



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

MAŁGORZATA PODOGRODZKA¹

BEZROBOCIE DETERMINANTĄ PRZESTRZENNEGO ZRÓŻNICOWANIA PŁODNOŚCI WEDŁUG MIEJSCA ZAMIESZKANIA W POLSCE W LATACH 1999–2009

Abstrakt. W artykule przedstawiono analizę zróżnicowania płodności według województw, która ma na celu wyodrębnienie regionów podobnych ze względu na omawiane zjawisko. Płodność została tu opisana przez współczynnik dzietności i wzorzec płodności. Wśród wielu determinant wpływających na przestrzenną odmienność zachowań prokreacyjnych wymieniana się m.in. sytuację na rynku pracy, a zwłaszcza jej negatywne strony. Wykorzystując liniowy model regresji wielorakiej, oceniono regionalne współwystępowanie tych procesów oraz określono te charakterystyki bezrobocia, które istotnie przyczyniają się do wojewódzkiego zróżnicowania płodności.

Słowa kluczowe: rynek pracy, bezrobocie, zatrudnienie, płodność, wzorzec płodności

UWAGI WSTĘPNE

Przejęcie na początku lat dziewięćdziesiątych XX wieku z gospodarki centralnie planowanej do wolnorynkowej określiło nowe warunki uczestnictwa jednostek na rynku pracy. Duża ich niestabilność wymusiła na jej uczestnikach ciągłe zdobywanie coraz to wyższych kwalifikacji zawodowych, a także wzrost mobilności przestrzennej w celu ich pozyskania. Jednocześnie coraz to gorsza sytuacja mieszkaniowa młodych małżeństw oraz spadek bezpieczeństwa społecznego i socjalnego określały nowe postawy jednostek wobec decyzji prokreacyjnych. Zmieniła się również świadomość społeczna w zakresie uczestnictwa kobiet w życiu społecznym oraz roli partnera i rodzica. Nie bez znaczenia pozostaje ro-

¹ Autorka jest pracownikiem naukowym Szkoły Głównej Handlowej (e-mail: mpodog@sgh.waw.pl).

snąca dostępność stosowania metod i środków kontroli urodzeń oraz społeczna akceptacja bezdzietności. Swoboda seksualna i możliwość usunięcia niepożądanego ciąży sprzyjają podejmowaniu świadomej decyzji o posiadaniu dziecka. Jednocześnie małżeństwo przestaje być jedynym akceptowanym społecznie środowiskiem życia „we dwoje” oraz dla poczęcia potomka. Wzrost niezależności jednostki i znaczenia jej samorealizacji oraz indywidualnego stylu życia nie pozostały również obojętne na decyzje dotyczące założenia rodziny. Wszystko to sprawia, że od przeszło dwóch dekad odnotowuje się istotne zmiany w natężeniu płodności w Polsce oraz w rozkładzie cząstkowych współczynników płodności według wieku kobiety w chwili poczęcia [Abramowska 2002, Kocot-Górecka 2002, Adsera 2004, Florczak 2008, Kotowska i in. 2008, Mishtal 2009, Mynarska 2009].

Celem artykułu jest ukazanie kierunku i skali przestrzennych zmian płodności w Polsce w latach 1999–2009, odrębnie dla obszarów miejskich i wiejskich, w powiązaniu z sytuacją na rynku pracy opisywaną od strony bezrobocia. Wzrost zagrożenia utratą pracy oraz trudności w jej pozyskaniu mogą przyczyniać się do spadku natężenia płodności i sprzyjać odkładaniu decyzji prokreacyjnych do starszych grup wieku kobiet.

W rozważaniach na temat przestrzennego zróżnicowania płodności za obiekt porównawczy przyjęto województwo. Jest to region administracyjny, który charakteryzuje się wysokim stopniem instytucjonalizacji, stanowi podstawową jednostkę strukturyzacji i organizacji przestrzennej kraju [Chojnicki 1996, Czyż 2002]. Do opisu wojewódzkich różnic w płodności wykorzystano współczynnik dzietności, który wyraża przeciętną liczbę dzieci rodzonych przez kobietę w ciągu całego okresu rozrodczego, oraz wzorzec płodności, który opisany jest przez rozkład cząstkowych współczynników płodności według wieku matki w chwili rodzenia. Do klasyfikacji regionów podobnych ze względu na charakterystyki opisujące badane zjawisko wykorzystano metodę taksonomiczną opartą na syntetycznym mierniku rozwoju, a do oceny przestrzennego podobieństwa rozkładów cząstkowych współczynników płodności według wieku – metodę podobieństwa struktur. Pierwsza z nich posłużyła do liniowego uporządkowania obiektów ze względu na rozwój omawianego zjawiska, a druga – do określenia stopnia przekształceń wzorca płodności. Klasyfikacja zbioru jednostek podobnych określona została jako relacja między średnią arytmetyczną a odchyleniem standardowym, tj. $\bar{x} \pm k \cdot S(X)$, gdzie k przyjmuje wartość 0,5 oraz 1,0. Druga ze wspomnianych metod wykorzystuje informacje o rzeczywistej strukturze zmiennej opisującej badany obiekt i porównuje ją ze strukturą hipotetyczną. Porównanie tych dwóch rozkładów pozwala na ustalenie różnic między nimi. W analizie wykorzystano następujący miernik podobieństwa struktur:

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

gdzie: q_{ij} to rozkład rzeczywistych współczynników płodności według wieku, a q_{rj} to rozkład hipotetycznych współczynników płodności według wieku.

