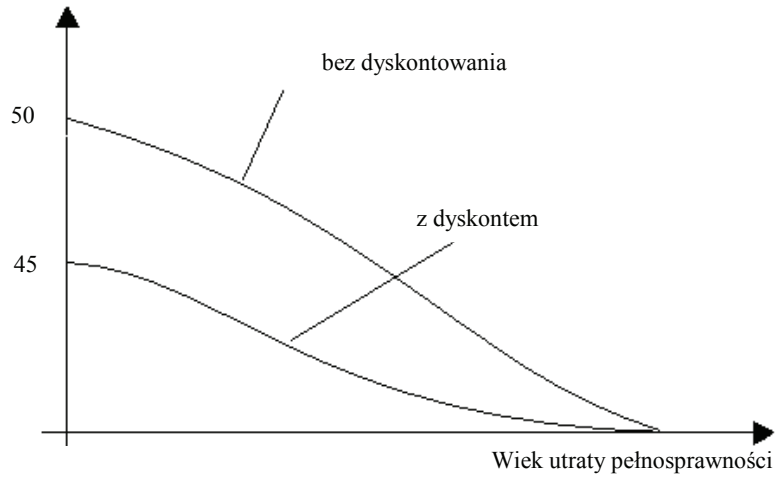
gdzie:

$$\mathbf{DU_{x,s}} = \frac{1-\exp(-0{,}01\cdot e_x)}{0{,}01}$$

Podana tu stopa dyskonta $s = 0{,}01$ nie odpowiada stopie 3% stosowanej w raportach WHO, ale jest dopuszczalna przez tę organizację.

Do praktycznego zastosowania wzorów (6) i (7) niezbędne jest skonstruowanie tablic przeciętnego dalszego trwania życia w stanie pełnosprawności. Konstrukcja tego typu tablic może być wykonana analogicznie jak tablic przeciętnego dalszego trwania życia. Dane z takiej tablicy przeciętnego dalszego trwania życia w stanie pełnosprawności będą użyte w dalszych obliczeniach (analizach).

Na zakończenie rozważań dotyczących omawianego tu miernika $\mathbf{DU_{G,x,s}}$ przedstawimy graficznie operację dyskontowania liczby utraconych lat życia w stanie pełnosprawności.



Rys. 2. Wpływ dyskontowania

4.3 Miernik pomiaru utraconych lat życia w stanie pełnosprawnym dla grupy osób w wieku produkcyjnym

Miernik utraconych lat życia w stanie pełnosprawnym dla grupy osób w wieku produkcyjnym, dla ogólnie rozpatrywanego podejścia do utraconych lat życia (ang. *Future Years* of *Untimely Ability Life Lost*), będziemy oznaczać $\mathbf{UP_{18,x,65}}$. W przypadku rozpatrywanego zagadnienia dotyczącego niepełnosprawności miernik ten określimy następująco:

$$\mathbf{UP_{18,x,65}} = \sum_{x=18}^{65} d_x(65-x) \tag{8}$$

Miernik ten zdefiniowany jest podobnie jak $\mathbf{P_{L,x}}$, z tym, że jako górną granicę wieku przyjmuje się wiek przejścia na emeryturę. Poza tym uwzględnione są w nim tylko te przejścia w stan niepełnosprawności, które nastąpiły po 18. roku życia.

Miernik $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ jest ważny ze względu na stosunki pracy i obciążenie takimi przejściami w stan niepełnosprawności dla ubezpieczeń społecznych.

Wielkość d_x oznacza tu odsetek osób, które „przeszły" do stanu niepełnosprawnego w wieku x. Wielkość $65 - x$ oznacza liczbę lat do osiągnięcia wieku emerytalnego.

5. Analiza struktury utraconych lat pracy według wieku z powodu zmiany zdolności do pracy – renty

W celu zaprezentowania praktycznego naszkicowanej wyżej metodyki przedstawimy wyniki empiryczne dotyczące miernika $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ oraz $\mathbf{UP_{18,x,85}}$. Dodatkowy miernik uwzględniony w analizach oznaczony jest przez $\mathbf{UP_{18,x,85}}$. Miernik ten uwzględnia grupę osób pracujących po osiągnięciu wieku emerytalnego 65 lat i jest istotny w ocenie pełnosprawności w tej grupie wiekowej. Różnice między wartościami tych wskaźników wskazują na natężenie niepełnosprawności w grupie wiekowej 65-85 lat.

Ze względu na przejrzystość wyprowadzonych mierników dla lat 2002--2005 i wielkości charakterystycznych dla analizowanego zagadnienia utraty pełnosprawności wyniki analizy numerycznej szczegółowo przedstawimy dla 2002 roku i łącznie dla lat 2003-2005 oraz 2006-2010. Wyznaczone zostaną następujące wielkości charakteryzujące niepełnosprawność:

- mierniki $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ i $\mathbf{UP_{18,x,85}}$, czyli oczekiwana przyszła utrata liczby lat zdolności produkcyjnej,
- przeciętny wiek utraty zdolności produkcyjnej według struktury wieku osób, którym przyznano renty.

Uzyskane wyniki przedstawimy też w formie graficznej.

6. Struktura utraconych lat pracy według wieku z powodu zmiany zdolności do pracy

W rozdziale tym poszczególne etapy obliczeń będą wykonywane sekwencyjnie. Najpierw podana zostanie struktura zbiorowości osób w wieku produkcyjnym, które utraciły pełnosprawność w wieku produkcyjnym według grup wiekowych na podstawie danych GUS. Wielkości $d_x/100$, określające odsetek osób przechodzących do stanu niepełnosprawności w danym wieku x, wyznaczą tę strukturę.

Tabela 1

Struktura osób, którym przyznano renty według wieku – 2002

Wiek	18-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-85
$\overset{\circ}{x}$	24	32,5	37,5	42,5	47,5	52,5	57,5	62,5	75
dx	0,048	0,041	0,08	0,182	0,279	0,242	0,09	0,025	0,013

Źródło: Dane GUS.

Z danych tych obliczono, że przeciętny wiek w latach osób, które utraciły zdolność do pracy, wyniósł 46,88 roku.

Tabela 2

Wskaźnik przyszłych utraconych lat pracy

	18-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-85
d(x)*(65-x)	1,968	1,3325	2,2	4,095	4,8825	3,025	0,675	0,0625	**18,2405**
D(x)*(85-x)									0,13

Wskaźnik $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ przyjął wartość 18,2405 roku, a wskaźnik $\mathbf{UP_{18,x,85}}$ = 18,3705 roku. Zatem są to przeciętne liczby utraconych lat zdolności produkcyjnej osób w wieku produkcyjnym i w zakresie rozszerzonym osób do 85. roku życia.

W kolejnych tabelach przedstawimy syntetycznie opracowane obliczenia dotyczące wskaźnika $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ i wskaźnika $\mathbf{UP_{18,x,85}}$ na podstawie informacji dotyczących odsetka osób, którym przyznano renty w latach 2003-2010 w poszczególnych grupach wiekowych.

