

Zuzanna Brzozowska

Instytut Statystyki i Demografii Szkoły Głównej Handlowej
Vienna Institute of Demography

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE URODZEŃ POZAMAŁŻEŃSKICH W POLSCE W LATACH 2002–2010¹

WSTĘP

Od lat 50. XX w. odsetek urodzeń pozamałżeńskich na północy i zachodzie Polski pozostaje znacznie wyższy od przeciętnego, na południu zaś – niższy. Jego przestrzenne zróżnicowanie (oceniane na podstawie różnicy między najniższą i najwyższą wartością tego miernika na poziomie powiatu) wzrosło w ostatniej dekadzie z 37 punktów procentowych w 2002 r. do 43 w 2010 r. Niewiele wiadomo na temat przyczyn tego wzrostu, ponieważ ujęcie przestrzenne jest stosunkowo rzadko stosowane w badaniach nad płodnością w Polsce (wyjątki stanowią np. Wróblewska 1995, Kupiszewski 1998, Podogrodzka 2012), a samo zagadnienie przestrzennego zróżnicowania poziomu urodzeń pozamałżeńskich budzi małe zainteresowanie – do nielicznych, którzy tym tematem się zajmują, należy Piotr Szukański (2001, 2004, 2010), a ostatnio Anna Baranowska (2010).²

Celem niniejszego artykułu jest przede wszystkim analiza przestrzennego zróżnicowania odsetka urodzeń pozamałżeńskich; jednostką analizy jest powiat. Podjęta została także próba weryfikacji trzech wstępnych hipotez badawczych dotyczących przyczyn tego zróżnicowania. Pierwsza z hipotez rozpatruje je z perspektywy teorii racjonalnego wyboru, a dokładnie kosztów utraconych możliwości (Ermisch 2006). Na terenach o wyższym odsetku urodzeń pozamałżeńskich zysk z małżeństwa i urodzenia dziecka w małżeństwie jest niższy, a więc koszty utraconych możliwości

¹ Tekst powstał na podstawie raportu badawczego finansowanego w ramach programu „Badanie młodych naukowców” (03/BMN/0007/11) oraz w ramach European Union’s Seventh Framework Programme (FP7/2007-2013) / ERC Grant agreement n° 284238 finansowanego przez European Research Council.

² W latach 60. i 70. XX w., kiedy odmienność procesów demograficznych na tzw. Ziemiach Odzyskanych przykuwała uwagę demografów, zagadnienie przestrzennego zróżnicowania poziomu urodzeń pozamałżeńskich cieszyło się większą popularnością (Kosiński 1963, Rosset 1969, 1970, 1973).

także są niższe. Według drugiej hipotezy przestrzenne zróżnicowanie poziomu urodzeń pozamażeńskich to rezultat anomii (w rozumieniu Durkheimowskim) i traumy historycznej (Sztompka 2000, Philipov, 2002). Doprowadzają one do wykształcenia się nowej kultury, odmiennej od kultury panującej na terenach niedoświadczonych anomią i traumą historyczną. Nowa kultura obejmuje, m.in. większe przyzwolenie na rodzenie dzieci poza związkiem małżeńskim. Trzecia hipoteza głosi, że przestrzenne zróżnicowanie odsetka urodzeń pozamażeńskich ma ścisły związek z wpływem społecznym (Ermisch 2006). Oznacza to, że na terenach, gdzie dzieci pozamażeńskie rodzą się częściej, łatwiej jest podjąć decyzję o urodzeniu nieślubnego dziecka, bowiem nieślubne porody są 'bardziej obecne' w doświadczeniu zbiorowym lokalnej społeczności i łatwiej akceptowalne.

Wyżej wymienione hipotezy nie są całkowicie rozłączne. W ich operacjonalizacji (patrz: część dotycząca danych i metod analiz) starano się nawiązywać do tego, co stosowano w przytaczanych pracach (Sztompka 2000, Philipov 2002, Ermisch 2006), by uniknąć błędnych interpretacji.

Niniejszy artykuł ma następującą strukturę. W części teoretycznej omówiono każdą z trzech hipotez i zestawiono ją z przypuszczeniami Szukalskiego na temat wyższego poziomu urodzeń pozamażeńskich na Ziemiach Zachodnich i Północnych. W ten sposób usytuowano wąsko sformułowane rozważania Szukalskiego w świetle uniwersalnych teorii zachowań ludzkich i procesów społecznych. Następnie opisano dane i stosowane metody analiz. Wyniki analiz, które są prezentowane w kolejnej części, dotyczą najpierw analizy opisowej, a potem analiz modelowych. Artykuł kończy podsumowanie.

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE POZIOMU URODZEŃ POZAMAŁŻEŃSKICH Z PERSPEKTYWY WYBRANYCH UJĘĆ TEORETYCZNYCH

KOSZTY UTRACONYCH MOŻLIWOŚCI

Teorie ekonomiczne rozpatrują formowanie się rodziny w kategoriach rynku małżeńskiego, którego uczestnikami są kobiety i mężczyźni racjonalnie podejmujący decyzje. O tym, czy zawrzeć związek małżeński z danym partnerem/partnerką decyduje rachunek zysków i strat. Niekiedy kobiecie bardziej opłaca się mieć dziecko bez wiązania się węzłem małżeńskim z partnerem, nawet przy założeniu stosowania doskonałej kontroli płodności (Ermisch i Burdett 2002, Ermisch 2003). Na przykład, zgodnie z zasadami działania rynku i doboru małżeńskiego dla kobiet o niskim statusie społeczno-ekonomicznym kandydatami na mężów są mężczyźni lokujący się na dolnych szczeblach drabiny społecznej, którzy nie mogą wiele zaoferować w wymiarze ekonomicznym. Zysk z małżeństwa jest więc znacznie mniejszy niż w przypadku kobiet, które mogą poślubić zasobnych partnerów. Gdy jeszcze uwzględnimy trudną

sytuację ekonomiczną przejawiającą się np. wysokim bezrobociem mężczyzn, może się okazać, że kobietom z niższych warstw społecznych bardziej „opłaca się” urodzić dziecko w związku nieformalnym lub nawet zostać samotną matką wspieraną przez rozwiązania polityki społecznej niż wychodzić za mąż (Ermisch 2006). Według Ermischa teorię tę potwierdzają badania, które dowodzą negatywnej korelacji między statusem społeczno-ekonomicznym kobiety (zwłaszcza jej wykształceniem) a prawdopodobieństwem urodzenia dziecka poza małżeństwem (np. (Ermisch 2001, Del Bono 2004, Perelli-Harris i in. 2010, Brzozowska, 2012). Z brytyjskiego badania kobiet urodzonych w 1970 r. wynika także, że kobiety mieszkające w hrabstwach o wysokiej stopie bezrobocia wśród mężczyzn częściej zostają samotnymi matkami (Del Bono 2004). Taką samą zależność, tyle że na poziomie makro (a więc pomiędzy odstękiem urodzeń pozamałżeńskich a poziomem bezrobocia), Ermisch (2006)³ odkrył w Wielkiej Brytanii dla czasów sprzed I wojny światowej.