Im większe wartości miernika podobieństwa struktur, tym mniejsze podobieństwo rzeczywistego wzorca płodności do wzorca hipotetycznego [Młodak 2006]. Struktura hipotetyczna została ustalona w następujący sposób:

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

gdzie w_k to cząstkowy współczynnik płodności, a k to grupa wieku.

W rozważaniach na temat wpływu sytuacji na rynku pracy analizowanej od strony bezrobocia na przestrzenne zróżnicowanie płodności wykorzystano wieloraką regresję liniową. Rozważania prowadzone były odrębnie dla obszarów miejskich i wiejskich. Metoda ta wymaga, aby liczba zmiennych wchodzących w skład modelu była zdecydowanie mniejsza od liczby obserwacji², zatem po analizie korelacji między charakterystykami opisującymi omawiane zjawisko do dalszych rozważań wybrano następujące cechy bezrobocia³: stopę bezrobocia, odsetek bezrobotnych kobiet, wskaźnik stabilności bezrobocia, tj. relację napływu do odpływu osób wchodzących w skład tej populacji, średni wiek osób bezrobotnych, odsetek bezrobotnych z wykształceniem co najwyżej zasadniczym zawodowym oraz odsetek osób przebywających w tej populacji powyżej 12 miesięcy. Jednocześnie uznano, że każda ze zmiennych w jednakowy sposób determinuje przestrzenne zmiany płodności oraz że charakterystyki te są destymulantami dla tych zmian. Wzrost zagrożenia bezrobociem może ograniczać decyzje o posiadaniu dziecka, ale w podobnym stopniu warunkuje decyzje prokreacyjne wśród mieszkanek miast i wsi na regionalnych rynkach pracy.

Do oceny istotności przestrzennych powiązań między zmiennymi opisującymi sytuację na rynku pracy analizowaną od strony bezrobocia a płodnością wykorzystano procedurę weryfikacji hipotez, przyjmując, że hipotezę mówiącą o braku zależności między cechami należy odrzucić na korzyść alternatywnej przy poziomie istotności 0,1. Założono bowiem, że województwa stanowią próbę losową w analizie przestrzennych zależności między tymi procesami.

Informacje statystyczne wykorzystane w artykule pochodzą z Roczników Demograficznych, Roczników Statystycznych Województw oraz Roczników Statystycznych Pracy z różnych lat okresu 2000–2010. Informacje o bezrobociu odnoszą się do bezrobocia rejestrowanego przez urzędy pracy. Dane na temat bezrobocia i dostępność danych wyznacza zakres prowadzonych analiz.

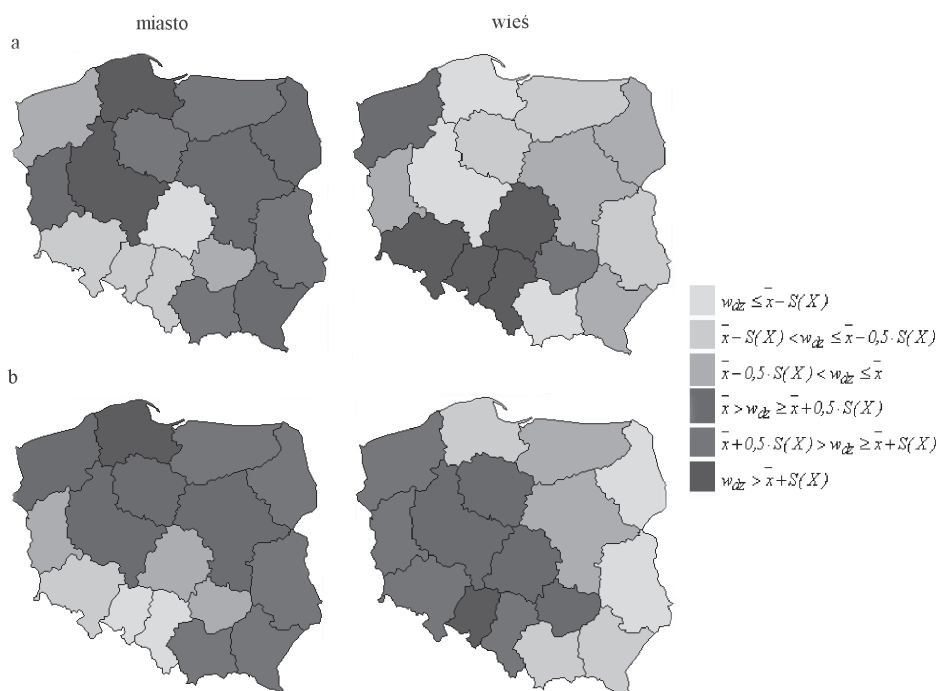
² Im liczba zmiennych zawartych w modelu jest bliższa liczbie obserwacji, tym wartość współczynnika determinacji jest bliższa jedności, niezależnie od stopnia wyjaśnienia zmienności zmiennej zależnej od zmiennych niezależnych.

³ Zmienne opisujące bezrobocie ukazują natężenie tego zjawiska oraz jakościową stronę zasobu bezrobotnych.

⁴ Przedstawiony opis zmian w czasie przestrzennego zróżnicowania płodności zawiera jedynie syntetyczne wnioski uzyskane z bardziej szczegółowych analiz przedstawionych w artykule autorki [Podogrodzka 2011].