Tabela 3

Wskaźniki $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ i $\mathbf{UP_{18,x,85}}$ – 2003 rok

2003	18-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-85
$\overset{\circ}{x}$	24	32,5	37,5	42,5	47,5	52,5	57,5	62,5	75
dx	0,06	0,047	0,081	0,173	0,265	0,247	0,09	0,027	0,01
D(x)*(65-x)	2,46	1,5275	2,2275	3,8925	4,6375	3,0875	0,675	0,0675	**18,575**
D(x)*(85-x)									0,1

W roku 2003 przeciętny wiek utraty zdolności produkcyjnej wyniósł 46,6 roku. Natomiast miernik $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ = 18,575 roku, a miernik $\mathbf{UP_{18,x,85}}$ = 18,675 roku.

Tabela 4

Wskaźniki $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ i $\mathbf{UP_{18,x,85}}$ – 2004 rok

2004	18-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-85
$\overset{\circ}{x}$	24	32,5	37,5	42,5	47,5	52,5	57,5	62,5	75
dx	0,064	0,046	0,077	0,159	0,258	0,261	0,098	0,029	0,008
D(x)*(65-x)	2,624	1,495	2,1175	3,5775	4,515	3,2625	0,735	0,0725	**18,399**
D(x)*(85-x)									0,08

W roku 2004 przeciętny wiek utraty zdolności produkcyjnej wyniósł 45,775 roku w grupie do 65 lat i 46,525 w grupie do 85 lat. Natomiast mierniki $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ = 18,399 roku i $\mathbf{UP_{18,x,85}}$ = 18,479.

Tabela 5

Wskaźniki $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ i $\mathbf{UP_{18,x,85}}$ – 2005 rok

2005	18-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-85
$\overset{\circ}{x}$	24	32,5	37,5	42,5	47,5	52,5	57,5	62,5	75
dx	0,062	0,048	0,073	0,148	0,262	0,267	0,106	0,03	0,004
D(x)*(65-x)	2,542	1,56	2,0075	3,33	4,585	3,3375	0,795	0,075	**18,232**
D(x)*(85-x)									0,04

W roku 2005 przeciętny wiek utraty zdolności produkcyjnej wyniósł 46,508 roku w grupie do 65 lat i 46,808 roku w grupie do 85 lat. Natomiast wartości mierników liczby utraconych lat zdolności produkcyjnej wyniosły $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ = 18,232 i $\mathbf{UP_{18,x,85}}$ = 18,272 roku.

Wskaźniki liczby utraconych lat produkcyjnych w obu rozważanych grupach osób i przeciętny wiek utraty pełnosprawności w tych grupach w latach 2006-2010 wraz z obliczeniami cząstkowymi zamieszczone zostały grupowo w tabeli 6.

Tabela 6

Wskaźniki liczby utraconych lat produkcyjnych i przeciętny wiek utraty pełnosprawności – lata 2006-2010

Środki grup wiekowych										
24	32,5	37,5	42,5	47,5	52,5	57,5	62,5	75	$\mathbf{UP_{18,x,65}}$	$\mathbf{UP_{18,x,85}}$
2006										
0,06	0,047	0,069	0,136	0,254	0,274	0,12	0,034	0,006	d(x)	
2,46	1,5275	1,8975	3,06	4,445	3,425	0,9	0,085	0,06	**17,8**	***17,86***
1,44	1,5275	2,5875	5,78	12,065	14,385	6,9	2,125	0,45	**46,81**	***47,26***
2007										
0,056	0,047	0,063	0,123	0,253	0,287	0,135	0,033	0,003	d(x)	
2,296	1,5275	1,7325	2,7675	4,4275	3,5875	1,0125	0,0825	0,03	**17,4335**	***17,4635***
1,344	1,5275	2,3625	5,2275	12,0175	15,0675	7,7625	2,0625	0,225	**47,3715**	***47,5965***
2008										
0,054	0,047	0,063	0,11	0,243	0,304	0,149	0,029	0,001	d(x)	
2,214	1,5275	1,7325	2,475	4,2525	3,8	1,1175	0,0725	0,01	**17,1915**	***17,2015***
1,296	1,5275	2,3625	4,675	11,5425	15,96	8,5675	1,8125	0,075	**47,7435**	***47,8185***
2009										
0,048	0,048	0,063	0,104	0,213	0,311	0,179	0,033	0,001	d(x)	
1,968	1,56	1,7325	2,34	3,7275	3,8875	1,3425	0,0825	0,01	**16,6405**	***16,6505***
1,152	1,56	2,3625	4,42	10,1175	16,3275	10,2925	2,0625	0,075	**48,2945**	***48,3695***
2010										
0,045	0,043	0,059	0,095	0,194	0,315	0,209	0,04	0	d(x)	
1,845	1,3975	1,6225	2,1375	3,395	3,9375	1,5675	0,1	0	**16,0025**	***16,0025***
1,08	1,3975	2,2125	4,0375	9,215	16,5375	12,0175	2,5	0	**48,9975**	***48,9975***

Uzyskane wyniki wskazują, że przeciętna liczba utraconych lat zdolności do wykonywania zawodu z powodu utraty pełnosprawności wahała się w analizowanym okresie 2002-2005 na stałym poziomie wokół liczby 18 lat, natomiast przeciętny wiek utraty zdolności produkcyjnej w grupie osób czynnych zawodowo wynosił w badanym okresie nieco więcej niż 46 lat. W latach 2006--2010 zauważyć można, że przeciętna liczba utraconych lat zdolności do wykonywania zawodu z powodu utraty pełnosprawności spadła poniżej 18 lat i osiągnęła w 2008 roku wartości $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ = 17,1915 i $\mathbf{UP_{18,x,85}}$ = 17,2015 roku. Natomiast przeciętny wiek utraty zdolności produkcyjnej w grupie osób czynnych zawodowo osiągnął w roku 2008 wartość 47,7435 roku, a więc wyraźnie wzrósł.

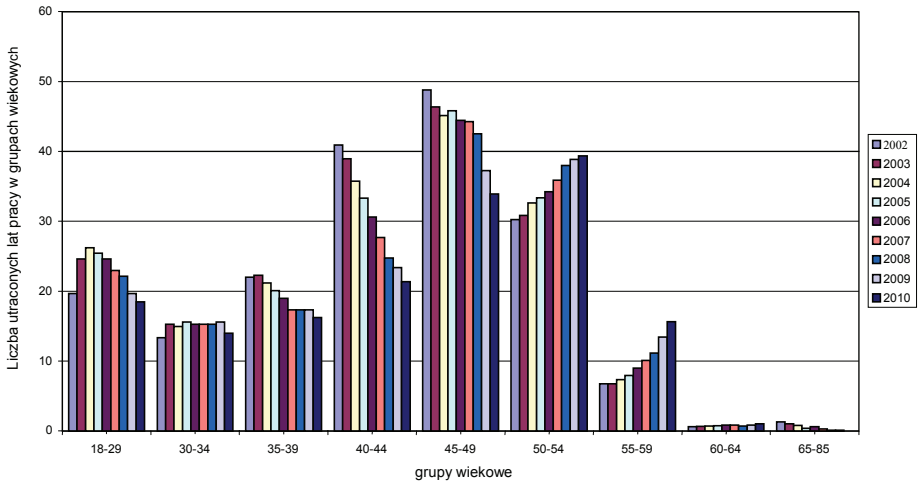
Istotne spadki wartości mierników $\mathbf{UP_{18,x,65}}$ i $\mathbf{UP_{18,x,85}}$ zaobserwowano natomiast w latach 2009 i 2010. W 2010 roku przeciętna liczba utraconych lat zdolności do wykonywania zawodu z powodu utraty pełnosprawności spadła do

poziomu 16 lat, a przeciętny wiek utraty zdolności produkcyjnej w grupie osób czynnych zawodowo wzrósł do prawie 49 lat.

