

MAŁGORZATA PODOGRODZKA

Determinanty przestrzennego zróżnicowania płodności w Polsce w latach 1999-2009

Abstrakt

Obserwowane od lat zmiany w natężeniu dzietności oraz wzorca płodności w Polsce nie przebiegają podobnie według województw. Celem artykułu jest ukazanie tych przekształceń oraz określenie czynników je determinujących. Zakładamy, że w regionach charakteryzujących się wyższym zagrożeniem bezrobociem oraz „nowoczesnym” stylem życia będziemy mogli zaobserwować niższą płodność oraz zaawansowanie zmian wzorca płodności. W przypadku większej stabilności zatrudnienia oraz lepszej dostępności do instytucjonalnej opieki nad małym dzieckiem sytuacja będzie kształtować się odwrotnie.

Słowa kluczowe: przestrzenne zróżnicowanie płodności, determinanty płodności, dzietność, wzorzec płodności.

1. Uwagi wstępne

Obserwowane w ostatnich trzech dekadach zmiany w natężeniu płodności w Polsce wiąże się głównie z odmienną od lat poprzednich sytuacją ekonomiczną rodzin i gospodarstw domowych. Niestabilne warunki na rynku pracy wymuszają ciągle zdobywanie coraz to wyższych kwalifikacji zawodowych przez ich uczestników, wzrastająca mobilność społeczna i przestrzenna, coraz to trudniejsza sytuacja mieszkaniowa młodych małżeństw, wzrost bezpieczeństwa społecznego i socjalnego kształtuje nowe postawy jednostek wobec decyzji prokreacyjnych. Zmianie ulega również świadomość społeczna w zakresie uczestnictwa kobiet w życiu społecznym oraz roli partnera i rodzica. Rosnąca dostępność stosowania metod i środków kontroli urodzeń, społeczna akceptacja bezdzietności, sprzyjają podejmowaniu świadomej decyzji o posiadaniu dziecka. Jednocześnie małżeństwo przestało być jedynym akceptowanym społecznie środowiskiem życia „we dwoje” oraz miejscem poczęcia potomka. Wzrost niezależności jednostki i znaczenia jej samorealizacji oraz indywidualnego stylu życia nie pozostały również obojętne dla decyzji odnośnie założenia rodziny (por. np. Frątczak, 2000; Kotowska i inni, 2000; Marciniak, 2000; Sobczak, 2000; Abramowska, 2002; Kocot-Górecka, 2002; Kotowska, 2002; Adsera., 2004; Matysiak, 2005; Budnik i inni, 2007; Florczak, 2008; Kotowska i inni, 2008; Mishtal, 2009; Mynarska, 2009).

Podejmowano od początku lat 90. liczne próby wyjaśnienia wpływu czynników ekonomiczno-społecznych na obserwowane zmiany płodności prowadzone były głównie w ujęciu ogólnopolskim lub dla wybranych rejonów kraju. Do nielicznych

prac w ujęciu przestrzennym należą prace Gołaty (1995, 1990) oraz Tońskiego (1999).

Celem artykułu jest ukazanie kierunku i skali obserwowanych zmian płodności w Polsce w ujęciu przestrzennym w latach 1999-2009 oraz wyodrębnienie tych regionów kraju, gdzie proces ten przebiegał podobnie. Równocześnie różne nasilenie zmian płodności w grupach wieku powoduje, że zmienia się wzorzec płodności. Rozważania prowadzone w takim ujęciu pozwolą na ocenę kierunku i stopnia jego przekształcenia w ujęciu terytorialnym. Przyjmujemy, że o wyższym stopniu zaawansowania jego zmian świadczy przesunięcie dominanty rozkładu do starszych grup wieku matki w chwili rodzenia. Podejmujemy również próbę wyjaśnienia przestrzennych różnic w płodności uznając, że odmienna sytuacja na rynku pracy, odmienny styl życia oraz różna dostępność do instytucjonalnej opieki nad małym dzieckiem (tj. poniżej 6 roku życia) mogą je różnicować. Prowadzona analiza pozwoli na weryfikację następujących hipotez badawczych: (1) wzrostowi zagrożenia bezrobociem lub (2) niestabilności zatrudnienia lub (3) wzrostowi poziomu życia lub (4) spadkowi dostępności do instytucjonalnej opieki nad małym dzieckiem towarzyszy spadek natężenia płodności. Wymienione zjawiska sprzyjają też odkładaniu decyzji prokreacyjnych do starszych grup wieku (co objawia się większym zaawansowaniem zmian wzorca płodności), niezależnie od okresu badania.

W prowadzonych rozważaniach na temat przestrzennego zróżnicowania płodności za obiekt porównawczy przyjęliśmy województwo. Jest to region administracyjny, który charakteryzuje się wysokim stopniem instytucjonalizacji, stanowi podstawową jednostkę strukturyzacji i organizacji przestrzennej kraju (por. np. Chojnicki 1996, Czyż 2002).

Do opisu przestrzennych różnic w płodności wykorzystano współczynnik dzietności oraz wzorzec płodności, który opisany jest przez rozkład cząstkowych współczynników płodności według wieku. W ocenie stopnia przekształceń wzorca płodności skorzystaliśmy z metody podobieństwa struktur. Wykorzystując informacje o rzeczywistej strukturze opisującej badany obiekt (Q_{ij}) i porównując ją ze strukturą hipotetyczną (Q_{rj}) metoda ta pozwala na ustalenie różnic między nimi. W analizie wykorzystaliśmy miernik podobieństwa struktur:

$$P(Q_i, Q_r) = \frac{\sum_{j=1}^m |q_{ij} - q_{rj}|}{\sum_{j=1}^m |q_{ij} + q_{rj}|},$$

gdzie q_{ij} , to rzeczywiste cząstkowe współczynniki płodności według wieku i województw, q_{rj} to hipotetyczne cząstkowe współczynniki płodności według wieku

i województw (por. np. Młodak, 2006). Struktura hipotetyczna została ustalona jako:

$$W_{25-29} = 100 > W_{30-34} = 90 > W_{20-24} = 60 > \\ > W_{35-39} = 50 > W_{40-44} = 30 > W_{45-49} = 10,$$

gdzie W_k to cząstkowe współczynniki płodności, a k to grupy wieku. Ich wartość jest zbliżona do rzeczywistego wojewódzkiego rozkładu odnotowanego w analizowanym okresie czasu i odzwierciedla najwyższy stopień jego przekształceń. Im wyższe wartości miernika podobieństwa struktur, tym wyższe podobieństwo rzeczywistego wzorca płodności do wzorca hipotetycznego. Wyodrębnienia regionów podobnych dla współczynnika dzietności oraz miar podobieństwa struktur dokonano poprzez podział badanej zbiorowości na arbitralnie określone podgrupy według ich rosnących wartości.