WSPÓŁCZYNNIK DZIETNOŚCI⁴

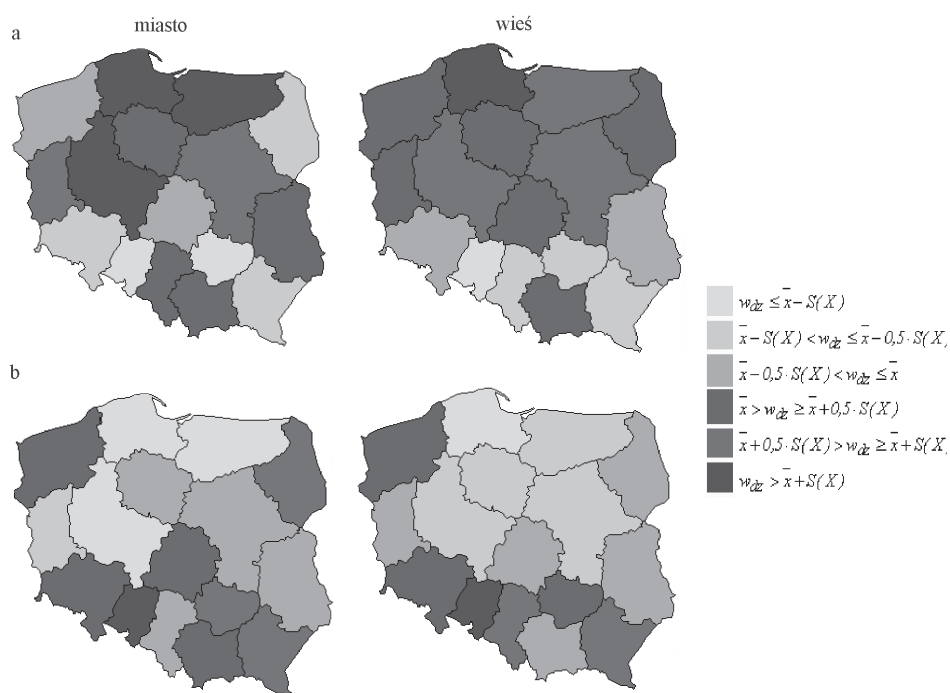
W ostatniej dekadzie w ujęciu ogólnopolskim wartość współczynnika dzietności podlegała nielicznym wahaniom w czasie. W pierwszych pięciu latach badanego okresu zaobserwowano stały jej spadek, a w kolejnych – dość wyraźny jej wzrost. Podobne tendencje wystąpiły we wszystkich województwach, jednak o różnym natężeniu, odmiennie też kształtowały się dla obszarów miejskich i wiejskich. Miary rozproszenia, tj. współczynnik zmienności oraz rozstęp, wyznaczone dla wojewódzkiego współczynnika dzietności, wskazują, że z czasem na obszarach wiejskich dokonuje się stopniowe przestrzenne ujednolicanie poziomu dzietności (coraz to większa liczba obiektów przyjmuje wartości zbliżone do ogólnopolskiej), natomiast na obszarach miejskich pogłębia się jego zróżnicowanie (coraz to mniejsza liczba obiektów przyjmuje wartości zbliżone do średniej). Nadal jednak w niektórych województwach odnotowuje się wartości współczynnika dzietności znacznie większe od przeciętnej, zwłaszcza na obszarach wiejskich, o czym świadczy zwiększenie wartości dla przestrzennego obszaru zmienności (rozstępu). Równocześnie regiony o podobnym natężeniu współczynnika dzietności, zarówno dla obszarów miejskich, jak i wiejskich, zasadniczo nie tworzyły zwartych przestrzennie jednostek i obraz ten nieznacznie zmienił się w czasie. Może to tym samym świadczyć o braku stabilności wzorców zachowań prokreacyjnych w ujęciu przestrzennym, zwłaszcza w mieście (rysunek 1).



RYSUNEK 1. Rozkład województw według podobieństwa współczynnika dzietności i miejsca zamieszkania w: a – 1999 roku, b – 2009 roku

FIGURE 1. The distribution of provinces by total fertility rate and place of residence in: a – 1999, b – 2009
 Źródło: Na podstawie danych z Rocznika Demograficznego 2000 i 2010.

Odnotowane zmiany w czasie w wartości współczynnika dzietności były wynikiem odmiennie kształtującego się natężenia cząstkowych współczynników płodności według wieku matki w chwili rodzenia. Wskazują one, że w ujęciu ogólnopolskim nastąpił spadek płodności w młodszych grupach wieku, zwłaszcza w grupie wieku 20–24 lata, oraz jej wzrost w grupach starszych, a zwłaszcza w grupie 30–34 lata. To różne nasilenie w poszczególnych grupach wieku sprawiło, iż zmienił się wzorzec płodności. Krzywa płodności stała się nieco bardziej spłaszczona i kształtem przypominająca rozkład symetryczny. Dominanta rozkładu przesunęła się zaś do starszej grup wieku, tj. 25–29 lat. Zmieniły się również relacje między niektórymi cząstkowymi współczynnikami płodności. W ujęciu przestrzennym odnotowano również istotne zmiany. Wojewódzkie zmiany w rozkładzie współczynników stały się jeszcze bardziej zróżnicowane i można było wyodrębnić nowe wzorce płodności, zarówno na obszarach miejskich, jak i wiejskich, chociaż na tych pierwszych były one wyraźniejsze. W celu określenia podobieństwa między badanymi obiektami ze względu na wzorzec płodności, a tym samym na określenie stopnia podobieństwa do wzorca hipotetycznego (stopnia przekształceń wzorca płodności), wykorzystano metodę podobieństwa struktur.