W przełożeniu na liczbę osób i wartość przeciętną świadczenia rentowego umożliwia to oszacowanie wydatków z prognostycznie dużą precyzją dla dłuższego okresu.

Przeprowadzone badania można łatwo prowadzić w innych przekrojach i grupach, na przykład w podziale na miasto i wieś, płeć, regiony kraju. Umożliwia to prowadzenie analiz porównawczych w skali kraju i innych krajów UE.

Poniżej przedstawimy graficznie strukturę wiekową wskaźnika przyszłych utraconych lat pracy w poszczególnych grupach wiekowych, który stanowi ważny element przeprowadzonej analizy.



Rys. 3. Wykres składowych wartości wskaźnika przyszłych utraconych lat pracy dla lat 2002--2010 dla grup wiekowych

Podsumowanie

Przeprowadzona tu analiza antycypacji zjawiska pełnosprawności w aspekcie demograficznym wykazała pewne nietypowe i raczej niepokojące objawy, które mogą nasuwać wyraźne wnioski względem prowadzonej polityki społecznej państwa. Utrata pełnej sprawności, tu analizowanej niezupełnie w sensie patologicznym i nieodwracalnym, wpływa na wiele dziedzin życia społecznego w sposób grożący utratą kontroli nad zapewnieniem pełnej wypłacalności świadczeń na poziomie gwarantującym przyjęte warunki umowy

społecznej. Wykres powyższy doskonale ilustruje, jak niewłaściwa jest struktura przyszłych utraconych lat pracy. Grupy wiekowe 45-49 obarczone są najwyższą wartością tego wskaźnika, a przecież stanowią one potencjalnie najbardziej doświadczoną i wydajną grupę pracowników. Daje się też zauważyć relatywnie wysoką wartość wskaźnika utraconych przyszłych lat pracy w grupie najmłodszej wiekowo, bo od 18 do 29 lat. Ogólnie określając tę strukturę, należy stwierdzić, że zbiorowość pracownicza jest bardzo zróżnicowana i niejednorodna. Jest to warte spostrzeżenia z punktu widzenia statystycznego, a dla polityków społecznych stanowi wyzwanie do formułowania odpowiednich merytorycznych z epistemologicznego punktu widzenia sądów i szukania właściwych rozstrzygnięć i sugestii w kwestii polityki społecznej państwa.

ANTICIPATIONS METERS OF DISABILITY IN THE MEANING OF EVALUATION OF LIFE IN THE YEARS ABLE-BODIED

Summary

The analysis of the phenomenon of anticipation in terms of demographic disability made in the article showed some unusual and rather disturbing symptoms that can lead one to clear conclusions relative to the state social policy. Loss of full efficiency, analyzed here in the sense of not quite pathological and irreversible impact on many areas of social life in a threatening loss of control over ensuring the solvency of full benefits at a level accepted the conditions of the social contract. Meters were used rather unusual nature of the reviewers to the realities of the age limits for the assessment years of life studies can full of fit.

Monika Dyduch

PRÓBA ZASTOSOWANIA MODELI NEURONOWYCH DO PROGNOZOWANIA LICZBY URODZEŃ ŻYWYCH

Wprowadzenie

W obecnych czasach praca zawodowa kobiet stanowi nieodłączny element życia społecznego. Praca jest szczególnie wysoko cenioną wartością w przypadku tych kobiet, które w swojej aktywizacji zawodowej odnajdują nie tylko wymierne korzyści ekonomiczne, ale również traktują ją jako formę samorealizacji życiowej. Dla kobiet ukierunkowanych na własny rozwój oraz podnoszenie swych kwalifikacji niezwykle istotne jest harmonijne godzenie życia rodzinnego z zawodowym. Od jakiegoś czasu zauważa się, że kobiety rzadziej korzystają ze zwolnień opiekuńczych i zasiłków wychowawczych. Zatem ich okresowa dezaktywizacja zawodowa powodowana macierzyństwem występuje rzadziej i została skrócona. Trzeba również zauważyć obiektywną trudność w powierzaniu opieki nad dziećmi wyspecjalizowanym instytucjom. Ograniczone dotacje budżetowe dla żłobków i przedszkoli spowodowały likwidację wielu placówek, a co za tym idzie brak możliwości pogodzenia opieki nad dzieckiem z pracą zawodową.

Świadomość zamężnych kobiet, że urodzenie dziecka niejednokrotnie wiąże się z częściową bądź całkowitą rezygnacją z kariery zawodowej, wpływa na liczbę rodzonych dzieci. Natomiast w przypadku kobiet decydujących się na rodzenie dziecka bądź kilkorga dzieci oraz rezygnację z pracy zawodowej zachodzi konieczność podjęcia przez męża dodatkowej pracy bądź emigracji za pracą lepiej płatną.

1. Opis badania

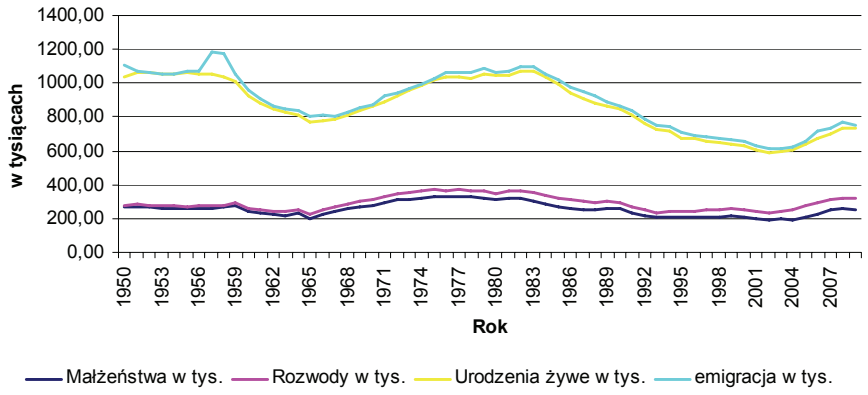
Badanie polega na zastosowaniu sztucznych sieci neuronowych do szacowania liczby urodzin żywych dzieci z uwzględnieniem: liczby zawartych małżeństw, liczby rozwodów, przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia oraz emigracji.

Badanie oparto na sztucznych sieciach neuronowych, z uwagi na fakt, że mają kilka interesujących dla badaczy cech, m.in.[1]:

- zdolność uogólnienia,
- inteligentne zachowanie, które można określić jako:
  - autoasocjacja – struktury przestawiane są wielokrotnie, a system ma je zapamiętać i przypomnieć sobie, gdy przedstawi się im podobne, to jest skojarzyć;
  - asocjacja struktur – struktury przestawiane są wielokrotnie, parami (x,y), pojawienie x ma wywołać y;
  - pamięć adresowalna kontekstowo – wydobywanie informacji nie przez znajomość miejsc, ale atrybutów informacji;
  - klasyfikacja (diagnoza, rozpoznanie) – przypisanie do jednej z ustalonych kategorii;
  - detektor regularności – struktury pojawiają się z pewnym prawdopodobieństwem i należy wykryć statystyczne regularności, tworząc nowe kategorie;
  - optymalne spełnianie ograniczeń – wiele hipotez, które na razie nie mogą być prawdziwe, szukanie kompromisu;
- równoległe przetwarzanie informacji (w przypadku implementacji sprzętowych),
- łatwość użycia,
- rozproszony charakter przetwarzania informacji i wynikająca z niego:
  - odporność na uszkodzenie/eliminacje znacznej nawet części neuronów;
  - odporność na uszkodzone i zaszumione wzorce.