Sugerowany przez Szukalskiego związek pomiędzy poziomem urodzeń pozamałżeńskich a wykluczeniem, którego przejawem jest, m.in. wysokie bezrobocie, ubóstwo i mała mobilność, częściowo wpisuje się w narrację kosztów utraconych możliwości. Wszystkie wymienione przejawy wykluczenia wpływają na kształt rodziny – w tym przypadku dzieci pozamałżeńskie byłyby nieślubnymi jedynie z nazwy, ich rodzice nie staraliby się o legalizowanie swych związków pod wpływem czynnika ekonomicznego, pragnienia zaoszczędzenia sobie na »zbędnych« formalnościach (Szukalski 2004: 131). Szukalski tłumaczy więc, dlaczego bezrobotni pozostający w związku partnerskim nie zawierają małżeństwa mimo ciąży partnerki – wysiłek finansowy i organizacyjny związany ze ślubem przewyższa korzyści płynące z zawarcia małżeństwa, takie jak np. wspólne opodatkowanie małżonków czy bardziej stabilny związek. Ponadto pozostanie w stanie wolnym może być także po prostu bardziej opłacalne ze względu na świadczenia przysługujące samotnym matkom (zasiłki, ochrona zatrudnienia, dostęp do usług opiekuńczych).

ANOMIA I TRAUMA HISTORYCZNA

Teoria traumy historycznej dotyczy skutków, jakie gwałtowne i głębokie zmiany mają dla społeczeństwa (Sztompka 2000). Zmianami traumatycznymi są np. wojny, masowe migracje i przesiedlenia czy chaotyczna urbanizacja (Sztompka 2002). Powodują one rozchwianie norm i wartości, osłabiają więzi społeczne, wywołują dezorientację i zagubienie – wprowadzają społeczeństwo w stan, który Durkheim nazwał anomią. Jak wykazał Philipov, jednym ze skutków anomii dla zachowań

³ Ermisch nie tłumaczył zależności na poziomie zagregowanym dla okresu sprzed I wojny światowej za pomocą teorii kosztów utraconych możliwości. Przyczyn upatrywał w tym, że w czasach kryzysu ekonomicznego i, co się z tym wiąże, wysokiego bezrobocia, trudniejsze było osiągnięcie dochodów zapewniających byt rodzinie, a więc spełnienie bardzo ważnego warunku zawarcia małżeństwa. Wzrost odsetka urodzeń pozamałżeńskich pozostawał zatem w ścisłym związku ze niezrealizowanymi planami małżeńskimi.

demograficznych jest mniejsze natężenie zawierania małżeństw (Philipov 2002). Wpływają na to dwa procesy. Po pierwsze, pary odkładają zawarcie małżeństwa na spokojniejszy czas. W konsekwencji zwiększa się liczba osób żyjących w kohabitacji, co z kolei prowadzi do wzrostu odsetka urodzeń pozamałżeńskich. Po drugie, stan normatywnego rozchwiania sprzyja upowszechnianiu się nowych zachowań demograficznych, takich jak życie w kohabitacji czy opóźnianie małżeństwa (Philipov 2002).

Stan anomii jest przejściowy, ale jego skutki – długotrwałe. Trauma historyczna kończy się bowiem wykształceniem nowej kultury dostosowanej do czasów po traumatycznych zmianach. Nowa kultura to rezultat „przefiltrowania” starej kultury, obowiązującej przed traumatycznymi zmianami, przez doświadczenia wyniesione z traumy i dostosowania starej kultury do nowych czasów. Część zwyczajów i zachowań, które wykształciły się w czasie traumy, zostanie więc wchłonięta przez nową kulturę.

W najnowszej historii Polski nie brakuje zmian traumatycznych. Tylko jedna jednak objęła prawie wyłącznie tereny północne i zachodnie kraju (gdzie odsetek urodzeń pozamałżeńskich jest znacząco wyższy od przeciętnego) – masowe przesiedlenia ludności z Kresów Wschodnich na tzw. wówczas Ziemię Odzyskaną. Rozpatrywanie przestrzennych różnic w odsetku urodzeń pozamałżeńskich między regionami północnymi i zachodnimi Polski a pozostałą jej częścią z punktu widzenia teorii traumy historycznej i anomii prowadzi więc do podobnych wniosków, jakie wysunął Szukalski, formułując jedną ze swoich hipotez: wyższy poziom urodzeń pozamałżeńskich na terenach zachodnich i północnych jest wynikiem obowiązywania tam nieco innej kultury, charakteryzującej się, m.in. słabszymi więziami społecznymi (Szukalski 2004). Kultura ta ukształtowała się pod wpływem traumy historycznej, jaką były powojenne masowe przesiedlenia z Kresów Wschodnich. Z kolei trauma związana z transformacją systemową może wpływać na obserwowany wzrost odsetka urodzeń pozamałżeńskich w Polsce po roku 1989.

WPLYW SPOŁECZNY

Indywidualne preferencje, a co za tym idzie, także zachowania, mogą zależeć od zachowań innych osób – mówimy wtedy o społecznym uczeniu się lub społecznym wpływie (Ermisch 2003). W demografii teorię wpływu społecznego wykorzystuje się przede w analizach aktywności seksualnej i płodności nastolatek (Wilcox and Udry 1986, Crane 1991, Brewster i in. 1993, Montgomery and Casterline 1996, Arai 2007) oraz stosowania kontroli urodzeń (Schneider and Schneider 1984). Z tej perspektywy można rozpatrywać także zmiany poziomu urodzeń pozamałżeńskich (Glaeser i Scheinkman 2001, Ermisch 2003). Efekt wpływu społecznego działa wtedy następująco: im częściej urodzenia pozamałżeńskie zdarzają się w grupie odniesienia, tym większe prawdopodobieństwo tego, że kobieta także urodzi dziecko poza związkiem małżeńskim. Grupę odniesienia można rozumieć bardzo szeroko – efekt wpływu

społecznego analizuje się zarówno w małych zbiorowościach w badaniach jakościowych (Arai 2007), jak i w dużych skupiskach ludzkich za pomocą badań ankietowych, jak np. amerykańskie hrabstwa (których średnia liczba mieszkańców wynosi 100 tys.; Brewster i in. 1993), czy metropolitalne okręgi statystyczne (*Metropolitan Statistical Areas*, z których największe liczą kilkanaście milionów mieszkańców; Glaeser i Scheinkman 2001). Analizując odsetek urodzeń pozamałżeńskich na poziomie zagregowanym, należy się spodziewać, że na terenach, gdzie był on stosunkowo wysoki, jest wysoki obecnie i pozostanie wysoki także w przyszłości.

Podobne podejście proponuje Szukalski, głosząc hipotezę o szybszym rozprzestrzenianiu się nowoczesnych wzorców formowania rodziny na terenach graniczących z Czechami i Niemcami, gdzie poziom urodzeń pozamałżeńskich jest wyższy niż w Polsce (Szukalski 2004). Mieszkańcy terenów przygranicznych mają na ogół znacznie częstszy kontakt z sąsiadami zza pobliskiej granicy niż mieszkańcy z terenów w głębi kraju. Czesi i Niemcy wchodzą więc w skład ich grupy odniesienia – Polki upodabniają się więc w swych zachowaniach prokreacyjnych do Czeszek i Niemek, rodząc dzieci pozamałżeńskie częściej niż Polki z terenów położonych dalej od zachodniej granicy.