RYSUNEK 2. Rozkład województw według podobieństwa wzorca płodności i miejsca zamieszkania

w: a – 1999 roku, b – 2009 roku

FIGURE 2. The distribution of provinces by similarity of pattern of fertility and place of residence in:

a – 1999, b – 2009

Źródło: Na podstawie danych z Rocznika Demograficznego 2000 i 2010.

Z czasem we wszystkich województwach odnotowano zmiany w rozkładzie cząstkowych współczynników płodności, które jednak były wyraźniejsze na obszarach wiejskich. Wojewódzkie wzorce stały się nieco bardziej zbliżone do wzorca hipotetycznego, ale cechował je różny stopień podobieństwa. Miary rozproszenia, wyznaczone dla odległości podobieństwa struktur, wskazują na zwiększenie liczby obiektów charakteryzujących się podobnym „przeciętnym wzorcem płodności” (o czym świadczy spadek wartości współczynnika zmienności), przy równoczesnym występowaniu jednostek charakteryzujących się zdecydowanie odmiennym wzorcem płodności (o czym świadczy z czasem zwiększenie wartości obszaru zmienności), niezależnie od miejsca zamieszkania, tj. dla obszarów miejskich i wiejskich. Ponadto województwa odznaczające się jednakowym rozkładem cząstkowych współczynników płodności według wieku nie tworzyły zwartych przestrzennie regionów, rozlokowane były w różnych częściach kraju (rysunek 2).

Wśród wielu czynników mogących wpływać na przestrzenne zróżnicowanie kierunku oraz natężenie zmian współczynnika dzietności oraz wzorca płodności można wymienić m.in. odmienną sytuację na rynku pracy, a zwłaszcza w odniesieniu do osób bezrobotnych. W dalszej części artykułu przedstawiono analizę powiązań między tymi procesami.

DETERMINANTY PRZESTRZENNEGO ZRÓŻNICOWANIA DZIETNOŚCI

W analizie wpływu zmiennych opisujących różną sytuację na rynku pracy (od strony bezrobocia) na przestrzenne zróżnicowanie poziomu dzietności oraz stopnia podobieństwa wzorca płodności w 1999 i 2009 roku wykorzystano 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, a ε to składnik losowy [Stanisz 2007].

Do wyznaczenia współczynników tej funkcji zazwyczaj stosuje się metodę najmniejszych kwadratów. Jeżeli spełnione będą określone założenia, to otrzymane estymatory będą miały pożądane własności, tj. nieobciążoność i efektywność. Dlatego też, zanim się przejdzie do wyznaczenia współczynników tego modelu, należy sprawdzić poprawność dwóch z tych założeń:

1. Żadna ze zmiennych niezależnych uwzględnionych w modelu nie jest kombinacją liniową innych zmiennych niezależnych (brak współliniowości).

W celu sprawdzenia poprawności tego założenia wyznaczono współczynnik tolerancji, tj. $1 - R^2$, gdzie wartość R^2 wyraża zależność między daną zmienną objaśniającą a wszystkimi pozostałymi zmiennymi niezależnymi łącznie i mówi o tym, ile zmienności danej zmiennej wyjaśnione jest przez pozostałe zmienne. Im mniejsza jest tolerancja dla danej zmiennej, tym bardziej nadmierny jest jej wkład w równanie regresji. Oznacza to, że jest ona zbędna w świetle wkładu po-

zostałych charakterystyk do modelu. Przyjmuje się, jeżeli tolerancja dla którejś ze zmiennych objaśniających ma wartość poniżej 0,1, to wówczas taki model regresji jest mało przydatny w wyjaśnieniu wpływu zmiennych niezależnych na zmienną zależną. W niniejszych rozważaniach miara ta dla każdej charakterystyki oraz wyróżnionych punktów czasowych otrzymała wartości większe aniżeli podana wartość graniczna, dlatego też można uznać, że powyższy warunek został spełniony (tabela 1).

TABELCA 1. Statystyki współliniowości (współczynniki tolerancji) dla zmiennych niezależnych w liniowym modelu regresji wielorakiej dla wojewódzkiego współczynnika dzietności oraz wzorca płodności w 1999 i 2009 roku

TABLE 1. Statistics of the coefficients of tolerance for independent variables in a linear model of multiple regression for regional total fertility rate and pattern of fertility in 1999 and 2009