Liczba rodzonych dzieci zależy od wielu czynników, jednakże w badaniu, jak już wcześniej wspomniano, uwzględniono tylko takie czynniki jak: liczbę zawartych małżeństw, liczbę rozwodów, przeciętne miesięczne wynagrodzenie, emigrację oraz liczbę urodzonych dzieci. Dane dotyczą lat 1950--2010 (rys. 1).

[1] J. Stefanowski, K. Krawiec: *Sieci neuronowe. Wykład.* Instytut Informatyki Politechniki Poznańskiej, Poznań 1995.



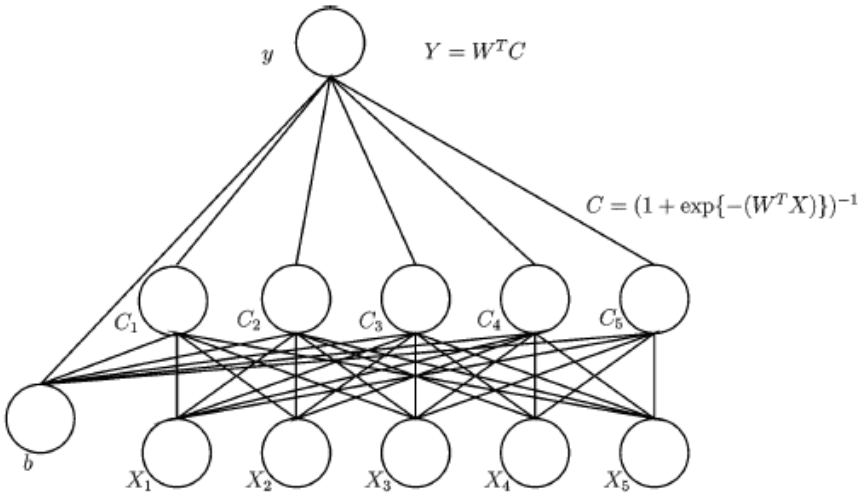
Rys. 1. Prezentacja danych

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z GUS.

Celem uruchomienia sztucznej sieci neuronowej określamy:

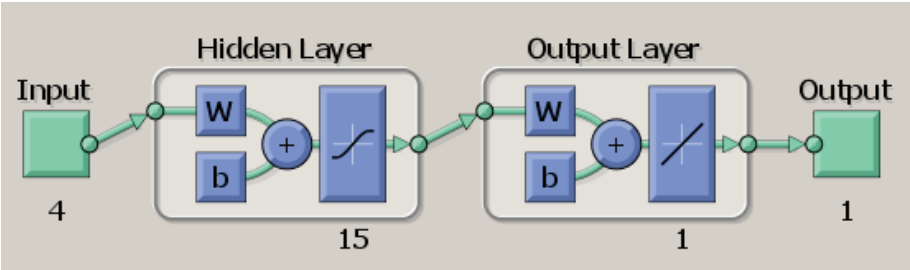
1. Wejście sieci: wejściem sieci neuronowej jest macierz wymiaru $\mathbf{4 \times 60}$, czyli macierz zawierająca dane prezentujące odpowiednio szeregi: liczba zawartych małżeństw, liczba rozwodów, przeciętne miesięczne wynagrodzenie, emigracja, liczba urodzeń przesunięta o 1.
2. Uczenie sieci – sieć uczy się algorytmem wstecznej propagacji błędów[2], który określa strategię doboru wag w sieci wielowarstwowej przy wykorzystaniu gradientowych metod optymalizacji. Podczas procesu uczenia sieci dokonuje się prezentacji pewnej ilości zestawów uczących (to znaczy wektorów wejściowych oraz odpowiadających im wektorów sygnałów wzorcowych (wyjściowych)). Uczenie polega na takim doborze wag neuronów, by w efekcie końcowym błąd popełniany przez sieć był mniejszy od zadanego. Najpierw obliczane są błędy w warstwie ostatniej (na podstawie sygnałów wyjściowych i wzorcowych). Błąd dla neuronów w dowolnej warstwie wcześniejszej obliczany jest jako pewna funkcja błędów neuronów warstwy poprzedzającej. Sygnał błędu rozprzestrzenia się od warstwy ostatniej aż do warstwy wejściowej, a więc wstecz.
3. Rodzaj sieci: do analizowanego problemu badawczego wykorzystujemy sieć neuronową typu MLP. Charakterystyczną cechą sieci MLP jest fakt, iż połączenia występują tylko między neuronami znajdującymi się w sąsiednich warstwach. Na rys. 2 został przedstawiony schemat prostej sieci MLP.

[2] Metoda wstecznej propagacji błędu została wyprowadzona przez J. Werbosa i ponownie odkryta przez E. Rumelharta i J.L. McClellanda. Nazwa „wsteczna propagacja" pochodzi od sposobu obliczania błędów w poszczególnych warstwach sieci.



Rys. 2. Schemat sieci neuronowej typu MLP

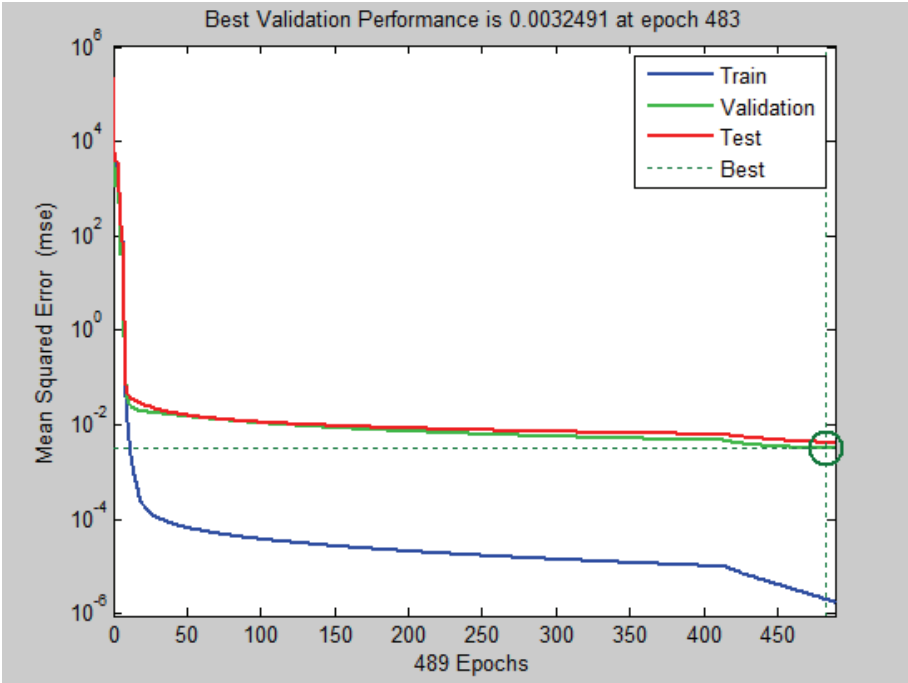
4. Zbiór uczący, testowy i walidacyjny sieci neuronowej stanowią odpowiednio: 80% : 15% : 15% danych.
5. Wyjście – przewidywana liczba urodzeń żywych dzieci na kolejny rok.
6. Struktura sieci – strukturę sieci użytej w algorytmie przedstawia rys. 3.