W rozważaniach na temat wpływu różnych czynników na przestrzenne zróżnicowanie płodności wykorzystaliśmy zmienne opisujące różne jego aspekty¹. Do opisu sytuacji na rynku pracy wybraliśmy charakterystyki bezrobocia oraz osób pracujących (por. np. Masih i Masih, 2000; Panopoulou i Tsakoglou, 1999). Do pierwszej grupy należały takie zmienne jak: stopa bezrobocia, odsetek bezrobotnych kobiet, odsetek bezrobotnych przebywających w tej populacji powyżej 12 miesięcy oraz relacja między wskaźnikiem napływu a wskaźnikiem odpływu do/z bezrobocia, zaś do drugiej: wskaźnik zatrudnienia, odsetek pracujących kobiet, odsetek pracujących poza rolnictwem oraz relacja między wskaźnikiem przyjęć a wskaźnikiem zwolnień z pracy. Uznajemy, że zmienne wchodzące w skład pierwszej grupy są destymulantami dla natężenia płodności oraz zmian wzorca płodności tj. niskiego stopnia jego przekształceń. Wzrost zagrożenia bezrobociem nie sprzyja decyzji o posiadaniu dziecka. Grupę drugą tworzą charakterystyki będące stymulantami dla zmian płodności. Stabilne zatrudnienie może sprzyjać decyzjom prokreacyjnym partnerów. Poziom życia opisany został przez takie charakterystyki jak (por. np. Roeske-Słomka I., 1988; Skrętowicz B., 1991; Adsera 2004; Panopoulou i Tsakoglou, 1999; Micevska i Zak, 2002; Masih i Masih, 2000): przeciętne miesięczne wynagrodzenie ludności brutto, powierzchnia mieszkaniowa na jedną osobę, odsetek ludności wiejskiej, odsetek osób nie będących studentami w grupie wieku 19-24 lata. Każda z wymienionych zmiennych uznana została jako stymulanta dla przemian płodności. Ostatnią grupę tworzą charakterystyki opisujące instytucjonalną opiekę nad małym dzieckiem (por. np. McDonald, 2000; Balcerzak-Paradowska i inni, 2003) wyrażoną przez: liczbę dzieci w wieku 3-6 lat przypadających na jedno miejsce w przedszkolu; liczbę urodzeń żywych przypadających na jedno miejsce w żłobku, liczbę urodzeń żywych przypadających na

¹ W rozważaniach uwzględnione jedynie niektóre ze zmiennych społeczno-gospodarczych mogących różnicować przestrzenne zachowania prokreacyjne. Dobór zmiennych wyznacza dostępność danych.

jedną położną oraz średni czas pobytu niemowlaka w żłobku. Ostatnia z wyróżnionych charakterystyk została przekształcona według formuły $z_i = \frac{1}{x_i}$, gdzie x_i – to średni czas pobytu niemowlaka w żłobku, a i – to województwo. Zakładamy, że im wartości tych cech wyższe, tym niższe natężenie płodności oraz później podjęta decyzja przez potencjalnych rodziców o urodzeniu dziecka. Zmienne te są destymulantami dla zmian płodności.

W ocenie wpływu tych zmiennych na natężenie procesu płodności wykorzystaliśmy wieloraką regresję liniową. Ponieważ metoda ta wymaga, aby liczba zmiennych wchodzących w skład modelu była zdecydowanie niższa od liczby obserwacji, dla każdej z wymienionych grup charakterystyk wyznaczyliśmy zmienną syntetyczną tj. bezrobocia (zmienna 1), pracujących (zmienna 2), poziomu życia (zmienna 3) i instytucjonalnej opieki nad małym dzieckiem (zmienna 4). Ponieważ uznajemy, że każda ze zmiennych wchodzących w skład danej grupy w jednakowy sposób determinuje przestrzenne zmiany płodności, a jednocześnie są one wyrażone w różnych mianach, dla każdej z tych cech zbudowaliśmy wojewódzką listę rankingową według jej rosnących wartości. Następnie każdemu obiektowi przyporządkowaliśmy numer zajmowanego miejsca na tej liście. W dalszym kroku zsumowaliśmy liczbę punktów uzyskanych przez województwo na tych listach. W ten sposób wyznaczyliśmy cztery zmienne syntetyczne, reprezentujące syntetyczny opis wpływu różnych czynników na przestrzenne zróżnicowania płodności, które uwzględniliśmy w modelu regresji. Analiza dotyczyć będzie lat 1999, 2003 oraz 2009. Ich wybór wynika z faktu, że w tych punktach czasowych nastąpiło odwrócenie trendu płodności w stosunku do okresów poprzednich.

Informacje statystyczne wykorzystane w artykule pochodzą z Roczników Demograficznych, Roczników Statystycznych Województw oraz Roczników Statystycznych Pracy z różnych lat okresu 2000-2010. Dostępność danych wyznacza zakres prowadzonych analiz.

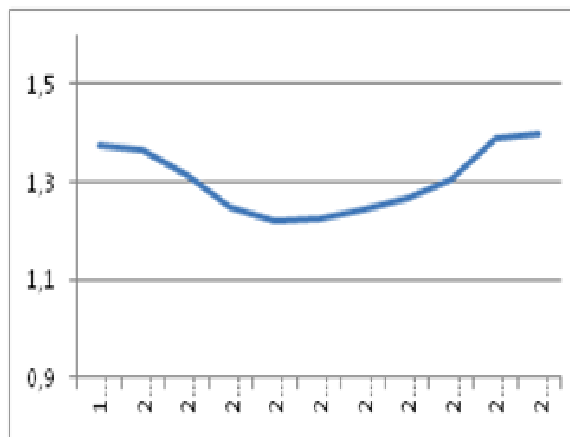
2. Współczynnik dzietności

Lata 1999-2009 charakteryzują się niewielkimi wahaniami współczynnika dzietności. Na początku tego okresu odnotowujemy systematyczny spadek jej wartości, ale w kolejnych intensywny jej wzrost. Powoduje to, że natężenie tej miary pod koniec badanego okresu było wyższe aniżeli dekadę wcześniej (por. rysunek 1).

Podobne zmiany do ogólnopolskich wystąpiły we wszystkich województwach, jednak o różnym natężeniu. Dla roku 1999, 2005 i 2009 wojewódzkie współczynniki zmienności wynosiły odpowiednio 12,77%; 14,85% oraz 15,13%, a rozstęp 0,331; 0,315 i 0,401. Z czasem dokonuje się więc stopniowy wzrost przestrzennych różnic w natężeniu płodności, przy jednoczesnym spadku liczby województwach, dla których wartości współczynnika dzietności znacznie odbiegają od wyznaczo-

nego dla kraju. Przestrzenne zachowania prokreacyjne stają się nieco bardziej jednorodne dla większości obiektów, ale nadal odnotowujemy i takie, dla których są one odmienne (por. tabela 1).

Rysunek 1. Współczynnik dzietności w Polsce w latach 1999-2009



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Rocznika Demograficznego 2000, 2006 i 2010.