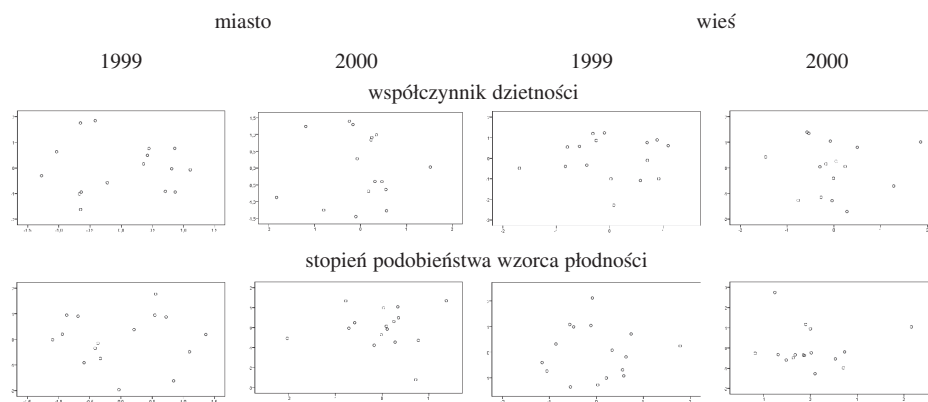
Zmienne niezależne	Statystyka współliniowości (tolerancja)							
	współczynnik dzietności				stopień podobieństwa wzorca płodności			
	1999		2009		1999		2009	
	miasto	wieś	miasto	wieś	miasto	wieś	miasto	wieś
Stopa bezrobocia	0,663	0,659	0,825	0,725	0,651	0,599	0,820	0,825
Średni wiek osób bezrobotnych	0,262	0,222	0,489	0,477	0,199	0,271	0,453	0,489
Odsetek bezrobotnych z wykształceniem co najwyżej zasadniczym zawodowym	0,281	0,279	0,251	0,231	0,232	0,269	0,229	0,251
Odsetek bezrobotnych kobiet	0,227	0,224	0,123	0,119	0,219	0,211	0,130	0,123
Odsetek bezrobotnych przebywających w tej populacji powyżej 12 miesięcy	0,108	0,109	0,119	0,129	0,110	0,121	0,191	0,119
Wskaźnik stabilności bezrobocia	0,162	0,162	0,203	0,200	0,159	0,165	0,200	0,203

2. Wariancja składnika losowego jest taka sama dla wszystkich obserwacji, tj. zmienne ujęte w modelu mają taką samą zmienność.

W celu oceny poprawności tego założenia wyznaczono 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 (rysunek 3).

Rozważania przeprowadzone na temat warunków stosowalności metody najmniejszych kwadratów przy wyznaczaniu parametrów liniowej funkcji regresji wielorakiej wskazują, iż otrzymane estymatory mają pożądane własności. Do oceny dobroci dopasowania liniowej funkcji regresji do danych empirycznych wykorzystano współczynnik determinacji, który jest kwadratem współczynnika korelacji liniowej. Pokazuje on, jaka część zaobserwowanej w zbiorowości zmienności zmiennej zależnej jest wyjaśniona przez teoretyczny model względem wszystkich zmiennych niezależnych łącznie⁵.

⁵ Duże wartości współczynnika determinacji mogą dawać błędne wyjaśnienie zmienności zmiennej zależnej, jeżeli na przykład liczba obserwacji jest bliska dwa; gdy w modelu nie został uwzględniony wyraz wolny, to model nie jest liniowy lub zastosowano inną metodę estymacji aniżeli metoda najmniejszych kwadratów.



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

RYSUNEK 3. Wykres rozrzutu wartości przewidywanych względem reszt dla wojewódzkiego współczynnika dzietności oraz stopnia podobieństwa wzorca płodności w 1999 i 2000 roku

FIGURE 3. The graph of the variation in the value of the expected terms of residuals for total fertility rate and fertility pattern by province in 1999 and 2000

Istotną zależność między zmienną objaśnianą, tj. wojewódzkim współczynnikiem dzietności lub stopniem przekształceń wzorca płodności, a wszystkimi pozostałymi zmiennymi objaśniającymi uwzględnionymi w modelu, tj. zmiennymi opisującymi bezrobocie łącznie, uzyskano jedynie dla obszarów miejskich, niezależnie od roku badania. Na obszarach wiejskich przestrzenne współwystępowanie tych procesów było nieistotne. Oznacza to, że jedynie wśród mieszkańców miast stopień wyjaśnienia zmienności zmiennej zależnej przez zmienne niezależne łącznie był istotny. Równocześnie na tych obszarach przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia w nieco większym stopniu tłumaczyło przekształcenia wzorca płodności aniżeli poziom współczynnika dzietności. Ponadto z czasem charakterystyki bezrobocia zyskiwały na nieco większym znaczeniu w ocenie ich wpływu na przestrzenne zróżnicowanie płodności (tabela 2).

TABELA 2. Miary dopasowania dla liniowej funkcji regresji współczynnika dzietności oraz stopnia podobieństwa wzorca płodności w 1999 i 2009 roku^a

TABLE 2. The parameters of linear multiple regression described by the unemployment variables related to total fertility rate and pattern of fertility in 1999 and 2009

Rok	Współczynnik korelacji wielorakiej	Współczynnik determinacji oszacowania	Standardowy błąd	Współczynnik korelacji wielorakiej	Współczynnik determinacji oszacowania	Standardowy błąd oszacowania
Współczynnik dzietności			Stopień podobieństwa wzorca płodności			
Miasto						
1999	0,597	0,356	0,055	0,677	0,459	0,023
2009	0,635	0,403	0,159	0,871	0,759	0,031
Wieś						
1999	0,386	0,149	0,087	0,402	0,162	0,035
2009	0,282	0,080	0,161	0,297	0,088	0,056

^a Czcionką półgrubą zaznaczono występowanie istotnego związku między zmiennymi.