Rys. 3. Struktura sieci neuronowej użytej w algorytmie

2. Wyniki przeprowadzonego badania

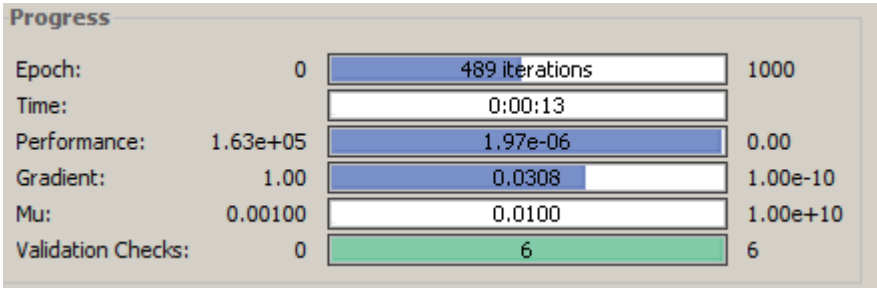
W wyniku uruchomienia sieci neuronowej z parametrami oraz z wejściem i wyjściem opisanym powyżej otrzymujemy szukaną wartość prognozy, która wynosi 419 000 z błędem $\mathbf{10^{-2}}$. Otrzymana wartość jest obarczona błędem, jednakże stosunkowo małym, co obrazuje graficznie rys. 4.



Rys. 4. Błąd sieci neuronowej z wyszczególnieniem na poszczególne zbiory

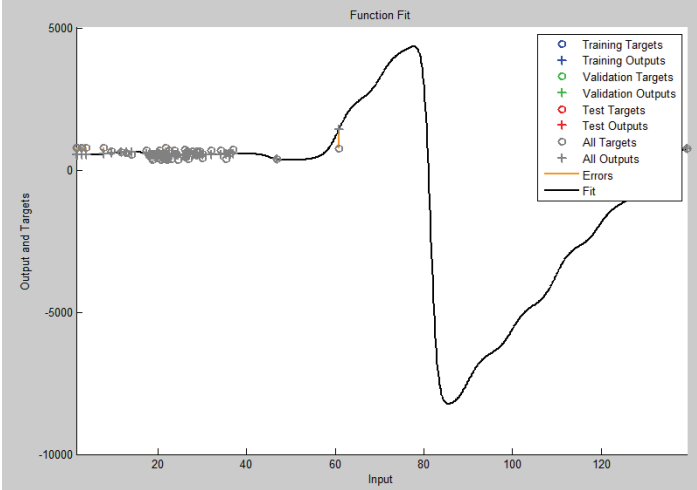
Minimalny błąd osiągnięty przez zbiór uczący sieci neuronowej wynosi $\mathbf{10^{-5}}$, natomiast maksymalny $\mathbf{10^{-1}}$. Również zbiór testowy osiągnął dość niski błąd, jest to błąd na poziomie $\mathbf{10^{-2}}$.

Sieć neuronowa została nauczona po wykonaniu 489 iteracji (rys. 5).



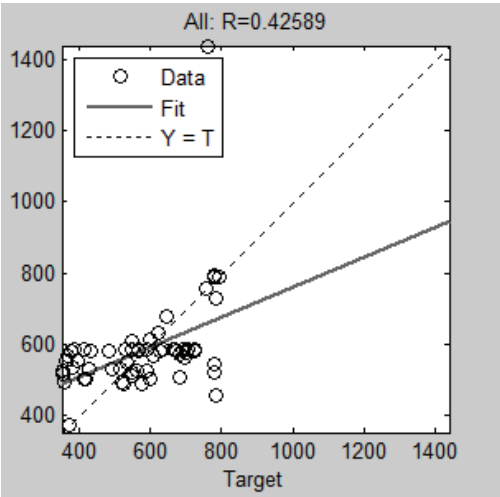
Rys. 5. Parametry wyuczonej sieci

Różnice pomiędzy wejściem sieci a wyjściem są niewielkie i prezentuje je rys. 6.

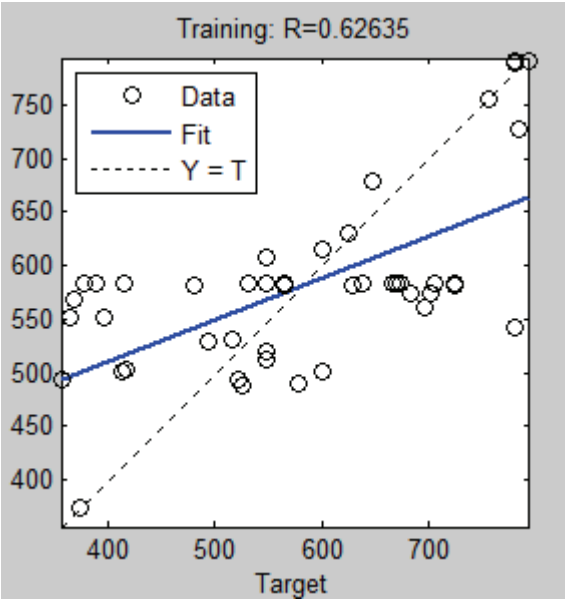


Rys. 6. Błąd pomiędzy zbiorem wejściowym sieci a wyjściem sieci

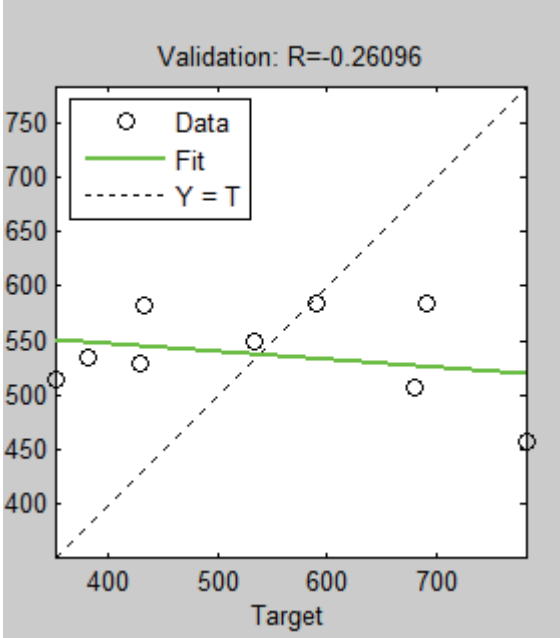
Błędy dla poszczególnych zbiorów prezentują rys. 7, 8, 9.



Rys. 7. Dopasowanie wszystkich zbiorów w procesie uczenia



Rys. 8. Dopasowanie zbioru uczącego w procesie uczenia sieci



Rys. 9. Dopasowanie zbioru walidacyjnego w procesie uczenia

Otrzymana wartość jest obarczona błędem, jednakże niewielkim, co widać m.in. na rys. 6, pokazującym różnicę pomiędzy danymi rzeczywistymi a danymi uzyskanymi na podstawie modelu neuronowego. Zatem można na podstawie otrzymanych błędów wnioskować, że sieci neuronowe są skutecznym narzędziem w prognozowaniu zagadnień demograficznych.