W analogiczny sposób można też wyjaśniać wyższy od przeciętnego poziom urodzeń pozamałżeńskich w polskich dużych miastach. Z jednej strony, ich mieszkańcy, podobnie jak mieszkańcy terenów przy zachodniej granicy, mają częstszy kontakt z kulturą innych krajów. Z drugiej zaś strony, mieszkańcy dużych miast są na ogół bardziej otwarci na zachowania odbiegające od tzw. normy oraz na wszelkiego rodzaju nowości, także te dotyczące zachowań prokreacyjnych. Przyczyną tej większej tolerancji jest też społeczne zróżnicowanie dużych miast – ich mieszkańcy to ludzie z różnych środowisk, nieraz bardzo kulturowo odległych. Są więc przyzwyczajeni do różnorodności i rzadziej piętnują zachowania niekonwencjonalne.

DANE I METODY ANALIZ

Analizy przestrzennego zróżnicowania urodzeń pozamałżeńskich zostały dokonane na publicznie dostępnych danych z lat 2002 i 2010 pochodzących z bieżącej sprawozdawczości administracji terenowej do Głównego Urzędu Statystycznego, zagregowanych na poziomie powiatów⁴. Użyte tu elektroniczne podkłady kartograficzne powiatów również są powszechnie dostępne⁵, zostały jednak nieco zmodyfikowane (dodano trzy brakujące miasta na prawach powiatu).

Za wybraniem powiatu jako jednostki analizy przemawia kilka argumentów. Przewodzenie analiz przestrzennych na poziomie województw nie wydaje się sensowne. Po pierwsze, z uwagi na małą liczbę jednostek obserwacji (16), po drugie – z powodu

⁴ Dane pochodzą z bazy „Demografia” <http://demografia.stat.gov.pl/bazademografia/> oraz z Banku Danych Lokalnych <http://www.stat.gov.pl/bdl/>.

⁵ Ze strony internetowej *Global Administrative Areas*, <http://gadm.org/countryres>.

dużego zróżnicowania wewnętrznego województw zarówno pod względem poziomu urodzeń pozamałżeńskich, jak i pod względem strukturalnym czy gospodarczym. Z drugiej strony – zejście na niższy szczebel podziału terytorialnego (na poziom gminy), prowadziłyby w wielu przypadkach do uzyskania zbyt małej liczby urodzeń pozamałżeńskich, by móc stosować standardowe metody przestrzenne.

Pierwsza część analiz ma charakter opisowy. Porównany jest odsetek urodzeń pozamałżeńskich w powiatach w latach 2002 i 2010 oraz jego przyrost między rokiem 2002 a 2010. Za pomocą statystyki globalnej I Morana została też zanalizowana przestrzenna autokorelacja urodzeń pozamałżeńskich.

Statystyka I Morana informuje o tym, jak duży jest wpływ sąsiadów danego regionu na wartość danego wskaźnika w tym regionie. Może przyjmować wartości od -1 (negatywna autokorelacja przestrzenna) przez 0 (brak autokorelacji przestrzennej) do 1 (pozytywna autokorelacja przestrzenna). Negatywna autokorelacja przestrzenna oznacza, że sąsiadami regionów o wysokiej/niskiej wartości badanego wskaźnika są regiony o odpowiednio niskiej/wysokiej wartości wskaźnika; pozytywna autokorelacja przestrzenna zaś oznacza, że sąsiadami regionów o wysokiej/niskiej wartości badanego wskaźnika są regiony również o, odpowiednio, wysokiej/niskiej wartości wskaźnika (Voss i in. 2006). Statystykę I Morana wyraża się wzorem:

$$I = \frac{\left(\frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y}) (y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

gdzie:

y_i i y_j – wartość odsetka urodzeń pozamałżeńskich w regionie i oraz j ,

\bar{y} – średnia wartość wskaźnika ze wszystkich regionów,

w_{ij} – standaryzowana waga przestrzenna definiowana jako:

$$w_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_k c_{ik}} \quad (2)$$

gdzie c_{ij} jest równe 0, gdy region j nie jest sąsiadem regionu i , zaś równe 1, gdy jest sąsiadem; $\sum_k c_{ik}$ oznacza liczbę wszystkich sąsiadów regionu i ; natomiast w_{ij} to waga, z którą każdy sąsiad wchodzi do równania. Na przykład, jeśli region i ma 5 sąsiadów, każdy z nich ma wagę $\frac{1}{5}$ (Moran 1950).

Macierz wag przestrzennych wymaga wcześniejszego zdefiniowania macierzy sąsiedztwa, czyli określenia, kto jest czyim sąsiadem, a kto nie. Sposób zdefiniowania sąsiada wynika z naszych przypuszczeń co do sposobu rozprzestrzeniania się

badanego zjawiska (Sej-Kolasa i Szttemberg-Lewandowska 2011). W pracy przyjęto założenie, że jeśli istnieje związek między poziomem urodzeń pozamałżeńskich w danym powiecie a poziomem urodzeń pozamałżeńskich w innych powiatach, to związek ten jest najsilniejszy dla powiatów graniczących ze sobą. Analizy przeprowadzane przy takim założeniu mogły jednak zostać zniekształcone przez powiaty leżące w środku innego powiatu i mające w związku z tym tylko jednego sąsiada – mowa o miastach na prawach powiatu. Dlatego też utworzono dwa rodzaje macierzy sąsiedztwa: macierz sąsiedztwa pierwszego rzędu, gdzie sąsiadami danego powiatu są wszystkie powiaty mające z nim wspólną granicę, oraz macierz k najbliższych sąsiadów, gdzie za sąsiadów danego powiatu przyjęto cztery powiaty leżące najbliżej niego ($k = 4$).

Odległość między powiatami to odległość euklidesowa między środkowymi punktami powiatów, tzw. centroidami. Centroid to taki punkt, który na linii wschód-zachód i północ-południe dzieli powiat na ćwiartki o równej powierzchni. Współrzędne tych centroidów są zawarte w elektronicznych podkładach kartograficznych, używanych w opisywanych analizach. Tworząc dwie macierze sąsiedztw, chciałam sprawdzić, jak dalece odbiegają od siebie wyniki oparte na dwóch różnych definicjach sąsiada. Duże różnice oznaczałyby, że miasta na prawach powiatu zaburzają analizę opartą na macierzy sąsiedztw pierwszego rzędu i w związku z tym tego typu macierzy sąsiedztw nie można stosować.

Część druga analiz obejmuje modele, które mają służyć weryfikacji sformułowanych hipotez badawczych. W tym celu zbudowano dwa typy modeli: modele z jedną zmienną objaśniającą – są nią współrzędne geograficzne – oraz modele z wieloma zmiennymi objaśniającymi, których wybór podyktowały hipotezy badawcze i dostępność danych na poziomie powiatu. Średnie wartości zmiennych dla Polski są zamieszczone w tabelicy 1.

Zmienną odzwierciedlającą koszty utraconych możliwości związane z urodzeniem nieślubnego dziecka może być zmienna charakteryzująca bezrobocie mężczyzn w czasie, kiedy podjęta została decyzję o dziecku, a więc w przybliżeniu rok przed urodzeniem dziecka. Dlatego jako zmienna objaśniająca występuje wskaźnik zdefiniowany jako udział bezrobotnych wśród mężczyzn w wieku produkcyjnym z roku poprzedniego (czyli odpowiednio z 2001 i 2009)⁶. Z kolei zmienną odzwierciedlającą słabsze więzi społeczne zgodnie z hipotezą traumy społecznej i anomii może być natężenie rozwodów. Powinno być ono wyższe na Ziemiach Zachodnich i Północ-

⁶ W 2002 r. nastąpiły zmiany administracyjne na poziomie powiatów. Podzielono sześć powiatów (z powiatu łódzkiego wschodniego wyodrębniono powiat brzeziński, z nowosolskiego – wschowski, z malborskiego – sztumski, z bieszczadzkiego – leski, z giżyckiego – węgorzewski i z oleckiego – gołdapski), a z trzech powiatów zachodniopomorskich (goleniowskiego, gryfickiego i stargardzkiego) wyodrębniono czwarty (powiat łobeski). Używane podkłady opierają się na obecnych granicach administracyjnych, dlatego udział bezrobotnych wśród mężczyzn w wieku produkcyjnym dla nieistniejących w 2001 r. powiatów musiałam oszacować. Szacunków dokonałam na podstawie danych z 2002 r. Dane dla danego powiatu w granicach z 2001 r. podzieliłam według proporcji z 2002 r. (w przypadku powiatów zachodniopomorskich sumę z trzech powiatów podzieliłam według proporcji z 2002 r.).