TABELA 3. Parametry liniowej regresji wielorakiej opisanej zmiennymi bezrobocia dla współczynnika dzietności oraz wzorca płodności w 1999 i 2009 roku

TABLE 3. The parameters of linear multiple regression described by unemployment variables related to total fertility rate and pattern of fertility in 1999 and 2009

Zmienne niezależne	Współczynniki niestandardyzowane β (błąd standardowy β)			
	1999		2009	
	miasto	wieś	miasto	wieś
Współczynnik dzietności				
Stopa bezrobocia	0,004 (0,005)	0,002 (0,008)	0,014 (0,015)	0,003 (0,015)
Średni wiek osób bezrobotnych	-0,010 (0,026)	0,003 (0,041)	-0,081 (0,052)	-0,020 (0,052)
Odsetek bezrobotnych z wykształceniem co najwyżej zasadniczym zawodowym	0,010 (0,010)	0,003 (0,016)	-0,004 (0,038)	-0,004 (0,038)
Odsetek bezrobotnych kobiet	-0,002 (0,007)	0,008 (0,011)	-0,015 (0,051)	0,005 (0,051)
Odsetek bezrobotnych przebywających w tej populacji powyżej 12 miesięcy	-0,006 (0,012)	-0,001 (0,020)	-0,012 (0,027)	-0,014 (0,028)
Wskaźnik stabilności bezrobocia	-0,022 (0,041)	-0,037 (0,085)	-0,035 (0,053)	-0,041 (0,053)
Wzorzec płodności				
Stopa bezrobocia	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,003)	0,000 (0,003)	0,001 (0,005)
Średni wiek osób bezrobotnych	0,004 (0,011)	0,003 (0,016)	0,028 (0,010)	0,004 (0,018)
Odsetek bezrobotnych z wykształceniem co najwyżej zasadniczym zawodowym	-0,006 (0,004)	0,001 (0,006)	0,006 (0,007)	0,003 (0,013)
Odsetek bezrobotnych kobiet	0,001 (0,003)	-0,003 (0,004)	0,002 (0,010)	-0,006 (0,018)
Odsetek bezrobotnych przebywających w tej populacji powyżej 12 miesięcy	0,004 (0,005)	0,001 (0,008)	0,000 (0,005)	0,001 (0,010)
Wskaźnik stabilności bezrobocia	0,014 (0,011)	0,010 (0,026)	0,006 (0,010)	0,011 (0,019)

Źródło: Opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu komputerowego SPSS.

TABELA 4. Siła zależności między zmiennymi opisującymi bezrobocie a współczynnikiem dzietności oraz wzorcem płodności w 1999 i 2009 roku

TABLE 4. The strength of the relationship between the variables described by the unemployment and total fertility rate or pattern of fertility in 1999 and 2009

Zmienne niezależne	Współczynniki standaryzowane BETA ^a			
	1999		2009	
	miasto	wieś	miasto	wieś
Współczynnik dzietności				
Stopa bezrobocia	0,275	0,072	0,267	0,069
Średni wiek osób bezrobotnych	0,194	0,044	0,574	0,178
Odsetek bezrobotnych z wykształceniem co najwyżej zasadniczym zawodowym	0,508	0,110	0,057	0,068
Odsetek bezrobotnych kobiet	0,177	0,459	0,215	0,087
Odsetek bezrobotnych przebywających w tej populacji powyżej 12 miesięcy	0,380	0,070	0,322	0,573
Wskaźnik stabilności bezrobocia	0,351	0,501	0,379	0,542
Wzorzec płodności				
Stopa bezrobocia	0,298	0,234	0,012	0,036
Średni wiek osób bezrobotnych	0,185	0,104	0,648	0,102
Odsetek bezrobotnych z wykształceniem co najwyżej zasadniczym zawodowym	0,615	0,003	0,266	0,166
Odsetek bezrobotnych kobiet	0,222	0,488	0,077	0,291
Odsetek bezrobotnych przebywających w tej populacji powyżej 12 miesięcy	0,591	0,086	0,083	0,095
Wskaźnik stabilności bezrobocia	0,496	0,307	0,227	0,401

^a Standaryzowany współczynnik BETA interpretuje się jako powiązanie poszczególnych zmiennych niezależnych ze zmienną zależną. Czcionką półgrubą zaznaczono występowanie istotnego związku między zmiennymi.

W tabeli 3 przedstawiono wyniki oszacowania parametrów wojewódzkiej liniowej funkcji regresji dla współczynnika dzietności oraz podobieństwa wzorca płodności, a w tabeli 4 – miary korelacji cząstkowej, które pozwalają na ocenę siły wpływu każdej ze zmiennych niezależnych osobno na zmienną zależną. Z informacji tych wynika, że w zależności od charakterystyki opisującej przestrzenne zróżnicowanie płodności wpływ czynników je determinujących był nieco odmienny i zależał od okresu badania.

W 1999 roku istotny wpływ na przestrzenne zróżnicowanie płodności na obszarach miejskich miał poziom wykształcenie osób bezrobotnych. W województwach, gdzie odnotowano relatywnie duży odsetek osób z niskim jego poziomem, występowały wysokie współczynniki dzietności, ale przekształcenia wzorca płodności były mało istotne. Dodatkowo na postać rozkładu cząstkowych współczynników płodności według wieku wpływał również czas przebywania w tej populacji oraz wskaźnik stabilności bezrobocia. W obu przypadkach przestrzenne współwystępowanie tych procesów było dodatnie, tzn. w województwach odznaczających się większym udziałem bezrobocia długookresowego oraz większymi napływami osób do bezrobocia aniżeli jej odpływami przekształcenia wzorca były wyraźniejsze. W województwach charakteryzujących się małym jakościowo zasobem bezrobotnych oraz złą oceną sytuacji na rynku pracy odnotowano relatywnie wysokie współczynniki dzietności oraz bardziej widoczne przekształcenia wzorca płodności. Można zatem przypuszczać, że albo osoby decydujące się na posiadanie dziecka wchodziły do populacji bezrobotnych, albo będąc w niej, decydowały się na posiadanie dziecka lub kolejnego dziecka.