Zaobserwowane zmiany w czasie tylko nieznacznie zmieniły uporządkowanie województw według wartości współczynnika dzietności, co może świadczyć, o pewnej stabilności wzorców zachowań prokreacyjnych w ujęciu przestrzennym. Wojewódzki współczynnik korelacji liniowej wyznaczony między parami lat 1999 i 2005; 2005 i 2009; 1999 i 2009 przyjął odpowiednio wartości 0,8847; 0,8937; 0,6317. Jednocześnie szczególnie wyraźne przesunięcia obiektów na zbudowanej wojewódzkiej liście rankingowej według wartości współczynnika dzietności dotyczyły takich regionów jak: lubelskiego i podlaskiego, gdzie odnotowano relatywnie² najwyższy spadek wartości tej miary, ale też lubuskiego, mazowieckiego i podkarpackiego, gdzie sytuacja przedstawiała się odwrotnie.

W badanym okresie województwa charakteryzujące się podobną dzietnością nie tworzyły zwartych przestrzennie obszarów, co oznacza, że obiekty te były rozlokowane w różnych częściach Polski. Większość z nich, która odznaczała się najniższy współczynnikami dzietności położona była w części południowo-zachodniej kraju. Nieco wyższe wartości dotyczyły przede wszystkim województw w części wschodniej. Natomiast obiekty przyjmujące wartości bliskie ogólnopolskiej obejmowały głównie obszar Polski środkowej, a najwyższe wartości tej miary dotyczyły części północno-środkowej.

² O relatywnym spadku wartości współczynnika dzietności ogólnej mówimy wtedy, gdy obiekt zmienił swoją pozycję na liście rankingowej utworzonej według rosnących wartości współczynnika dzietności o co najmniej pięć pozycji w górę.

Tabela 1. Rozkład województw według współczynnika dzietności w roku 1999, 2003 i 2009

relacje	1999	2003	2009
$\overline{W}_{dz} * -0,15 < W_{dz_i} ** < \overline{W}_{dz} - 0,10$	śląskie, opolskie, dolnośląskie (n=3)	opolskie (n=1)	opolskie (n=1)
$\overline{W}_{dz} - 0,10 < W_{dz_i} < \overline{W}_{dz} - 0,05$	łódzkie (n=1)	śląskie, dolnośląskie (n=2)	dolnośląskie, śląskie, świętokrzyskie, podkarpackie, podlaskie, zachodniopomorskie, łódzkie (n=7)
$\overline{W}_{dz} - 0,05 < W_{dz_i} < \overline{W}_{dz}$	zachodniopomorskie, lubuskie, mazowieckie (n=3)	łódzkie, świętokrzyskie, zachodniopomorskie (n=3)	lubelskie, kujawsko-pomorskie, lubuskie, małopolskie (n=4)
$\overline{W}_{dz} < W_{dz_i} < \overline{W}_{dz} + 0,05$	świętokrzyskie, kujawsko-pomorskie, wielkopolskie, podlaskie (n=4)	lubuskie, podlaskie, mazowieckie, kujawsko-pomorskie, podkarpackie, małopolskie (n=8)	mazowieckie, warmińsko-mazurskie, wielkopolskie (n=3)
$\overline{W}_{dz} + 0,05 < W_{dz_i} < \overline{W}_{dz} + 0,01$	warmińsko-mazurskie, pomorskie, lubelskie, małopolskie (n=4)	wielkopolskie, lubelskie, warmińsko-mazurskie, pomorskie (n=4)	pomorskie (n=1)
$\overline{W}_{dz} + 0,5 < W_{dz_i} < \overline{W}_{dz} + 0,15$	podkarpackie (n=1)		

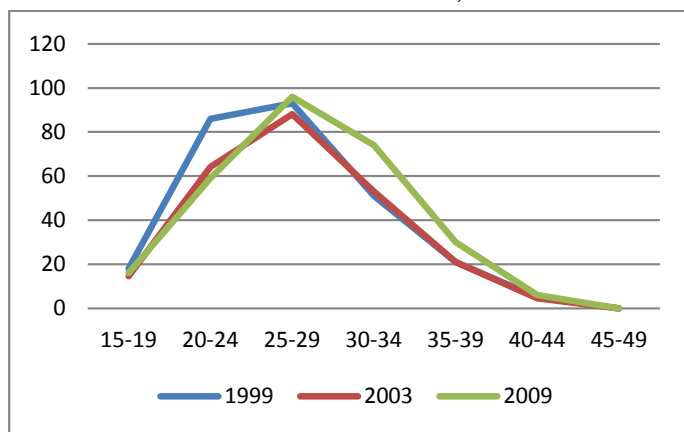
*) współczynnik dzietności wyznaczony dla Polski;

**) współczynnik dzietności dla województw.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Rocznika Demograficznego 2000, 2004 i 2010.

W okresie tym odnotowane zmiany w natężeniu współczynnika dzietności były wynikiem odmiennych zmian w natężeniu cząstkowych współczynników płodności według wieku. Wskazują one, że w pierwszych latach badanego okresu wystąpił spadek płodności w młodszych grupach wieku, lecz o różnej intensywności. Najwyższe jego natężenie dotyczyło grupy wieku 20-24 lata. W kolejnych latach obserwujemy wzrost wartości współczynników płodności w starszych grupach wieku, a zwłaszcza 30-34 lata. To różne nasilenie zmian w poszczególnych grupach wieku sprawiło, iż w czasie zmienił się wzorzec płodności. Z czasem uległ on niewielkiemu spłaszczeniu oraz kształtem coraz to bardziej przypomina rozkład symetryczny. Dominanta rozkładu przesunęła się do starszych grup wieku oraz dodatkowo zmieniły się relacje między niektórymi cząstkowymi współczynnikami płodności (por. rysunek 2).

Rysunek 2. Rozkład cząstkowych współczynników płodności według wieku w Polsce w roku 1999, 2003 i 2009



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Rocznika Demograficznego 2000, 2004 i 2010.

W ujęciu przestrzennym odnotowujemy również istotne zmiany w natężeniu cząstkowych współczynników płodności według wieku. Ich rozkłady stały się jeszcze bardziej zróżnicowane co spowodowało, że wyodrębniły się różne wzorce płodności, a tym samym i różny ich stopień przekształceń. Miary rozproszenia wyznaczone dla odległości podobieństwa struktur wskazują na wzrost z czasem liczby województw odznaczających się podobnym rozkładem cząstkowych współczynników płodności według wieku, przy równoczesnym występowaniu obiektów o zdecydowanie odmiennej jego postaci. W roku 1999, 2005 i 2009 wojewódzki współczynnik zmienności wyznaczony dla miary podobieństwa struktur wynosił odpowiednio 0,0505; 0,0523 i 0,0427, a rozstęp 0,1132; 0,1426 i 0,1384.