Tablica 1. Zmienne objaśniające użyte w modelach
 Table 1. The explanatory variables used in the models

Hipoteza <i>Hypothesis</i>	Skala zmiennej <i>Variable's scale</i>	Wartość zmiennej objaśniającej <i>Values of the explanatory variable</i>	
		2002	2010
Zmienna objaśniająca <i>The explanatory variable</i>		2002	2010
Hipoteza kosztów utraconych możliwości <i>The opportunity cost hypothesis</i>			
bezrobocie wśród mężczyzn <i>unemployment among men</i> (udział osób bezrobotnych wśród mężczyzn w wieku produkcyjnym) <i>(share of unemployed among men in productive age)</i>	ilorazowa	13,7% (wartość w 2001 r.)	8,3% (wartość w 2009 r.)
Hipoteza traumy historycznej i anomii <i>The hypothesis of anomie and historical trauma</i>			
rozwoły <i>divorces</i> (liczba rozwodów na 1000 małżeństw) <i>(the number of divorces per 1000 marriages)</i>	ilorazowa	197	242
urodzenia nastolatków <i>teenage births</i> (udział urodzeń nastolatków wśród wszystkich urodzeń) <i>(share of teenage births among all births)</i>	ilorazowa	7,4%	5,1%
Hipoteza wpływu społecznego <i>The hypothesis of social influence</i>			
miasto-powiat <i>town-powiat</i> (miasta na prawach powiatu) <i>(towns with powiat's rights)</i>	dychotomiczna	65 z 379 powiatów	65 z 379 powiatów
ZZiP* (Ziemie Zachodnie i Północne) („Regained Territories”)	dychotomiczna	115 z 379 powiatów	115 z 379 powiatów

* W przypadku powiatów granicznych, których część leżała w 1939 r. poza granicami Polski, a część w granicach, o klasyfikacji decydowało to, po której stronie granicy z 1939 r. leżała większość dzisiejszego powiatu.

Źródło: <http://demografia.stat.gov.pl/bazademografia/>, <http://www.stat.gov.pl/bdl/>, <http://demografia.stat.gov.pl/bazademografia/>

Source: <http://demografia.stat.gov.pl/bazademografia/>, <http://www.stat.gov.pl/bdl/>.

nych, a ponadto rosnać po 1989 roku. Inną zmienną może być odsetek noworodków urodzonych przez nastolatki z uwagi na większą swobodę seksualną i rozchwianie wartości w okresie traumy historycznej⁷. Nawiązując do teorii wpływu społecznego w wyjaśnianiu przestrzennego zróżnicowania urodzeń pozamałżeńskich, można sądzić, że istotny powinien być wpływ dużych miast (tu: miast na prawach powiatu) oraz Ziemi Północnych i Zachodnich. Zarówno bowiem w dużych miastach, jak i na Ziemiach Zachodnich i Północnych, odsetek urodzeń pozamałżeńskich jest wyższy od średniej krajowej oraz od obserwowanego w innych regionach kraju. Można też oczekiwać, że tam ten miernik powinien też rosnać najszybciej.

Modele z jedną zmienną należy traktować jako modele referencyjne dla modeli z wieloma zmiennymi objaśniającymi: mają pokazać, jak silna jest przestrzenna autokorelacja odsetka urodzeń pozamałżeńskich (bardziej precyzyjnie niż statystyka I Morana) oraz jak bardzo poprawiają się właściwości objaśniające modelu dzięki wprowadzeniu wielu zmiennych. Każdy z dwóch typów modeli (z jedną- i z wieloma zmiennymi) oszacowano za pomocą zwykłej regresji liniowej (*ordinary least squares*, zwany dalej OLS) i dwóch rodzajów regresji przestrzennej *Simultaneous Autoregressive Model* (model SAR) – modelu przesunięcia przestrzennego (*spatial lag model*) oraz modelu błędu przestrzennego (*spatial error model*).

Model liniowy OLS (równanie (3)) oraz model przesunięcia przestrzennego (równanie (4a)) i model błędu przestrzennego (równanie (4b)) ze współrzędnymi geograficznymi jako zmiennymi objaśniającymi odsetek urodzeń pozamałżeńskich w powiecie zostały zdefiniowane następująco:

$$z_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 y_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$z_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 y_i + \rho \sum_j w_{ij} z_j + \varepsilon_i \quad (4a)$$

$$z_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 y_i + \varepsilon_i, \quad \text{gdzie } \varepsilon_i = \lambda \sum_j w_{ij} \varepsilon_j + \xi_i \quad (4b)$$

gdzie:

- z_i – odsetek urodzeń pozamałżeńskich w powiecie i ,
- x_i i y_i – współrzędne geograficzne centroidu powiatu i ,
- ε_i – błąd przewidywania zmiennej zależnej w powiecie i ,
- ε_j – błąd przewidywania w powiecie j ,
- w_{ij} – standaryzowana waga przestrzenna (zdefiniowana jak w równaniu (2)),
- ρ i λ – odpowiednio współczynnik zależności przestrzennej zmiennej zależnej, czyli odsetka urodzeń pozamałżeńskich i współczynnik zależności przestrzennej reszt (inaczej: współczynnik błędu przestrzennego);
- ξ_i – błąd przewidywania zmiennej zależnej w powiecie i po wyodrębnieniu błędu przewidywania pochodzącego z powiatów sąsiednich.

⁷ Szczegółowo o zróżnicowaniu przestrzennym płodności nastolatek pisała W. Wróblewska (1995).

Modele z wieloma zmiennymi, czyli model OLS (równanie (5)) oraz model przesunięcia przestrzennego (równanie (6a)) i model błędu przestrzennego (równanie (6b)) zostały zdefiniowane następująco:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

$$y = X\beta + \rho W y + \varepsilon \quad (6a)$$

$$y = X\beta + \varepsilon, \text{ gdzie } \varepsilon = \lambda + W\varepsilon + \zeta \quad (6b)$$

gdzie:

- y – wektor obserwacji zmiennej zależnej,
- X – macierz zmiennych objaśniających,
- β – wektor współczynników,
- W – macierz standaryzowanych wag przestrzennych (zdefiniowanych jak w równaniu (2)),
- ε – wektor reszt,
- ρ – współczynnik zależności przestrzennej zmiennej zależnej,
- λ – współczynnik zależności przestrzennej reszt;
- ζ – wektor reszt o rozkładzie normalnym i nieskorelowanych przestrzennie (Florax i Nijkamp 2003, Kissling i Carl 2008).