Na obszarach wiejskich sytuacja wyglądała nieco inaczej. Istotnymi zmiennymi wpływającymi na przestrzenne zróżnicowanie dzietności był odsetek bezrobotnych kobiet oraz wskaźnik stabilności bezrobocia. O ile w pierwszym przypadku zależność ta była dodatnia, to w drugim – ujemna. Natomiast wraz ze zwiększeniem odsetka kobiet w populacji bezrobotnych przekształcenia wojewódzkiego wzorca płodności były nieco bardziej widoczne. Można więc sądzić, że im gorsza jest sytuacja kobiet na regionalnym rynku pracy, tym większa jest ich skłonność do posiadania dzieci. Zmiany zaś wzorca płodności wskazują, że albo odkładały one decyzję o urodzeniu dziecka do starszych grup wieku, albo też decydowały się na większą ich liczbę.

Dekadę później już nieco inne charakterystyki decydowały o przestrzennym zróżnicowaniu płodności. Na obszarach miejskich istotne znaczenie miał wiek osób bezrobotnych. W województwach charakteryzujących się relatywnie młodymi osobami przymusowo pozostającymi bez pracy dzietność była niska, a przekształcenia wzorca płodności wyraźniejsze. Zła sytuacja na regionalnych rynkach pracy nie sprzyjała zatem decyzji o posiadaniu dziecka oraz powodowała jej odroczenie do starszych grup wieku matki.

Na obszarach wiejskich ujemne przestrzenne współwystępowanie tych zjawisk odnotowano jedynie dla współczynnika dzietności i bezrobocia długookresowego oraz wskaźnika stabilności bezrobocia. W województwach, gdzie sytuacja na rynku pracy była relatywnie zła, decyzje o posiadaniu dziecka podejmo-

wane były nieco częściej, aniżeli wtedy, gdy była ona dobra, tj. odwrotnie niż na obszarach miejskich.

Interpretując uzyskane wyniki, należy jednak pamiętać, że zmienne opisujące różne aspekty bezrobocia mogą wpływać na decyzje prokreacyjne, ale również decyzje dotyczące urodzenia dziecka mogą determinować określone zachowania na rynku pracy. W celu określenia ich wpływu (skutek, przyczyna) należy prowadzić badania bardziej szczegółowe, tj. oparte na informacjach z wywiadów osobistych. Jednakże możliwość ich pozyskania, zwłaszcza w ujęciu przestrzennym, jest bardzo utrudniona. Dlatego też niniejsze rozważania zostały przeprowadzone właśnie w takim ujęciu i stanowią jedynie syntetyczny obraz tych zależności, będąc zarazem punktem odniesienia do dalszych pogłębionych analiz.

UWAGI KOŃCOWE

W ostatniej dekadzie współczynnik dzietności w ujęciu ogólnopolskim, zarówno na obszarach miejskich, jak i wiejskich, charakteryzował się niewielkimi zmianami w czasie. Początkowo odnotowano systematyczny spadek jego wartości, ale pod koniec badanego okresu – już nieznaczny wzrost. Podobne zmiany wystąpiły we wszystkich województwach, jednak z różnym natężeniem. Jednocześnie miary rozproszenia (współczynnik zmienności oraz rozstęp) wskazują na wzrost z czasem przestrzennych różnic w poziomie dzietności na obszarach miejskich oraz na ich spadek na obszarach wiejskich, przy równoczesnym występowaniu takich obiektów, gdzie wartości współczynnika dzietności wyraźnie odbiegały od przeciętnej.

Różne natężenie zmian w czasie współczynnika dzietności zmieniło uporządkowanie województw według jego wartości, co może świadczyć o braku stabilności zachowań prokreacyjnych w ujęciu przestrzennym. Równocześnie regiony o różnym nasileniu tej miary nie tworzyły zwartych przestrzennie obszarów. Województwa o podobnym poziomie były rozlokowane w różnych częściach kraju, tworząc jedno- lub wieloelementowe skupiska.

Zmiany wartości współczynnika dzietności odzwierciedlają zmiany cząstkowych współczynników płodności według wieku. W skali całego kraju nastąpił spadek płodności w młodszych grupach wieku, a jego wzrost odnotowano w grupach wieku 25–29 i 30–34 lata, zarówno na obszarach miejskich, jak i wiejskich. Krzywa płodności stała się nieco bardziej spłaszczona i przypominała rozkład symetryczny. Dominanta rozkładu przesunęła się do starszej grup wieku, tj. z 20–24 lat do 25–29 lat. Zmianie uległy również relacje między niektórymi cząstkowymi współczynnikami płodności według wieku. Przekształcenia te cechuje jednakże różna intensywność w zależności od miejsca zamieszkania (miasto, wieś) oraz województw, co oznacza, że postać rozkładu nie wszędzie przypomina rozkład symetryczny, a natężenie płodności w grupie wieku 30–34 lata nie zawsze było wyraźnie większe (tj. o co najmniej 10%) niż w grupie 20–24 lata. Jeżeli się przyjmie, iż relacja ta świadczy o wyższym stopniu przekształceń wzorca płodności, to dotyczył on relatywnie niewielkiej liczby

województw zarówno na obszarach miejskich, jak i wiejskich. Z czasem odnotowano zwiększenie liczby województw odznaczających się podobnym rozkładem cząstkowych współczynników płodności według wieku jak rozkład przeciętny, ale przy równoczesnym występowaniu obiektów o zdecydowanie odmiennie postaci tego rozkładu. Jednocześnie województwa charakteryzujące się podobnym wzorcem płodności nie tworzyły zwartych przestrzennie obszarów, który nie był też stabilny w czasie.