Tabela 2. Rozkład województw według miary podobieństwa między rzeczywistym rozkładem współczynników płodności według wieku a wzorcem hipotetycznym w roku 1999, 2003 i 2009

klasa	relacje	1999	2003	2009
1	$P(Q_i, Q_r) < 0,64$		opolskie (n=1)	
2	$0,64 < P(Q_i, Q_r) < 0,67$	śląskie, opolskie (n=2)	śląskie, dolnośląskie, łódzkie (n=2)	opolskie (n=1)
3	$0,67 < P(Q_i, Q_r) < 0,70$	dolnośląskie (n=1)	świętokrzyskie, zachodniopomorskie, podlaskie, mazowieckie, podkarpackie, kujawsko-pomorskie (n=6)	
4	$0,70 < P(Q_i, Q_r) < 0,73$	łódzkie, zachodniopomorskie, lubuskie (n=3)	małopolskie, lubuskie, wielkopolskie, lubelskie, warmińsko-mazurskie, pomorskie (n=6)	dolnośląskie, śląskie, świętokrzyskie, podkarpackie, podlaskie (n=5)
5	$0,73 < P(Q_i, Q_r) < 0,76$	mazowieckie, świętokrzyskie, kujawsko-pomorskie, wielkopolskie, podlaskie, warmińsko-mazurskie (n=6)		zachodniopomorskie, łódzkie, lubelskie, kujawsko-pomorskie, lubuskie, małopolskie (n=6)
6	$P(Q_i, Q_r) > 0,76$	pomorskie, lubelskie, małopolskie, podkarpackie (n=4)		mazowieckie, warmińsko-mazurskie, wielkopolskie, pomorskie (n=4)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Rocznika Demograficznego 2000, 2004 i 2010.

Z czasem relatywnie największe przekształcenia wzorca płodności³ dotyczyły województwa lubelskiego, podlaskiego i podkarpackiego, zaś najslabsze wystąpiły w mazowieckim i lubuskim. To różne nasilenie przekształceń cząstkowych współczynników płodności według wieku sprawiło, że z czasem zmianie uległ skład grup województw charakteryzujących się podobnym wzorcem. Jednocześnie obiekty odznaczające się podobnym stopniem jego przekształceń nie tworzyły zwartych przestrzennie obszarów. Większość z nich, gdzie były one najwolniejsze, rozlokowana była w części południowo-zachodniej kraju. Nieco bardziej widoczne dotyczyły województw na obszarach Polski północno-zachodniej i południowo-wschodniej. Obiekty charakteryzujące się jeszcze wyraźniejszym stopniem przekształceń wzorca płodności rozrzucone były głównie w części środkowej Polski, a te, dla których zmiany te były największe, znajdowały się w części północno-wschodniej oraz środkowo-zachodniej kraju (por. tabela 2).

Wśród wielu czynników mogących wpływać na kierunek oraz natężenie zmian współczynnika dzietności ogólnej oraz wzorca płodności można wymienić m.in. warunki uczestnictwa na rynku pracy, styl życia czy opiekę instytucjonalną nad małym dzieckiem. W dalszej części artykułu zajmiemy się właśnie tymi zagadnieniami.

3. Determinanty przestrzennego zróżnicowania dzietności

W analizie wpływu zmiennych syntetycznych opisujących osoby bezrobotne, osoby pracujące, styl życia jednostek oraz instytucjonalną opiekę nad małym dzieckiem na przestrzenne zróżnicowanie poziomu dzietności oraz stopień przekształceń wzorca płodności, określonego przez podobieństwo rzeczywistego wzorca płodności do wzorca hipotetycznego, wykorzystaliśmy liniowy model regresji wielorakiej postaci:

$$Y = \beta_1 \cdot x_1 + \beta_2 \cdot x_2 + \dots + \beta_{n-1} \cdot x_{i-1} + \beta_n \cdot x_i + \beta_0 + \varepsilon,$$

gdzie: β_i to parametry modelu opisujące wpływ „netto” i -tej zmiennej niezależnej na zmienną niezależną ($k = 1, 2, 3, 4$), a ε to składnik losowy (por. Morrison, 1990; Maddala, 2006, Stanisław, 2007). W modelu tym zakłada się, iż żadna ze zmiennych niezależnych nie jest kombinacją liniową innych zmiennych niezależnych (brak współliniowości). W naszych rozważaniach miara ta dla każdej charakterystyki oraz wyróżnionych punktów czasowych otrzymała wartość wyższą aniżeli 0,1 dlatego też można uznać, że powyższy warunek został spełniony (por. tabela 3).

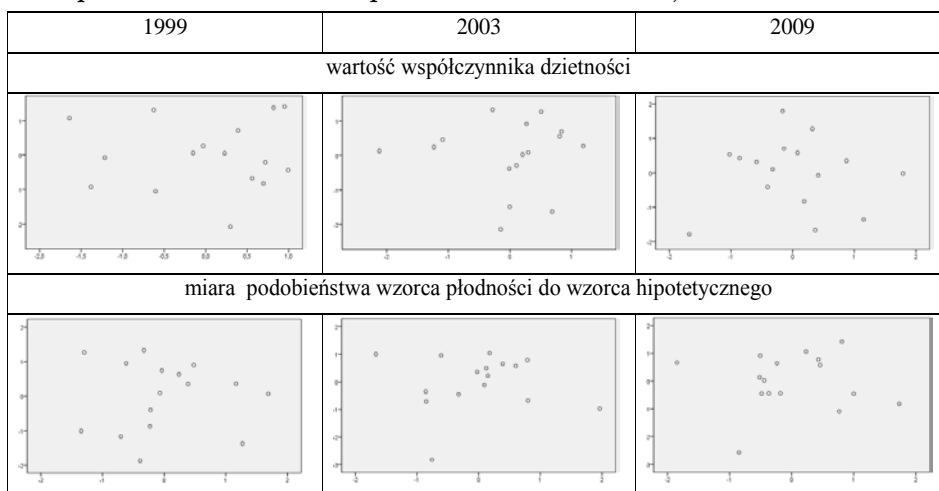
³ Pod pojęciem relatywnie największe przekształcenia wzorca płodności rozumiemy przesunięcie obiektu na zbudowanej liście rankingowej według wartości miary podobieństwa o co najmniej pięć miejsc.

Tabela 3. Statystyki współliniowości (współczynniki tolerancji) zmiennych syntetycznych w liniowym modelu regresji wielorakiej dla wojewódzkiego współczynnika dzietności oraz stopnia przekształceń wzorca płodności w roku 1999, 2003 i 2009

zmiennie syntetyczne według zajmowanego miejsca na wojewódzkiej liście rankingowej	statystyka współliniowości (tolerancji)					
	wartość współczynnika dzietności			miara podobieństwa wzorca płodności do wzorca hipotetycznego		
	1999	2003	2009	1999	2003	2009
1 (bezrobotni)	0,618	0,618	0,615	0,466	0,615	0,466
2 (pracujący)	0,772	0,772	0,733	0,497	0,733	0,497
3 (poziom życia)	0,757	0,757	0,633	0,708	0,633	0,708
4. (instytucjonalna opieka nad małym dzieckiem)	0,896	0,896	0,801	0,846	0,801	0,846

Źródło: Opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego SPSS.

Rysunek 3. Wykres rozrzutu wartości przewidywanych względem reszt dla wojewódzkiego współczynnika dzietności oraz stopnia przekształceń wzorca płodności w roku 1999, 2003 i 2009



*) na osi OX zaznaczono wartości standaryzowanych reszt, a na osi OY wartości standaryzowanych wartości przewidywanych.