Podsumowanie

Zastosowane do predykcji urodzeń sieci neuronowe okazały się skutecznym narzędziem, jednakże nie jest to narzędzie pozbawione wad, wśród których można wypunktować na przykład powolność większości algorytmów uczących, trudności z interpretacją wiedzy nabytej przez sieć (brak lub słabe własności eksplikatywne) w związku z jej (to jest wiedzy) rozproszeniem w sieci (tzw. *distributed knowledge representation*) czy na przykład trudności z reprezentacją niektórych typów danych, jak choćby cech/atrybutów nominalnych o wartościach niepodlegających uporządkowaniu; konieczność stosowania kodowania „*1 of n*".

ATTEMPT TO USE NEURAL MODELS TO FORECAST THE NUMBER OF LIVE BIRTHS

Summary

The paper attempts to forecast the number of births of children based on the neural model. The number of children coming into the world depends on many factors, but the study takes into account such factors as: the number of marriages, the number of divorces, the average monthly salary, emigration and the number of births. The study is based on data from the years 1950-2010.

Joanna Szczepaniak

DEINSTYTUCJONALIZACJA RODZINY W POLSCE NA TLE EUROPY

Wprowadzenie

Początek istotnych przemian w życiu małżeńsko-rodzinnym w Europie datuje się na lata 60. XX wieku, zaś dla naszego kraju szczególny w tym względzie okazał się proces transformacji systemowej. Zapoczątkowane w tym czasie przeobrażenia społeczno-ekonomiczne, polityczne i kulturowe istotnie zmieniają zarówno miejsce i rolę rodziny w społeczeństwie, jak też samą rodzinę.

Wskaźnikami przemian w życiu rodzinnym krajów rozwiniętych i rozwijających się są:

1) zmniejszanie się udziału ludności pozostającej w związkach małżeńskich wśród ogółu ludności,
2) odkładanie decyzji matrymonialnych przez kobiety i mężczyzn,
3) wzrost częstości rozpadu małżeństw (poprzez rozwody bądź separacje),
4) opóźnianie decyzji o urodzeniu pierwszego dziecka,
5) spadek dzietności do poziomu poniżej zastępowalności pokoleń,
6) przesunięcie maksymalnej płodności z młodszych na nieco starsze grupy wieku,
7) rosnąca liczba urodzeń pozamałżeńskich.

W literaturze przedmiotu wymienione wskaźniki uznawane są za przejawy procesu deinstytucjonalizacji (detradycjonalizacji) rodziny, czyli zmniejszania się trwałości i wartości rodziny tradycyjnej, składającej się z małżonków i dzieci, ukonstytuowanej jako podstawowa komórka społeczna[1]. Głównymi czynnikami tego procesu są te z wymienionych powyżej zjawisk, które odnoszą się do tworzenia i funkcjonowania rodzin. Mają bardzo duży wpływ na poziom dzietności, ponieważ to wciąż małżeństwa pozostają tą formą rodziny, która sprzyja posiadaniu dzieci.

[1] Zob. m.in.: *Socjologia. Przewodnik encyklopedyczny*. PWN, Warszawa 2008, s. 168.

Celem autorki niniejszego opracowania jest przedstawienie wybranych tendencji demograficznych wskazujących – w pewnej mierze – na zaawansowanie procesu deinstytucjonalizacji rodziny polskiej na tle rodzin europejskich. Analiza ta powinna przede wszystkim skłonić do refleksji nad uwarunkowaniami przemian rodziny i priorytetowymi zadaniami polityki społecznej wobec rodziny w naszym kraju.

Kierunki zmian rodziny można interpretować, odnosząc się do tendencji demograficznych, przy czym szersza analiza tego procesu wymaga odniesienia się do przemian ekonomicznego modelu rodziny oraz czynników strukturalnych (związanych m.in. z udziałem państwa w procesie tworzenia i funkcjonowania rodzin oraz dzietności)[2]. Uwzględnienie wszystkich tych uwarunkowań w niniejszym opracowaniu rzecz jasna nie jest możliwe ze względu na jego ograniczenie objętościowe, zatem odnosi się ono tylko do niektórych z nich.

Główne wskaźniki i uwarunkowania deinstytucjonalizacji rodziny w Polsce i innych krajach europejskich

Szczególną uwagę w kontekście deinstytucjonalizacji rodziny zwracają powszechne w Europie niskie poziomy dzietności. Przy czym należy podkreślić, iż w większości krajów, zwłaszcza w tych, które relatywnie wcześniej przechodziły przez fazę przemian wzorców małżeńskości oraz dzietności, nastąpiła już powolna odbudowa dzietności.

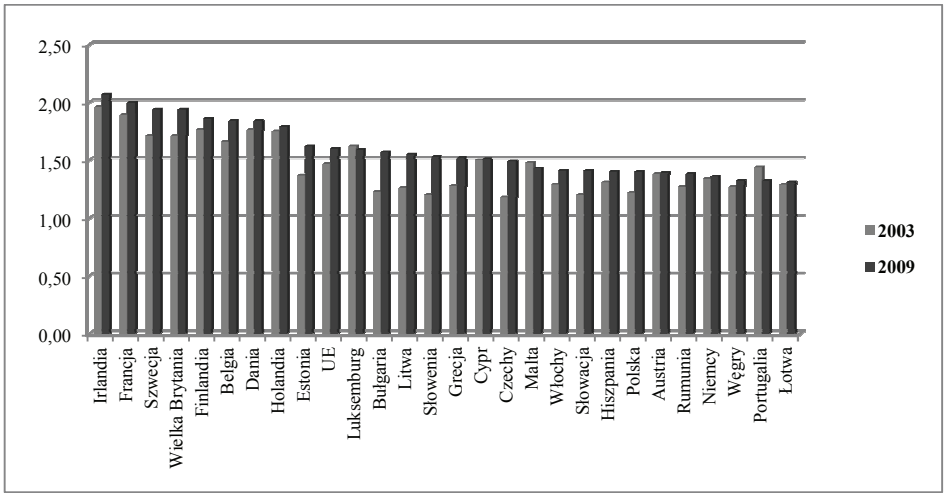
Jak podaje Eurostat w publikowanym co dwa lata raporcie o kondycji demograficznej Wspólnoty[3], od 2003 roku – po gwałtownym spadku w latach 80. XX wieku i na początku XXI wieku – płodność w UE-27 zaczęła rosnąć: z 1,47 dziecka na kobietę w 2003 roku do 1,6 w 2009 roku (to wciąż jednak daleko do minimum zapewniającego prostą wymienialność pokoleń (2,1); (rys. 1).

Wzrost liczby urodzeń dotyczy niemal całej Unii Europejskiej (wyjątkiem są tylko Portugalia, Luksemburg i Malta). Największy wzrost w analizowanym okresie zaobserwowano w Bułgarii (z 1,23 dziecka na kobietę w 2003 roku do 1,57 w 2009), Słowenii (od 1,20 do 1,53), Czechach (od 1,18 do 1,49) i na Litwie (z 1,26 do 1,55). W 2009 roku państwa członkowskie o największej płodności to Irlandia (2,07), Francja (2,00), Szwecja (1,94), Wielka Brytania (1,94). Najniższy wskaźnik zanotowano na Łotwie (1,31), na Węgrzech i w Portugalii (1,32) oraz w Niemczech (1,36).