Różnica pomiędzy modelami SAR a modelem OLS polega na tym, że modele SAR poza współrzędnymi geograficznymi powiatu, uwzględniają także poziom urodzeń pozamałżeńskich w powiatach sąsiednich (model przesunięcia przestrzennego) lub błąd przewidywania poziomu urodzeń pozamałżeńskich w powiatach sąsiednich (model błędu przestrzennego). Modele SAR pozbawione są zatem głównej wady modelu OLS, czyli autokorelacji przestrzennej reszt, co będzie widać przy porównywaniu obu typów modeli. Warto też nadmienić, że w modelach SAR (jak we wszystkich modelach przestrzennych) parametry estymuje się za pomocą metody największej wiarygodności, nie zaś jak w przypadku modeli OLS za pomocą metody najmniejszych kwadratów.

Zasadność stosowania modelu przesunięcia i błędu przestrzennego sprawdza się testem zwanym mnożnikiem Lagrange'a, dokonywanym na podstawie modelu OLS. Jeśli obydwa mnożniki przesunięcia i błędu są nieistotne statystycznie, wskazane jest pozostanie przy modelu OLS. Jeśli istotny jest tylko jeden wskaźnik, wybierany jest odpowiednio model przesunięcia przestrzennego lub błędu przestrzennego. Jeśli natomiast obydwa mnożniki są istotne statystycznie, stosuje się dodatkowy test tzw. odpornych mnożników Lagrange'a (*robust Lagrange multipliers*)⁸. Wybierany jest ten model, dla którego mnożnik jest istotny lub – gdy wciąż obydwa są istotne – ten model, dla którego graniczny poziom istotności mnożnika (*p-value*) jest bardziej istotny (Janc 2007, Ward i Gleditsch 2008).

⁸ Tłumaczenie za (Janc 2007).

WYNIKI ANALIZ

ANALIZA OPISOWA

W ciągu ośmiu lat odsetek urodzeń pozamałżeńskich w Polsce wzrósł o 6,7 punktów procentowych, z 14,6% w 2002 r. do 21,3% w roku 2010. Wzrost ten, a także przestrzenne zróżnicowanie odsetka urodzeń pozamałżeńskich, ilustrują poniższe mapy (rys. 1a–b) wraz ze statystyką autokorelacji przestrzennej I Morana (tab. 2a–b).

Na mapach (przedstawionych na wspólnej skali) wyraźnie widać, że w większości powiatów odsetek urodzeń pozamałżeńskich wzrósł⁹ – mapa dla 2002 r. ma zdecydowanie więcej „białych plam” (tzn. powiatów o odsetku urodzeń pozamałżeńskich co najwyżej 10,5%) niż mapa dla 2010 r. Mediana wartości odsetka urodzeń pozamałżeńskich na poziomie powiatów wynosiła 12,1% w 2002 r., zaś w 2010 r. już 19,4%, a maksimum – odpowiednio 40,2% i 47,9%. Łatwo też zauważyć przestrzenne zróżnicowanie wartości tej zmiennej: w obu analizowanych latach dzieci nieślubne rodziły się znacznie częściej na zachodzie i północy kraju niż w pozostałych jego częściach, przy czym widać wyraźną różnicę między Pomorzem Gdańskim – z wartościami niewiele odbiegającymi od średniej krajowej – a sąsiadującymi z nim od wschodu i zachodu Warmią i Mazurami oraz Pomorzem Zachodnim, gdzie wartości znajdują się w ósmym-dziewiątym decylnym (w zależności od roku). Porównując dwie mapy, można odnieść wrażenie, że rodzenie nieślubnych dzieci rozprzestrzenia się z terenów północnych, północno-zachodnich i zachodnich na południe i wschód – im dalej na wschód i południe, tym odsetek urodzeń pozamałżeńskich niższy. Wyjątek stanowią powiaty wysunięte najdalej na wschód (czyli powiaty przy granicy wschodniej), gdzie dzieci nieślubne rodzą się częściej niż w położonych na zachód powiatach sąsiednich.

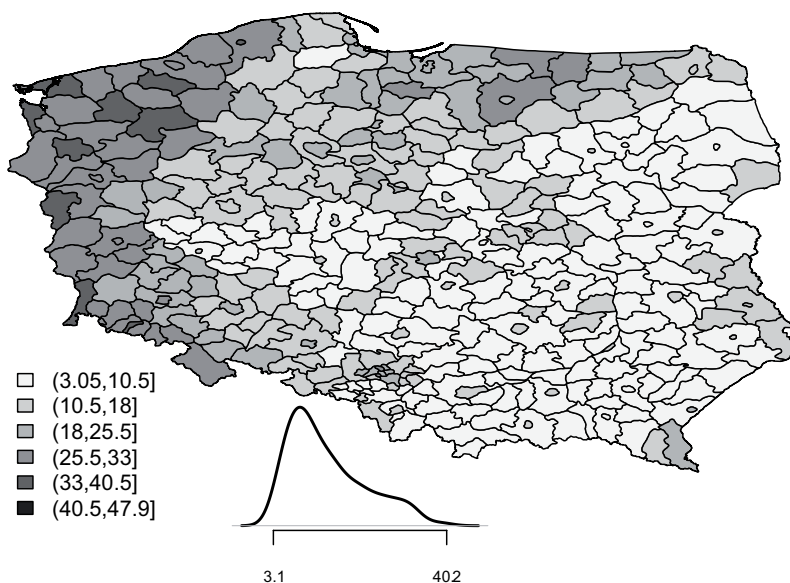
Zamieszczone pod mapami rozkłady wartości tej zmiennej wskazują na wyraźną prawostronną skośność rozkładów. Oznacza to, że ogólnopolski poziom urodzeń nieślubnych zawyżają regiony, w których jest on znacznie wyższy od mediany. Widać to zresztą bardzo dobrze na mapach: dwa najciemniejsze odcienie (a więc najwyższy poziom urodzeń pozamałżeńskich) znajdują się wyłącznie na Pomorzu Zachodnim, w woj. lubuskim, przygranicznym pasie Dolnego Śląska i północno-zachodniej części Warmii i Mazur.

Powyższą ocenę dokonaną na podstawie przedstawień graficznych potwierdza bardzo wysoka wartość statystyki I Morana (0,824 w 2002 r. i 0,852 w 2010 r.). Wyniki dla obu macierzy sąsiedztw są podobne, co oznacza, że powiaty grodzkie, mające tylko jednego sąsiada, nie zaburzają w istotnym stopniu analiz. W modelach przestrzennych prezentowanych poniżej wykorzystana zostanie zatem macierz

⁹ Odsetek urodzeń pozamałżeńskich w 2010 r. był wyższy niż w 2002 r. we wszystkich powiatach z wyjątkiem jednego.

Rysunek 1a. Odsetek urodzeń pozamałżeńskich w podziale na powiaty w roku 2002 (wspólna skala dla lat 2002 i 2010; dane w proc.)

Figure 1a. The non-marital birth rates in powiats, 2002 (joint scale for 2002 and 2010)



Źródło danych: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Source: own calculations based on the CSO data.