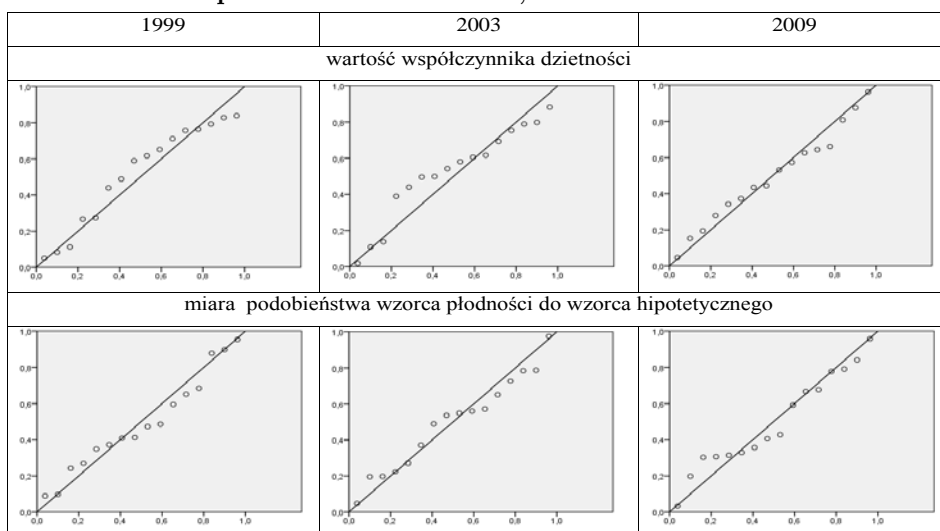
Źródło: Opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego SPSS.

Kolejnym sprawdzanym założeniem jest to, że wariancja składnika losowego jest taka sama dla wszystkich obserwacji tj. zmienne ujęte w modelu mają taką

samą zmienność. W celu oceny jego poprawności wyznaczyliśmy wykresy rozrzutu wartości przewidywanych względem reszt. Wynika z nich, że poziom zróżnicowania reszt nie zależy od wartości przewidywanej co oznacza, że założenie o homoscedastyczności zostało spełnione (por. rysunek 3).

Przy ocenie istotności otrzymanych parametrów modelu ważne jest, aby każdy ze składników losowych (reszty modelu) miał rozkład normalny. W tym celu wyznaczyliśmy wykresy normalności dla reszt modelu z których wynika, iż założenie to zostało spełnione, ponieważ punkty układają się wzdłuż linii prostej (por. rysunek 4).

Rysunek 4. Wykres normalności reszt wojewódzkiego współczynnika dzietności oraz stopnia przekształceń wzorca płodności w roku 1999, 2003 i 2009*



*) na osi OX zaznaczono obserwowane podobieństwo skumulowane (reszty), a na osi OY oczekiwane prawdopodobieństwo skumulowane (oczekiwana normalna).

Źródło: Opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego SPSS.

Przeprowadzone rozważania na temat warunków stosowalności metody najmniejszych kwadratów przy wyznaczaniu parametrów liniowej funkcji regresji wskazują, iż otrzymane estymatory posiadają pożądane własności.

Do oceny dobroci dopasowania liniowej funkcji regresji do danych empirycznych wykorzystaliśmy współczynnik determinacji liniowej.

Relatywnie niski stopień wyjaśnienia zmienności zmiennej zależnej przez zmienne niezależne łącznie otrzymaliśmy dla wojewódzkiego współczynnika dzietności, ale wyraźnie rosnący w czasie⁴. W przypadku stopnia przekształceń wzorca

⁴ Próba dopasowania innych funkcji teoretycznych do danych empirycznych daje podobne

plodności sytuacja przedstawia się odwrotnie tj. współczynnik determinacji przyjmuje wysokie wartości i również dopasowanie funkcji teoretycznej do danych empirycznych poprawia się z roku na rok. Może to świadczyć o rosnącym wpływie tych czynników na zróżnicowanie zmian plodności według województw w badanym okresie, ale zmienne te lepiej wyjaśniają przestrzenne przekształcenia wzorca plodności aniżeli poziom współczynnika dzietności (por. tabela 4).

Tabela 4. Miary dopasowania danych empirycznych do modelu liniowej funkcji regresji współczynnika dzietności oraz stopnia przekształceń wzorca plodności w roku 1999, 2003 i 2009

rok	współczynnik korelacji wielorakiej	współczynnik determinacji	standardowy błąd oszacowania	współczynnik korelacji wielorakiej	współczynnik determinacji	standardowy błąd oszacowania
	wartość współczynnika dzietności			miara podobieństwa wzorca plodności do wzorca hipotetycznego		
1999	0,161	0,026	0,123	0,778	0,605	0,027
2003	0,257	0,066	0,094	0,798	0,636	0,025
2009	0,515	0,265	0,916	0,844	0,712	0,019

Źródło: Opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego SPSS.

W tabeli 5 przedstawiono wyniki oszacowania parametrów wojewódzkiej liniowej funkcji regresji dla współczynnika dzietności oraz wojewódzkiego stopnia przekształceń wzorca plodności, a w tablicy 6 miary korelacji cząstkowej, które pozwalają na ocenę siły wpływu każdej ze zmiennych niezależnych na zmienną zależną. Z informacji tych wynika, że w zależności od zmiennej opisującej przestrzenne zróżnicowanie plodności wpływ czynników je determinujących jest nieco odmienny i zależy od okresu badania. Jednocześnie siła ich oddziaływania na przestrzenne zróżnicowanie natężenia dzietności oraz stopień przekształceń wzorca plodności jest niewielka, ale rosnąca z czasem. Mimo tak słabych powiązań między tymi zmiennymi syntetycznymi ich omówienie może przyczynić do lepszego określenia przestrzennych determinant zróżnicowania plodności w przyszłości. Ponieważ zmienne niezależne zostały sztucznie utworzone, interpretację parametrów funkcji regresji ograniczymy jedynie do ich znaku oraz „słownej” oceny siły zależności.

W roku 1999 wraz ze wzrostem przestrzennego poczucia zagrożenia bezrobociem oraz malejącej pewności dla instytucjonalnej opieki nad małym dzieckiem,

wyniki tj. bardzo niskie wartości współczynnika determinacji. Jednocześnie analiza wykresów, gdzie na osi OX zaznaczono wartości zmiennej zależnej według województw, a na osi OY zmienne niezależne, wskazuje na bardzo duże wahania ich wartości, ale układające się wzdłuż linii prostej.

mały wartości współczynnika dzietności. W roku 2003 podobny kierunek współwystępowania zmiennych odnotowujemy dla zagrożenia bezrobociem, natomiast dla drugiej z nich sytuacja przedstawiała się odwrotnie. W roku 2009 już dla obu zmiennych niezależnych w województwach, gdzie zaobserwowaliśmy wysokie ich wartości odnotowaliśmy również wysoką skłonność do posiadania dziecka. Równocześnie w roku 1999 i 2003 wzrostowi stabilności zatrudnienia oraz poprawie jakości życia towarzyszyła malejąca skłonność do posiadania dzieci, ale w roku 2009 sytuacja przedstawiała się już odwrotnie.