W ocenie wpływu różnych charakterystyk opisujących bezrobocie na przestrzenne zróżnicowanie współczynnika dzietności oraz zmian wzorca płodności wykorzystano liniowy model regresji wielorakiej, który wyznaczono dla 1999 i 2009 roku. Okazało się, że łącznie zmienne te różnicowały przestrzenną płodność oraz zyskiwały na znaczeniu w czasie dla oceny ich wpływu na współczynnik dzietności, ale traciły na znaczeniu dla zmian wzorca płodności. Ponadto różne charakterystyki bezrobocia odmiennie, co do kierunku oraz siły oddziaływania, kształtowały tę zależność. Nieco inaczej wyglądała ona również na obszarach miejskich i wiejskich oraz zależna była od momentu badania.

Na początku badanego okresu istotne znaczenie w kształtowaniu przestrzennych różnic płodności na obszarach miejskich miało głównie wykształcenie osób bezrobotnych. Im ono było niższe, tym dzietność była wyższa, a zmiany wzorca płodności wyraźniejsze. Na obszarach wiejskich zaś istotne znaczenie miał odsetek bezrobotnych kobiet. Wraz ze zwiększaniem się jego wartości rosła dzietność, a przekształcenia wzorca płodności były też bardziej widoczne. Rozważania te prowadzą do wniosku, że w województwach charakteryzujących się względnie małymi jakościowo zasobami bezrobotnych oraz złą sytuacją na rynku pracy decyzje o urodzeniu dziecka podejmowane były nieco częściej aniżeli wtedy, kiedy sytuacja ta była relatywnie dobra. Jednocześnie przekształcenia wzorca płodności wskazują, że osoby decydujące się na posiadanie dziecka mogły wchodzić do populacji bezrobotnych albo będąc w niej, decydowały się na jego urodzenie.

Dekadę później sytuacja wyglądała już nieco inaczej. Na obszarach miejskich w województwach charakteryzujących się relatywnie młodymi osobami bezrobotnymi dzietność była względnie mała, a przekształcenia wzorca płodności bardziej widoczne. Zła sytuacja na regionalnych rynkach pracy nie sprzyjała zatem decyzji o posiadaniu dziecka oraz miała wpływ na odroczenie decyzji o jego urodzeniu do starszych grup wieku. Na obszarach wiejskich sytuacja ta przedstawiała się odwrotnie. Tam gdzie sytuacja na wojewódzkich rynkach pracy była relatywnie zła, decyzje o posiadaniu dziecka podejmowane były nieco częściej, aniżeli wtedy, gdy była ona dobra.

BIBLIOGRAFIA

- Abramowska A., 2002: *Zmiany aktywności zawodowej kobiet w latach 1993–2000 a ich sytuacja rodzinna*. ISiD, KAE, SGH, Warszawa.
- Adsera A., 2004: *Changing fertility rates in developed countries. The impact of labour market institutions*. "Journal of Population Economics" 17: 17–43.

- Chojnicki Z., 1996: *Region w ujęciu geograficzno-systemowym*. W: T. Czyż (red.) *Podstawy regionalizacji geograficznej*. Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań: 7-43.
- Czyż T., 2002: *Zastosowanie modelu potencjału w analizie zróżnicowania regionalnego Polski*. „Studia Regionalne i Lokalne” 2–3.
- Florczak W., 2008: *Makroekonomiczne uwarunkowania płodności w Polsce: próba kwantyfikacji*. „Studia Demograficzne” 1–2/153-154: 82–111.
- Kocot-Górecka K., 2002: *Aktywność ekonomiczna kobiet a zmiany wzorca płodności w Polsce*. Praca doktorska. ISiD, KAE, SGH, Warszawa.
- Kotowska I.E., Józwiak J., Matysiak A., Baranowska A., 2008: *Poland: Fertility decline as a response to profound societal and labour market changes?* „Demographic Research” 19: 795–854.
- Mishtal J.Z., 2009: *Understanding low fertility in Poland. Demographic consequences of gendered discrimination in employment and post-socialist neoliberal restructuring*. „Demographic Research” 21: 599–626.
- Młodak A., 2006: *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Difin, Warszawa.
- Mynarska M., 2009: *Individual fertility choices in Poland*. Universität Rostock, Rostock.
- Podogrodzka M., 2011: *Zachowania prokreacyjne ludności na obszarach miejskich i wiejskich w Polsce w latach 1990–2009*. „Wieś i Rolnictwo” 2: 146–163.
- Stanisz A., 2007: *Przystępny kurs statystyki*. Tom 2. StatSoft Polska, Kraków.

UNEMPLOYMENT AS A DETERMINANT OF SPATIAL DIFFERENCES IN FERTILITY IN POLAND IN 1999–2009

Abstract. The article presents an analysis of fertility by region in Poland, described by the total fertility rate and the pattern of fertility. The aim of the analysis is to distinguish regions showing similar features in terms of fertility. The article describes many determinants of regional differences in fertility, giving special attention to the situation on the labour market (unemployment). A linear multiple regression model is used to define the characteristic features of unemployment that contribute in an essential way to regional differences in fertility.

Key words: labour market, unemployment, fertility, pattern of fertility