---

[2] Por. raport *Polska 2030. Wyzwania rozwojowe.* Kancelaria Prezesa Rady Ministrów, Warszawa 2009, s. 55, http://www.polska2030.pl, za: *Strukturalne i kulturowe uwarunkowania aktywności zawodowej kobiet w Polsce.* Red. I.E. Kotowska. Scholar, Warszawa 2008.

[3] *Demography Report 2010 Latest figures on the demographic challenges in the EU*, http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_PUBLIC/3-01042011-BP/EN/3-01042011-BP-EN.PDF, dostęp: 1.04.2011.



Rys. 1. Wskaźniki dzietności w Unii Europejskiej w latach 2003 i 2009

Źródło: Baza danych Eurostatu, http://epp.eurostat.ec.europa.eu; Bank Światowy, Baza Statystyki Międzynarodowej, http://data.worldbank.org

Polska również należy do krajów o stosunkowo niskim poziomie dzietności w Europie. W ostatnich latach – podobnie jak w innych krajach – obserwowano wzrost omawianego wskaźnika (z 1,22 do 1,398 w latach 2003-2009[4]), przy czym w 2010 roku był on już nieznacznie niższy (1,382)[5]. Podobnie od 2006 roku – po czwartym z kolei roku ujemnego przyrostu naturalnego – odnotowywano dodatni przyrost naturalny, który w końcu 2008 roku wyniósł 35,1 tys. osób i był najwyższy od 1997 roku. 2009 rok przyniósł nieznaczny spadek absolutnej liczby przyrostu naturalnego do poziomu 32,7 tys. Rosnąca tendencja w poziomie urodzeń najprawdopodobniej spowodowana była faktem, iż do wieku zdolności rozrodczej doszły wyżowe generacje z lat 1982-1984[6], a zatem w kolejnych latach może być odnotowywany dalszy spadek liczby przyrostu naturalnego.

Z drugiej strony, jak wynika z ostatnio opublikowanego raportu o sytuacji demograficznej w naszym kraju[7], Polska należy do nielicznych krajów członkowskich UE, w których w ostatnich latach (2005-2008) istotnie wzrosła

[4] *Roczniki Demograficzne.* GUS, Warszawa, wydania odpowiednich lat; *Mały Rocznik Statystyczny.* GUS, Warszawa 2011, s. 126.

[5] *Mały Rocznik Statystyczny*…, op. cit., s. 126.

[6] *Sytuacja demograficzna Polski 2008-2009*. Raport Rządowej Rady Ludnościowej, http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/bip/BIP_raport_RRL_2008-2009.pdf, dostęp: 20.09.2011, s. 6-7; *Sytuacja demograficzna Polski* 2009-2010, Raport Rządowej Rady Ludnościowej, http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/bip/BIP_raport_2009-2010.pdf, dostęp: 20.09.2011, s. 234.

[7] *Sytuacja demograficzna Polski 2009-2010*…, op. cit., s. 232.

intensywność zawierania związków małżeńskich (z 5,4 do 6,8 na 1000 ludności), choć niepokoić może fakt, iż w 2009 roku odnotowano spadek współczynnika małżeństw do 6,6[8]. Jak zauważają autorzy przywołanego raportu, nie można wykluczyć, że wspomniany wzrost intensywności małżeństw był po części konsekwencją wcześniejszego odraczania decyzji o małżeństwie. Niemniej intensywność zawierania małżeństw w naszym kraju pozostała na wysokim poziomie i obecnie jest tylko o 0,1 niższa od tej, jaką obserwowano na początku lat 90., to jest u progu wielkich przemian w procesach demograficznych. Jednocześnie Polska ma najwyższy w Europie udział małżeństw zawieranych po raz pierwszy przez kobiety (około 90%), natomiast udział małżeństw pierwszych dla obojga partnerów wynosi ok. 85%[9]. Nie bez znaczenia pozostaje fakt, że około 70% prawnie zawartych związków w Polsce to małżeństwa wyznaniowe. Liczba zawieranych związków małżeńskich oraz ich intensywność i charakter determinują dzietność kobiet w Polsce, ponieważ – pomimo rosnącej liczby urodzeń pozamałżeńskich – zdecydowanie wyższy odsetek dzieci rodzi się wciąż w formalnoprawnych związkach małżeńskich[10] (około 80%)[11].

Ponadto na tle innych krajów europejskich stosunkowo rzadkim zjawiskiem w Polsce są rozwody orzekane przez polskie sądy (w 2009 roku 1,7 rozwodów na 1000 ludności, wobec współczynnika 2,1 w UE-27), chociaż ich intensywność ustabilizowała się (od 2008 roku) na znacznie wyższym poziomie niż w 2000 roku oraz wcześniejszych latach (1,1). Najniższe współczynniki rozwodów w Europie mają: Irlandia (0,8), Włochy (0,9), Słowenia (1,1) oraz Grecja (1,2), natomiast najwyższe obserwujemy w takich krajach jak: Belgia (3,0), Litwa (2,8) oraz Republika Czeska (2,8). Zmiany intensywności rozwodów w krajach Wspólnoty są zdecydowanie wolniejsze niż zmiany intensywności zawierania związków małżeńskich[12].

Nie jest odkrywczym stwierdzenie, iż na kierunki przemian rodzin w danym kraju, zwłaszcza na poziom dzietności, istotny wpływ ma sytuacja gospodarcza. W tym miejscu pokreślić wypada, iż współcześnie coraz więcej dzieci rodzą kobiety w krajach najbogatszych (według PKB/*per capita* PPP) oraz o stosunkowo najwyższych publicznych wydatkach socjalnych w PKB[13] (w granicach około 25-30%), a więc we Francji, Szwecji, Finlandii, Danii, Wielkiej Brytanii, Belgii. Należy oczywiście zdawać sobie sprawę, iż nie

[8] Na podstawie: *Roczniki Demograficzne*…, op. cit.

[9] Ibid.; *Marriage and divorce statistics*, Baza danych Eurostatu, http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Marriage_and_divorce_statistics, dostęp: 11.04.2011.

[10] Dla porównania: najwyższe wskaźniki urodzeń pozamałżeńskich odnotowywane są m.in. w Danii – 46% i w Estonii 59%. Od 1990 r. liczba urodzeń pozamałżeńskich w Unii podwoiła się, w Polsce – potroiła. Baza danych Eurostatu…, op. cit.

[11] *Sytuacja demograficzna Polski 2009-2010*…, op. cit., s. 232.

[12] Por. Ibid.; *Marriage and divorce statistics*…, op. cit.

[13] Zob. *GDP per capita in PPS*, Baza danych Eurostatu, http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&plugin=1&language=en&pcode=tsieb010, dostęp: 12.08.2011 oraz dane o wydatkach socjalnych państw OECD: *Social Expenditure Database* (SOCX), www.oecd.org, dostęp: 12.08.2011.

zawsze korzystna sytuacja gospodarcza danego kraju bądź wysokie wydatki socjalne państwa warunkują wysokie wskaźniki dzietności. Przykładami są tu bogate Niemcy, Austria i Włochy, gdzie wspomniane wydatki należą również do najwyższych w Unii, a wskaźniki dzietności do najniższych, oraz Irlandia, w której owe wydatki są niższe niż w większości państw Unii (ok. 16%), zaś wskaźnik dzietności zdecydowanie najwyższy (przy czym kraj ten należy do najbogatszych w Europie, cechuje się rozwiniętym systemem wsparcia rodzin przez pracodawców itd.)[14].