Porównując kierunek oraz siłę zależności między zmienną zależną a każdą ze zmiennych niezależnych osobno dochodzimy do wniosku, że były one niestabilne w czasie. O ile na początku omawianego okresu można mówić o relatywnie największym wpływie zmiennej syntetycznej opisującej bezrobocie na przestrzenne zróżnicowanie natężenie współczynnika dzietności, to cztery lata później była to już charakterystyka dotycząca pracujących, a pod jego koniec cecha określająca instytucjonalną opiekę nad małym dzieckiem. Można zatem uznać, że to głównie one decydowały o przestrzennych różnicach w natężeniu współczynnika dzietności w określonych punktach czasowych, ale ich znaczenie zmieniało się w czasie.

Do nieco innych wniosków od zaobserwowanych dla współczynnika dzietności dochodzimy analizując przestrzenną zależność między stopniem przekształceń wzorca płodności, a wyróżnionymi zmiennymi syntetycznymi. Należy przy tym pamiętać, że na przekształcenia wzorca płodności wpływa zarówno kolejność urodzeń, jak i przesunięcie decyzji o urodzeniu dziecka do starszych grup wieku.

W roku 1999 województwa o relatywnie wysokim zagrożeniu bezrobociem oraz niskim instytucjonalnym zaangażowaniu w opiekę nad małym dzieckiem charakteryzowały się wyraźnymi przekształceniami wzorca płodności, zwłaszcza dla drugiej ze wspomnianych zmiennych. W roku 2003 i 2009 nadal podobną zależność odnotowujemy dla instytucjonalnej opieki nad dzieckiem, natomiast dla bezrobocia sytuacja przedstawiała się już odwrotnie. W województwach o niskim zagrożeniu bezrobociem obserwujemy intensywne przekształcenia rozkładu cząstkowych współczynników płodności według wieku. Dla zmiennej opisującej zaś pracujących, na początku badanego okresu wzrostowi stabilności pracy towarzyszyły słabsze przekształcenia wzorca płodności, ale w kolejnych latach były już one silniejsze. Natomiast niezależnie od roku analizy, w województwach odznaczających się relatywnie wysokim poziomem życia zauważamy mniejsze przekształcenia wzorca płodności.

Jednocześnie kierunek oraz siła zależności między stopniem przekształceń wzorca płodności, a każdą ze zmiennych niezależnych osobno, nie była już taka sama. Na początku badanego okresu względnie największy wpływ na zmienną zależną miała instytucjonalna opieka nad małym dzieckiem, cztery lata później była to charakterystyka określająca pracujących, a pod jego koniec znowu cecha

opisująca instytucjonalną opiekę nad małym dzieckiem. Można zatem uznać, że to głównie one decydowały o przestrzennych różnicach w przekształceniach wzorca płodności w wyróżnionych punktach czasowych, ale ich znaczenie nie było stabilne w czasie.

Tabela 5. Parametry liniowej regresji wielorakiej dla współczynnika dzietności oraz stopnia przekształceń wzorca płodności w roku 1999, 2003 i 2009

zmiennie syntetyczne według zajmowanego miejsca na wojewódzkiej liście rankingowej	współczynniki niestandardyzowane β [błąd standardowy β]					
	wartość współczynnika dzietności			miara podobieństwa wzorca płodności do wzorca hipotetycznego		
	1999	2003	2009	1999	2003	2009
stała	1,528 [0,301]	1,346 [0,249]	1,006 [0,294]	0,696 [0,066]	0,762 [0,067]	0,718 [0,064]
1 (bezrobotni) (destymulanta)	-0,004 [0,009]	-0,002 [0,007]	0,007 [0,007]	0,001 [0,002]	-0,003 [0,002]	-0,001 [0,002]
2 (pracujący) (stymulanta)	-0,002 [0,016]	-0,007 [0,012]	0,009 [0,014]	-0,001 [0,003]	0,001 [0,003]	0,004 [0,003]
3 (jakość życia) (stymulanta)	-0,008 [0,022]	-0,005 [0,018]	0,014 [0,017]	-0,004 [0,005]	-0,013 [0,005]	-0,007 [0,005]
4 (instytucjonalna opieka nad małym dzieckiem) (destymulanta)	-0,004 [0,011]	0,002 [0,008]	0,014 [0,008]	0,009 [0,002]	0,006 [0,002]	0,007 [0,002]

Źródło: Opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego SPSS.

Porównując wnioski z przeprowadzonych analiz na temat powiązań zmiennych opisujących różne aspekty życia społecznego z przestrzennym zróżnicowaniem współczynnika dzietności oraz stopniem przekształceń wzorca płodności można zauważyć, że jedną z ważniejszych determinant była instytucjonalna opieka nad małym dzieckiem oraz zmiennie opisujące pracujących, ale ich wpływ nie był jednoznaczny w rozważanym okresie.

Analizując wojewódzkie współczynniki liniowej funkcji regresji wielorakiej, wyznaczone dla współczynnika dzietności należy zwrócić uwagę na ich relatywnie niskie wartości w stosunku do wyników uzyskanych dla oceny błędu standardowego. Przyjmując, iż badana zbiorowość województw stanowi jedynie próbę w rozważaniach na temat przestrzennego zróżnicowania płodności, dokonaliśmy oceny istotności tych parametrów. Wartości statystyki t-Studenta, wyznaczone dla prze-

strzennych współczynników dzietności przy poziomie istotności 0,05, prowadzą do stwierdzenia braku wpływu zmiennych niezależnych na zmienną zależną.

Tabela 6. Siła zależności między zmiennymi wykorzystanymi w modelu regresji wielorakiej dla współczynnika dzietności oraz stopnia przekształceń wzorca płodności w roku 1999, 2003 i 2009

zmiennie syntetyczne według zajmowanego miejsca na wojewódzkiej liście rankingowej	współczynniki standaryzowane BETA*			korelacja					
				cząstkowa**			semicząstkowa***		
	1999	2003	2009	1999	2003	2009	1999	2003	2009
wartość współczynnika dzietności									
1 (bezrobotni)	-0,163	-0,142	0,368	-0,129	-0,114	0,262	-0,128	-0,111	0,252
2 (pracujący)	-0,048	-0,200	0,236	-0,043	-0,174	0,191	-0,042	-0,171	0,167
3 (jakość życia)	-0,126	-0,099	0,263	-0,111	-0,081	0,250	-0,110	-0,079	0,222
4 (instytucjonalna opieka nad małym dzieckiem)	-0,112	0,076	0,505	-0,107	0,071	0,476	-0,106	0,068	0,465
miara podobieństwa wzorca płodności do wzorca hipotetycznego									
1 (bezrobotni)	0,016	-0,348	-0,188	0,021	-0,411	-0,232	0,013	-0,273	-0,126
2 (pracujący)	-0,066	0,039	0,326	-0,092	0,056	0,394	-0,058	0,034	0,230
3 (jakość życia)	-0,181	-0,610	-0,363	-0,243	-0,626	-0,494	-0,157	-0,485	-0,305
4 (instytucjonalna opieka nad małym dzieckiem)	0,771	0,551	0,684	0,758	0,632	0,761	0,730	0,493	0,629

*) standaryzowany współczynnik BETA interpretujemy jako powiązanie poszczególnych zmiennych niezależnej ze zmienną zależną;

**) korelacja cząstkowa określa związek między konkretną zmienną niezależną z uwzględnieniem jej skorelowania ze wszystkimi pozostałymi zmiennymi niezależnymi a zmienną zależną z uwzględnieniem jej skorelowania ze wszystkimi pozostałymi zmiennymi niezależnymi;

**) w korelacji semicząstkowej bada się zależność między zmienną niezależną z uwzględnieniem jej skorelowania ze wszystkimi pozostałymi zmiennymi niezależnymi a zmienną zależną bez uwzględnienia jej powiązań z innymi zmiennymi niezależnymi.