Tablica 2a. Autokorelacja przestrzenna odsetka urodzeń pozamałżeńskich dla dwóch rodzajów macierzy sąsiedztwa w 2002 roku

Table 2a. The spatial autocorrelation of the non-marital birth rates for two kinds of neighbourhood matrix, 2002

	sąsiedztwo I rzędu <i>1st order neighbourhood</i>	4 najbliższych sąsiadów <i>4 nearest neighbours</i>
I Morana	0,824***	0,806***

Uwagi:

*** istotne na poziomie 0,001,

** istotne na poziomie 0,01,

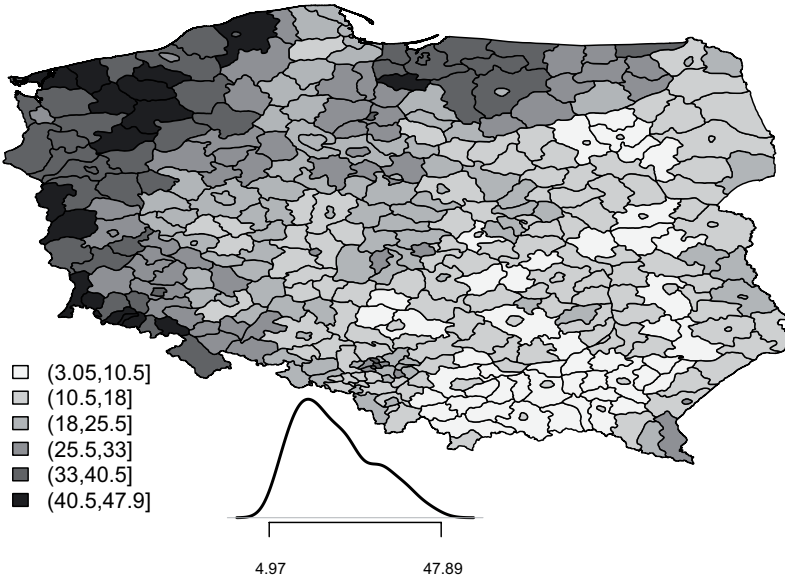
* istotne na poziomie 0,05.

Źródło danych: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Source: own calculations based on the CSO data.

Rysunek 1b. Odsetek urodzeń pozamałżeńskich w podziale na powiaty w roku 2010 (wspólna skala dla lat 2002 i 2010; dane w proc.)

Figure 1b. The non-marital birth rates in powiats, 2010 (joint scale for 2002 and 2010)



Źródło danych: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Source: own calculations based on the CSO data.

Tablica 2b. Autokorelacja przestrzenna odsetka urodzeń pozamałżeńskich dla dwóch rodzajów macierzy sąsiedztwa w 2010 roku

Table 2a. The spatial autocorrelation of the non-marital birth rates for two kinds of neighbourhood matrix, 2010

	sąsiedztwo I rzędu <i>1st order neighbourhood</i>	4 najbliższych sąsiadów <i>4 nearest neighbours</i>
I Morana	0,852***	0,824***

Uwagi:

*** istotne na poziomie 0,001,

** istotne na poziomie 0,01,

* istotne na poziomie 0,05.

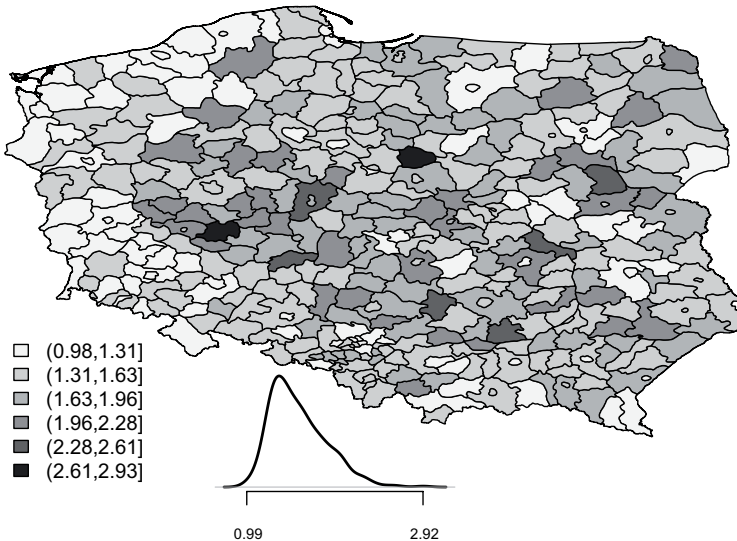
Źródło danych: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Source: own calculations based on the CSO data.

sąsiedztwa pierwszego rzędu, ponieważ uznano za bardziej prawdopodobne, że wzorce zachowań prokreacyjnych rozprzestrzeniają się na tereny graniczące z danym powiatem niż to, że rozprzestrzeniają się na k najbliższych położonych powiatów.

Patrząc na mapy 1a i 1b trudno stwierdzić, gdzie między latami 2002 i 2010 odsetek urodzeń pozamałżeńskich wzrósł bardziej, a gdzie – mniej. Z zamieszczonej poniżej mapy (rys. 2) wynika, że zmiany były bardzo nierównomierne – od niewielkiego spadku po trzykrotny wzrost.

Rysunek 2. Stosunek odsetka urodzeń pozamałżeńskich w roku 2010 do wartości w roku 2002
Figure 2. The ratio of the non-marital birth rate in 2010 and 2002



Źródło danych: obliczenia własne na podstawie danych GUS.
Source: own calculations based on the CSO data.

Wzrost odsetka urodzeń pozamałżeńskich nie ma tak wyraźnego wzorca przestrzennego jak sam poziom zmiennej. Widać jednak wyraźnie, że w powiatach zachodnich, gdzie dzieci nieślubne rodzą się najczęściej, wzrost był najmniejszy. Natomiast na terenach z nimi graniczącymi – w środkowo-zachodniej Polsce – znalazło się najwięcej powiatów o najwyższym (ponad dwukrotnym) wzroście.

WYNIKI ANALIZ MODELOWYCH

Zamieszczona poniżej tabela (tab. 3) zawiera najważniejsze informacje o modelach ze współzrzednymi geograficznymi jako zmiennymi objaśniającymi.

Wszystkie współczynniki modeli OLS są wysoce istotne statystycznie i osiągają wyraźnie wyższe wartości niż współczynniki modeli przestrzennych. Wysoce

Tablica 3. Modele OLS, modele przesunięcia przestrzennego i błędu przestrzennego ze współzrzednymi geograficznymi jako zmienną wyjaśniającą
 Table 3. The OLS, spatial lag and spatial error models with geographic coordinates as an explanatory variable

	2002		2010	
	OLS	Model przesunięcia przestrzennego Spatial lag model	Model przesunięcia przestrzennego Spatial lag model	Model błędu przestrzennego Spatial error model
Wyraz wolny <i>Intercept</i>	-41,167*** (12,071)	-1,516 (7,444)	-8,612 (38,473)	-65,577*** (13,339)
Oś wschód-zachód ⁱ <i>East-West axis</i>	-2,078*** (0,130)	-0,358*** (0,101)	-1,783*** (0,415)	-2,525*** (0,144)
Oś północ-południe ⁱⁱ <i>North-South axis</i>	1,850*** (0,219)	0,222 (0,141)	1,170 (0,704)	2,317*** (0,242)
I Morana reszt <i>Moran's I of residuals</i>	0,623***	-0,049	-0,048	0,607***
Współczynnik przesunięcia przestrzennego ρ <i>Spatial lag factor ρ</i>		0,826*** (0,032)		0,822*** (0,032)
Współczynnik błędu przestrzennego λ <i>Spatial lag factor λ</i>		0,825*** (0,032)		0,824*** (0,032)
R ²	0,508			0,576
Pseudo- R ² (Nagelkerke'a)		0,774	0,772	0,799
Odporny mnożnik Lagrange'a (przesunięcie) <i>Robust Lagrange Multiplier (lag)</i>		0,052		3,184
Odporny mnożnik Lagrange'a (błąd) <i>Robust Lagrange Multiplier (error)</i>			0,781	

[†] a szaro zaznaczono modele najlepiej dopasowane; w nawiasach podano błędy standardowe.