Polska jest jednym z biedniejszych krajów Unii Europejskiej (przed Litwą, Łotwą, Rumunią i Bułgarią) oraz krajem o stosunkowo niskim udziale wydatków socjalnych w PKB (ok. 20%). Jednocześnie nasz kraj wciąż znajduje się wśród państw, gdzie kobiety posiadają najmniej dzieci.

Jak tłumaczą autorzy cytowanego raportu Eurostatu, w krajach, gdzie system pomocy państwa dla matek jest najbardziej rozbudowany, dzieci jest najwięcej. Mankamenty w tym względzie w znacznym stopniu tłumaczą niekorzystne wyniki demograficzne w Niemczech (1,36 dziecka na kobietę). Co interesujące, najwięcej dzieci rodzi się w tych państwach, w których średni wiek pierwszego urodzenia dziecka jest najbardziej zaawansowany (powyżej 30 lat) i najwięcej potomstwa pojawia się poza małżeństwami. Najmniej dzieci rodzi się w najuboższych bądź przeżywających poważny kryzys krajach Wspólnoty: m.in. Rumunii, Litwie, Węgrzech, Portugalii [15].

W tym kontekście do szczególnej refleksji skłania dominujące dotychczas przekonanie, że w miarę bogacenia się ludzie coraz rzadziej decydują się na dzieci. Okazuje się jednak, że w społeczeństwach, które przekroczyły pewien poziom zamożności, posiadanie potomstwa staje się oznaką statusu społecznego[16].

Podsumowanie

Ze względu na zróżnicowanie rozwoju społeczno-ekonomicznego poszczególnych krajów, jak również przemian kulturowych, przeobrażenia rodziny w Europie nie są jednolite i dokonują się w różnym tempie.

---

[14] W tym kontekście uwagę może zwrócić również sytuacja w Islandii – kraju o niezmiennie najwyższym poziomie dzietności (2,23 w 2009 roku) oraz jednym z najwyższych PKB/*per capita* w Europie, a jednocześnie z niewielkim udziałem publicznych wydatków socjalnych w PKB (ok. 14,5%).

[15] Por. J. Bielecki: *Rosnący wskaźnik dzietności sposobem na gnębiący Europę problem niewydolności systemów emerytalnych?* „Gazeta Prawna", z 06.04.2011, http://praca.gazetaprawna.pl/artykuly/502568, dostęp: 10.07.2011; *Demography Report 2010…*, op. cit.

[16] Niewątpliwie warto byłoby w tym miejscu raz jeszcze zweryfikować ekonomiczne teorie zachowań oraz rodziny G.S. Beckera, który przyczyn odsuwania decyzji o posiadaniu dzieci oraz ich liczbie upatruje w dążeniu do ich możliwie najwyższej „jakości". Szerzej: G.S. Becker: *A treatise on the family*. Harvard University Press, Cambrige 1993; G.S. Becker: *Ekonomiczna teoria zachowań ludzkich*. PWN, Warszawa 1990.

Szersza analiza wskaźników demograficznych – uwzględniająca, poza wymienionymi powyżej, średni wiek zawierania pierwszego małżeństwa przez kobiety, średni wiek rodzenia pierwszego dziecka, średni wiek macierzyństwa czy odsetek urodzeń pozamałżeńskich – wskazuje, że najbardziej zaawansowane w sferze deinstytucjonalizacji rodziny są kraje skandynawskie oraz część krajów zachodnioeuropejskich. W przypadku krajów Europy Północnej coraz większe znaczenie ma późne wchodzenie w związki małżeńskie oraz późne rodzicielstwo, przy dużym znaczeniu związków alternatywnych (takich jak na przykład konkubinaty). W krajach Europy Południowej dominuje małżeństwo jako forma rodziny, ale decyzje matrymonialne oraz rodzicielskie są odraczane. Polska prezentuje się jako kraj, gdzie proces deinstytucjonalizacji rodziny jest wciąż mało zaawansowany i dominuje konwencjonalna forma wchodzenia w związki opóźnione (odraczanie stosunkowo mniejsze niż w innych krajach)[17].

W naszym kraju „odkładanie" zakładania rodziny na nieco późniejszy okres życia przez nowożeńców jest związane m.in. z wydłużaniem czasu nauki, ograniczeniami i trudnościami na rynku pracy dla ludzi młodych, ograniczonymi możliwościami nabycia przez nich mieszkań, brakiem odpowiednich instrumentów polityki rodzinnej itp.[18]. Do istotnych zagrożeń dla instytucji rodziny tradycyjnej (w tym głównie niskiej dzietności) należy również powszechnie obserwowany brak poczucia bezpieczeństwa socjalnego, a przy tym niepewna sytuacja społeczno-ekonomiczna, brak odpowiednich instrumentów polityki rodzinnej, przemiany kulturowe we wzorcach organizacji życia (spadek wartości rodziny) itp.[19].

Niewątpliwie jednym z głównych zadań polityki społecznej wobec rodzin jest poprawa bytowych warunków ich funkcjonowania. Głębszego rozważenia wymagają kierunki i strategie podejmowanych w tym celu działań, a przede wszystkim priorytety. Najpoważniejszym wyzwaniem jest określenie spójnej koncepcji (modelu) polityki rodzinnej oraz jej konsekwentna realizacja[20].

---

[17] Por. L. Hantrais: *Living as a family in Europe*. W: L. Hintrais, D. Philipov, F.C. Billari: *Policy Implications of Changing Family Formation*. „Population Studies" 2005, No. 49, Council of Europe Publishing, za: Raport *Polska 2030…*, op. cit., s. 55; Baza danych Eurostatu, http://epp.eurostat.ec.europa.eu

[18] Por. *Sytuacja demograficzna Polski* 2008-2009..., op. cit., s. 7.

[19] Zob. także: J. Szczepaniak: *Sytuacja i przyszłość rodziny w Polsce – podsumowanie konferencji. Wnioski dla polityki społecznej.* W: *Współczesne wyzwania polityki społecznej wobec rodziny.* Red. A. Kubow, J. Szczepaniak. UE, Wrocław 2010, s. 363-374.

[20] Od początki transformacji systemowej trwa spór o model polityki społecznej, w tym rodzinnej. W literaturze przedmiotu szeroko dyskutuje się na ten temat. Zob. m.in.: K. Zamorska: *Spór o model polityki społecznej w Polsce w nowych uwarunkowaniach gospodarczych, społecznych i politycznych.* W: *Współczesne społeczeństwa – nadzieje i zagrożenia.* Red. O. Kowalczyk. UE, Wrocław 2010, s. 13-27.

FAMILY CHANGE DIRECTIONS IN POLAND COMPARED TO EUROPE

Summary

The main objective of the authors of this paper is to present selected demographic trends indicating the severity of de-institutionalization of Polish family background of European families. Presented in the article analysis indicates that in Poland, this process is not yet as advanced as in other European countries. The author presents the main determinants of this state of affairs.