Źródło: Opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego SPSS.

W badanych latach różna przestrzenna skłonność do posiadania dzieci nie może być zatem tłumaczona odmienną sytuacją na rynku pracy tj. różnym stopniem zagrożenia bezrobociem oraz różną oceną stabilności zatrudnienia, czy też odmiennym poziomem życia i instytucjonalną opieką nad małym dzieckiem. Podobnie jak dla współczynnika dzietności przeprowadziliśmy procedurę oceny istot-

ności parametrów funkcji regresji dla stopnia przekształceń wzorca płodności. Wynika z niej, że w tym przypadku charakterystyki określające jakość życia oraz instytucjonalną opiekę nad małym dzieckiem można uznać za istotne (por. tabela 7).

Tabela 7. Ocena istotności parametrów liniowej funkcji regresji dla współczynnika dzietności oraz stopnia przekształceń wzorca płodności w roku 1999, 2003 i 2009

zmiennie syntetyczne według zajmowanego miejsca na wojewódzkiej liście rankingowej	wartości statystyki t-Studenta [graniczny poziom istotności]					
	wartość współczynnika dzietności			miara podobieństwa wzorca płodności do wzorca hipotetycznego		
	1999	2003	2009	1999	2003	2009
stała	5,069 [0,000]	5,404 [0,000]	3,419 [0,006]	10,548 [0,00]	11,393 [0,000]	11,271 [0,000]
1 (bezrobotni)	-0,432 [0,674]	-0,381 [0,710]	0,973 [0,351]	0,068 [0,947]	-1,497 [0,163]	-0,793 [0,445]
2 (pracujący)	-0,141 [0,890]	-0,588 [0,569]	0,644 [0,533]	-0,305 [0,766]	0,185 [0,856]	1,420 [0,183]
3 (poziom życia)	-0,369 [0,719]	-0,270 [0,792]	0,857 [0,409]	-0,831 [0,424]	-2,660 [0,022]	-1,884 [0,046]
4 (instytucjonalna opieka nad małym dzieckiem)	-0,358 [0,727]	0,235 [0,819]	1,797 [0,100]	3,854 [0,003]	2,704 [0,021]	3,887 [0,003]

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego SPSS.

Reasumując, wśród wielu zmiennych mogących wpływać na przestrzenne zróżnicowanie płodności można wymienić m.in. sytuację na rynku pracy, jakość życia czy dostęp do instytucjonalnej opieki nad małym dzieckiem. Jednakże przy ocenie ich wpływu na płodność uzyskujemy nieco odmienne wnioski, w zależności od cech go opisujących tj. współczynnika dzietności czy stopnia przekształceń wzorca płodności.

4. Uwagi końcowe

W badanym okresie współczynnik dzietności ogólnej w ujęciu ogólnopolskim charakteryzował się systematycznym spadkiem wartości do 2003r., a następnie

powolnym jego wzrostem. Podobne zmiany wystąpiły we wszystkich województwach, jednak o różnym natężeniu. Jednocześnie obserwujemy wzrost przestrzennych różnic w poziomie dzietności. Z czasem coraz to większa liczba obiektów charakteryzowała się podobnym natężeniem płodności przy równoczesnym występowaniu i takich, gdzie wartości tej miary wyraźnie odbiegały od ogólnopolskiej. Proces ten może wskazywać na polaryzację skłonności do prokreacji w ujęciu przestrzennym.

Różne natężenie zmian w czasie wpłynęło na uporządkowanie województw według wartości współczynnika dzietności ogólnej, co może świadczyć o braku stabilności wzorców zachowań prokreacyjnych w ujęciu przestrzennym. Równocześnie regiony o różnym jego nasileniu nie tworzyły zwartych przestrzennie obszaru. Województwa podobne były rozlokowane w różnych częściach kraju, tworząc jedno lub wieloelementowe skupiska.

Zmiany wartości współczynnika dzietności ogólnej odzwierciedlają zmiany cząstkowych współczynników płodności według wieku. W skali całego kraju nastąpił spadek płodności w młodszych grupach wieku, a jego wzrost odnotowujemy w grupach wieku 25-29 i 30-34 lata. Przekształcenia te cechuje różna intensywność. W czasie zmienił się zatem rozkład cząstkowych współczynników płodności według wieku. Krzywa płodności stała się bardziej podobna do rozkładu symetrycznego, a dominanta przesunęła się do starszych grup wieku tj. z 20-24 lat do 25-29 lat. Ponadto, zmianie uległy relacje między niektórymi cząstkowymi współczynnikami płodności.

Z czasem we wszystkich województwach wzorec płodność uległ przekształceniom, ale jego postać nie wszędzie przypominała rozkład symetryczny. Moda rozkładu przesunęła się do starszej grupy wieku tj. 25-29 lat, ale jedynie dla około 15% województw natężenie płodności w grupie wieku 30-34 lat było wyższe niż w grupie 20-24 lat. Jeżeli przyjmiemy, iż relacja ta świadczy o wyższym stopniu przemian wzorca płodności, to dotyczyła on relatywnie niewielkiej liczby województw. Ponadto, odnotowujemy wzrost liczby województw odznaczających się podobnym rozkładem cząstkowych współczynników płodności według wieku, ale przy równoczesnym występowaniu obiektów o zdecydowanie odmiennej jej postaci. Jednocześnie województwa doświadczające podobnych przekształceń wzorca płodności nie tworzyły zwartych przestrzennie obszarów w badanych punktach czasowych.

W ocenie wpływu charakterystyk opisujących różne aspekty życia społecznego tj. sytuację na rynku pracy, jakość życia oraz instytucjonalną opiekę nad małym dzieckiem na przestrzennie zróżnicowanie natężenia współczynnika dzietności oraz stopień przekształceń wzorca płodności wykorzystaliśmy liniowy model regresji wielorakiej, który wyznaczaliśmy dla roku 1999, 2003 i 2009. Z rozważań tych wynika, że niski stopień powiązań między tymi zmiennymi niezależnymi łącznie

otrzymaliśmy dla wojewódzkiego współczynnika dzietności, ale relatywnie wysoki dla przemian wzorca płodności. Jednocześnie z czasem rośnie wpływ tych czynników na przestrzenne zróżnicowanie podejmowanych decyzji prokreacyjnych przez partnerów.