^{**} Pseudo-R² Nagelkerke'a mierzy, jaką przewagę ma dany model nad modelem pustym (bez zmiennych objaśniających). Wynyca się go wzorem $R^2 = \frac{1 - \left(\frac{L(M_{intercept})}{L(M_{full})} \right)^{\frac{1}{N}}}{1 - L(M_{intercept})^{\frac{1}{N}}}$, gdzie $L(M_{full})$ oznacza wiarygodność (likelihood) danego modelu, a $L(M_{intercept})$ – wiarygodność modelu pustego, a N to liczba obserwacji. Im bardziej $L(M_{full})$ zbliżona jest do $L(M_{intercept})$, tym mniejsze pseudo-R². Gdy $L(M_{full})=1$, czyli: gdy dany model (M_{full}) przewidyuje doskonale zmienną wyjaśnianą, wtedy pseudo-R²=1 (UCLA: Academic Technology Services, 2011).

Uwagi: *** istotne na poziomie 0,001, ** istotne na poziomie 0,01, * istotne na poziomie 0,05.

ⁱ Są to współzrzedne geograficzne powiatu na osi wschód-zachód (tj. długość geograficzna centroidu powiatu); wartości współzrzednych rosną z zachodu na wschód.

ⁱⁱ Są to współzrzedne geograficzne powiatu na osi północ-południe (tj. szerokość geograficzna centroidu powiatu); wartości współzrzednych rosną z południa na północ.

Źródło danych: obliczenia własne na podstawie danych GUS. *Source: own calculations based on the CSO data.*

istotna statystyka I Morana dla reszt wskazuje, że występuje ich silna przestrzenna autokorelacja. Porównanie modeli OLS z modelami przestrzennymi sugeruje więc, że przestrzenna autokorelacja błędu przewidywania prowadzi do zawyżonego oszacowania współczynników modeli. W modelach przestrzennych błąd przewidywania nie wykazuje przestrzennej autokorelacji (niska i nieistotna statystycznie statystyka I Morana), zaś oceny parametrów modeli są znacznie niższe. W przeciwieństwie do modeli OLS wysoce istotna statystycznie jest tutaj tylko oś wschód-zachód, choć podział północ-południe wyraźnie zyskuje na znaczeniu w 2010 r. Współczynniki przestrzenne (przesunięcia i błędu) są bardzo wysokie, natomiast współczynniki pseudo- R^2 wskazują na dobre dopasowanie modeli (rezultaty przewidywania modeli pokazane się na Rys. 4a–b w załączniku). Dla 2010 r. bardziej adekwatnym modelem okazuje się model przesunięcia przestrzennego (porównaj: odporne współczynniki Lagrange’a w tabelicy 3), jednak dla 2002 r. lepiej dopasowany jest model błędu przestrzennego, który sugeruje, że autokorelacja przestrzenna jest związana z autokorelacją przestrzenną zmiennej/zmiennych pominiętej/pominiętych w modelu (Ward i Gleditsch 2008). Pozostaje to w zgodzie z intuicją: trudno sobie wyobrazić, by samo położenie geograficzne powiatu determinowało wartość odsetka urodzeń pozamażeńskich. Znaczenie potencjalnych zmiennych ukrytych oszacowano za pomocą modeli wielozmiennowych (tab. 4).

W przeciwieństwie do modeli z jedną zmienną modele z wieloma zmiennymi OLS nie zawyżają wartości ocen parametrów, ale przestrzenna autokorelacja składnika losowego wciąż jest silna i wysoce istotna statystycznie (por. statystyka I Morana reszt). Ponownie więc modele przestrzenne okazują się zdecydowanie lepiej dopasowane. Spośród nich zaś lepszy jest model przesunięcia przestrzennego – graniczny poziom istotności (*p-value*) jego mnożnika Lagrange’a jest niższy, chociaż oba mnożniki osiągnęły istotność niższą niż 0,001. Wyniki estymacji tego modelu są omówione poniżej.

Lepsze dopasowanie modelu przesunięcia przestrzennego i wysoki współczynnik przesunięcia przestrzennego oznacza, że wartości odsetka urodzeń pozamażeńskich w danym powiecie (przy kontrolowaniu pięciu zmiennych objaśniających) są związane raczej z wartościami tej zmiennej w powiatach sąsiednich, niż z inną przestrzennie autoskorelowaną zmienną nieuwzględnioną w modelu. Współczynnik przesunięcia przestrzennego o wartości 0,624 i 0,715 oznacza, że jeśli średni odsetek urodzeń pozamażeńskich w powiatach sąsiednich wynosi np. 20%, to jego „wkład” w poziom urodzeń pozamażeńskich w danym powiecie jest równy odpowiednio 12,5 i 14,3 punktów procentowych.

Wśród dychotomicznych zmiennych objaśniających stałych w czasie większe znaczenie miał podział na miasta na prawach powiatu i pozostałe powiaty niż podział na Ziemię Zachodnią i Północną i resztę kraju. Przy kontrolowaniu pozostałych zmiennych objaśniających w miastach na prawach powiatu odsetek urodzeń pozamażeńskich był wyższy średnio o 3,1 punktów procentowych w 2002 r. Przewaga ta wzrosła w 2010 r. do 3,3 punktów procentowych, natomiast przewaga Ziem

Tablica 4. Wielozmiennowe modele OLS, modele przesunięcia przestrzennego i błędu przestrzennego[†]
 Table 4. The multiple OLS, spatial lag and spatial error models

	2002			2010		
	OLS	Model przesunięcia przestrzennego Spatial lag model	Model błędu przestrzennego Spatial error model	OLS	Model przesunięcia przestrzennego Spatial lag model	Model błędu przestrzennego Spatial error model
Wyraz wolny <i>Intercept</i>	-5,349*** (0,960)	-5,040*** (0,671)	3,599** (1,358)	-2,464 (1,345)	-5,491*** (0,804)	7,731*** (1,909)
Bezrobocie <i>Unemployment</i>	0,121* (0,047)	0,079* (0,033)	0,097 (0,048)	0,174 (0,094)	0,246*** (0,057)	0,441*** (0,070)
Współczynnik rozwodów <i>Divorce rate</i>	0,024*** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,012*** (0,002)	0,035*** (0,004)	0,015*** (0,003)	0,015*** (0,003)
Udział urodzeń nastolatek <i>Share of teenage pregnancies</i>	1,528*** (0,126)	0,904*** (0,095)	0,928*** (0,094)	2,156*** (0,211)	1,043*** (0,135)	1,148*** (0,135)
Miasto-powiat <i>Town-powiat</i>	1,625* (0,739)	3,095*** (0,518)	2,599*** (0,565)	1,365*** (0,953)	3,319*** (0,569)	3,409*** (0,561)
ZZiP	6,454*** (0,584)	1,903*** (0,481)	3,851*** (0,714)	8,513*** (0,787)	1,669*** (0,526)	3,548*** (0,823)
I Morana reszt <i>Moran's I of residuals</i>	0,400***	0,000	-0,094**	0,538***	0,056	-0,068
Współczynnik przesunięcia przestrzennego ρ <i>Spatial lag factor ρ</i>		0,619*** (0,033)			0,715*** (0,030)	
Współczynnik błędu przestrzennego λ <i>Spatial error factor λ</i>			0,842*** (0,030)			0,900*** (0,023)
R ²	0,782			0,713		
Pseudo- R ² (Nagelkerke'a)		0,882	0,866		0,883	0,884
Odporny mnożnik Lagrange'a (przesunięcie) <i>Robust Lagrange Multiplier (lag)</i>		77,57***			69,987***	
Odporny mnożnik Lagrange'a (błąd) <i>Robust Lagrange Multiplier (error)</i>			6,639***			21,944***

[†] Na szaro zaznaczono modele najlepiej dopasowane; w nawiasach podano błędy standardowe.