Kierunek oraz siła zależności między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi nie była stabilne w czasie. Nie zostały zatem potwierdzone postawione na wstępie hipotezy badawcze mówiące, iż wzrostowi zagrożenia bezrobociem lub niestabilności zatrudnienia lub wzrostowi poziomu życia lub spadkowi dostępności do instytucjonalnej opieki nad małym dzieckiem towarzyszył spadek natężenia płodności oraz sprzyjał odkładaniu decyzji prokreacyjnych do starszych grup wieku (wzrost przekształceń wzorca płodności), niezależnie od okresu badania. Odnotowaliśmy, że w 1999r. relatywnie największy wpływ na przestrzenną zmienność współczynnika dzietności miały charakterystyki opisujące bezrobocie, cztery lata później osób pracujących, a w 2009r. określające instytucjonalną opiekę nad małym dzieckiem. W przypadku stopnia przekształceń wzorca płodności były to odpowiednio takie cechy jak: instytucjonalna opieka nad małym dzieckiem, charakterystyka osób pracujących, instytucjonalna opieka nad małym dzieckiem. Wśród zmiennych opisujących przestrzenne zróżnicowanie płodności wydaje się, że za jedną z ważniejszych jej determinant można uznać instytucjonalną opiekę nad małym dzieckiem.

Bibliografia

- [1] Abramowska A., 2002, Zmiany aktywności zawodowej kobiet w latach 1993-2000 a ich sytuacja rodzinna, ISiD, KAE, SGH, 2002.
- [2] Adsera A., 2004, Changing fertility rates in developed countries. The impact of labour market institutions, "Journal of Population Economics" Vol. 17.
- [3] Balcerzak-Paradowska B., Chłoń-Domińczak A., Kotowska I.E., Olejniczak-Merta A., Topińska I., Woycicka I., 2003, The gender dimensions of social security reform in Poland, (w:) E.Fultz, M.Rack, S.Steinhilber (red.), The Gender Dimensions of Social Security Reform in Central and Eastern Europe: Case Studies of the Czech Republic, Hungary and Poland, International Labour Pffice, Subregional Office for Central and Eastern Europe Budapest.
- [4] Budnik A., Mrowicka B., Baran S., 2007, The fertility of women Poland in the period of transformation of the political and economics system (the 80's and 90's). "Human Evolution" Vol. 18, Numbers 3-4.
- [5] Chojnicki Z., 1996, Region w ujęciu geograficzno-systemowym (w:) Czyż T. (red.) Podstawy regionalizacji geograficznej. Poznań, Bogucki Wydawnictwo Naukowe, s.7-43.
- [6] Czyż T., 2002, Zastosowanie modelu potencjału w analizie zróżnicowania regionalnego Polski. „Studia Regionalne i Lokalne” nr 2-3.

-
- [7] Florczak W., 2008, Makroekonomiczne uwarunkowania płodności w Polsce: próba kwantyfikacji, „Studia Demograficzne” nr 1-2/153-154.
- [8] Frątczak E., Liefbroer A., 1996, The Family Formation Process in Poland During the Early Years of Economic Transition: Evidence from Polish Family and Fertility Survey 1991, „Studia Demograficzne”, nr 1-2.
- [9] Frątczak E., 2000, Changes in Fertility Pattern in Poland during the Transformation Period – Measurement and Interpretation, “Polish Population Review”, nr 16.
- [10] Gołata E., 1995, Płodność i małżeństwo w Polsce w okresie transformacji społeczno-gospodarczej, „Studia Demograficzne” nr 3/121.
- [11] Gołata E., 1990, Studia nad terytorialnym zróżnicowaniem płodności kobiet w Polsce, „Monografie i Opracowania SGPiS” nr 13/322.
- [12] Kocot-Górecka K., 2002, Aktywność ekonomiczna kobiet a zmiany wzorca płodności w Polsce, praca doktorska, ISiD, KAE, SGH, Warszawa.
- [13] Kotowska I.E., 2002, Zmiany modelu rodziny. Polska – kraje europejskie, „Polityka Społeczna” nr 4.
- [14] Kotowska I.E., Muszyńska M., Pawlak K., 2000, Przemiany procesu zawierania małżeństw i płodności w krajach europejskich, raport z badań, ISiD SGH, Warszawa.
- [15] Kotowska I.E., Józwiak J., Matysiak A., Baranowska A., 2008, Poland: Fertility decline as a response to profound societal and labour market changes?, “Demographic Research”, Vol. 19.
- [16] Marciniak G., 2000, Predicted changes in the level of women’s fertility and their consequences, “Polish Population Review”, nr 16.
- [17] McDonald P., 2000, Gender equity, social institutions and the future of fertility, „Journal of Population Research”, Vol.17, No. 1.
- [18] Maddala G.S., 2006, Ekonometria, PWN, s. 164-240.
- [19] Mash A., Masch R., 2000, The dynamics of fertility, family planning and female education in a developing economy, “Applied Economics”, Vol. 32.
- [20] Matysiak A., 2005, The sharing of professional and household duties between Polish couples: preferences and actual choices. “Studia Demograficzne” nr 1.
- [21] Mishtal J.Z., 2009, Understanding low fertility in Poland. Demographic consequences of gendered discrimination in employment and post-socialist neoliberal restructuring. “Demographic Research” Vol. 21.
- [22] Młodak A., 2006, Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej. Difin Warszawa.
- [23] Morrison D.F., 1990, Wielowymiarowa analiza statystyczna, PWN Warszawa.
- [24] Mynarska M., 2009, Individual fertility choices in Poland, Universität Rostock, Rostock.
- [25] Panopoulou G., Tsakoglou P., 1999, Fertility and economic development: theoretical considerations and cross-country evidence, „Applied Economics”, Vol. 31.
- [26] Roeske-Słomke I., 1988, Dochód jako czynnik kształtujący dzietność rodzin, „Monografie i Opracowania SGPiS” nr 265.
- [27] Skrętowicz B., 1991, Uwarunkowania zachowań prokreacyjnych kobiet wiejskich, „Monografie i Opracowania SGH” nr 118.
- [28] Sobczak I., 2000, Factors which shape birth number, intensity and spatial distribution of women’s fertility in Poland, “Polish Population Review”, nr 16.

- [29] Stanisław A., 2007, *Przystępny kurs statystyki. Tom 2*, StatSoft Polska, s.59-98.
[30] Toński P., 1999, *Przestrzenne zróżnicowanie płodności w Polsce w latach 1989-1997*, „*Studia Demograficzne*” nr 1/135.

* * *

Determinations of spatial variation of fertility in Poland in the years 1999-2009

Abstract

Observed for years, changes in the intensity of the fertility and pattern of fertility in Poland does not proceed similarly by provinces. Purpose of the article is a demonstration of these transformations and to identify factors which determine them. We assume that in regions with a higher risk of unemployment and the "modern" style of life we will be able to observe lower fertility and more advanced changes in pattern of fertility. In the case of higher stability of employment and a better accessibility to institutional care for small children, the situation will develop in opposite direction.

Key words: spatial variation of fertility, determinants of fertility, the pattern of fertility

Autor:

Małgorzata Podogrodzka, Instytut Statystyki i Demografii, Szkoła Główna Handlowa
ul. Madalińskiego 6/8, 02-513 Warszawa,
email: malgorzata.podogrodzka@sgh.waw.pl