Uwagi: *** istotne na poziomie 0,001, ** istotne na poziomie 0,01, * istotne na poziomie 0,05.

¹ Są to współrzędne geograficzne centroidu powiatu na osi wschód-zachód (tj. długość geograficzna centroidu powiatu); wartości współrzędnych rosną z zachodu na wschód.

² Są to współrzędne geograficzne centroidu powiatu na osi północ-południe (tj. szerokość geograficzna centroidu powiatu); wartości współrzędnych rosną z południa na północ.

Źródło danych: obliczenia własne na podstawie danych GUS. *Source: own calculations based on the CSO data.*

Zachodnich i Północnych zmalała – w 2002 r. odsetek urodzeń pozamałżeńskich był tam średnio o 1,9 punktów procentowych wyższy, w 2010 r. zaś o 1,7.

Oceny parametrów przy wszystkich pozostałych zmiennych były wyższe w 2010 niż w 2002 r. Najbardziej spektakularnie wzrosło znaczenie bezrobocia wśród mężczyzn w wieku produkcyjnym: dla roku 2002 ocena parametru przy tej zmiennej wynosiła 0,08 i była istotna statystycznie na poziomie 0,1, zaś dla roku 2010 ocena wyniosła 0,25 i była istotna statystycznie na poziomie 0,001. Przy wzroście udziału bezrobotnych mężczyzn o 1 punkt procentowy wartość odsetka urodzeń pozamałżeńskich wzrosła o 0,25 punktu procentowego.

Nieznacznie zwiększyła się ocena parametru współczynnika rozwodów i udziału urodzeń nastolatków dla odsetka urodzeń pozamałżeńskich (oba parametry modelu są istotne statystycznie w obu analizowanych latach). W 2002 r. wzrost współczynnika rozwodów o 10 przekładał się na dodatkowe 0,11% odsetka urodzeń pozamałżeńskich, w 2010 r. zaś – na 0,15% *ceteris paribus*. Natomiast wzrost udziału urodzeń nastolatków wśród urodzeń ogółem przekładał się na wzrost odsetka urodzeń pozamałżeńskich w proporcji prawie 1:1 *ceteris paribus* (w 2002 r. współczynnik wynosił 0,93, w 2010 r. 1,04).

Bardzo wysoka wartość pseudo- R^2 Nagelkerke'a dla obu lat sugeruje, że model dobrze przewiduje odsetek urodzeń pozamałżeńskich w powiatach. Na poniższych mapach (rys. 3a–d) widać, że tak jest w istocie.

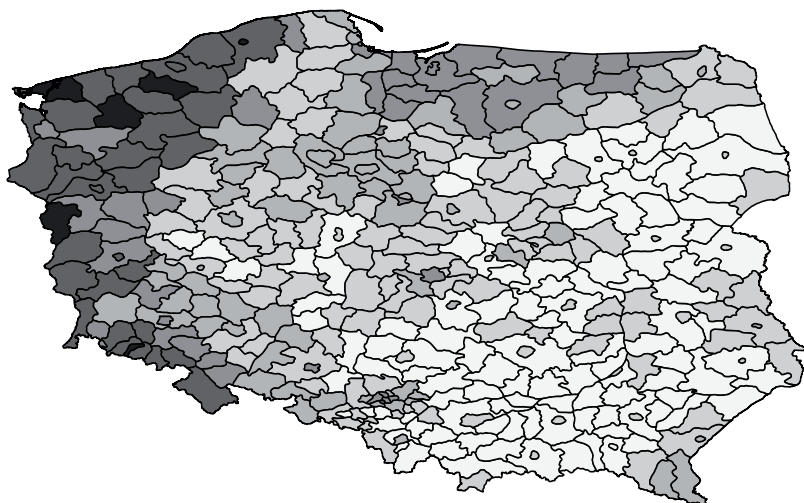
Zarówno w 2002 jak i w 2010 roku model prawidłowo przewiduje przestrzenne wzorce odsetka urodzeń pozamałżeńskich – błędy przewidywania nie są duże. Model stosunkowo dobrze radzi sobie z klastrami, problemy następczą natomiast powiaty-rodzynki, tzn. takie, w których odsetek urodzeń pozamałżeńskich znacząco różni się od odsetka w powiatach sąsiednich – najwyraźniej widać to w powiatach o najwyższym poziomie urodzeń pozamałżeńskich (najciemniejszych).

PODSUMOWANIE

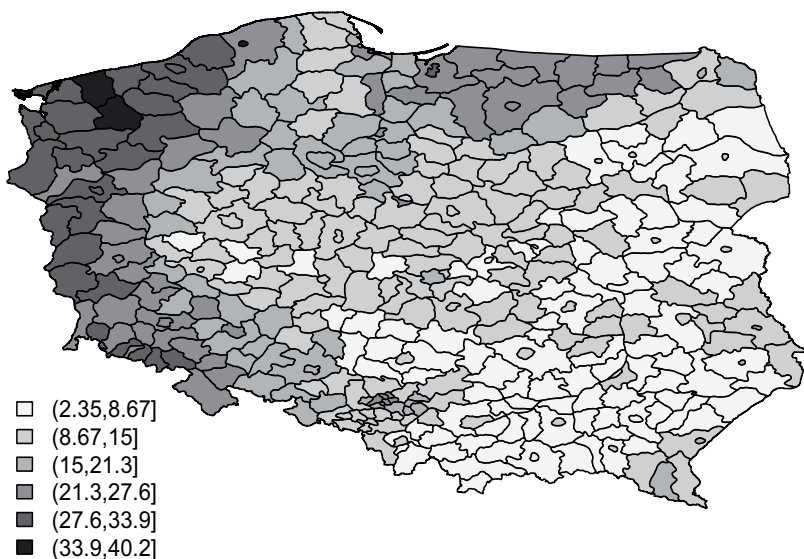
Niniejszy artykuł miał na celu przede wszystkim opisanie i przeanalizowanie autokorelacji przestrzennej odsetka urodzeń pozamałżeńskich na poziomie powiatów. Autokorelacja przestrzenna (pokazana na mapach i obliczona za pomocą statystyki I Morana) jest bardzo duża, co więcej nieco się zwiększyła – z 0,82 w 2002 r. do 0,85 w 2010 r., podczas gdy maksymalna wartość I Morana, oznaczająca idealne dopasowanie przestrzenne, jest równa 1. Na Ziemiach Zachodnich i Północnych odsetek urodzeń pozamałżeńskich jest znacząco wyższy niż na poziomie kraju, przy czym im dalej na wschód – a w odniesieniu do Warmii i Mazur: na południe – tym nieślubne dzieci rodzą się rzadziej.

Podjęto też próbę weryfikacji hipotez dotyczących zarówno zróżnicowania przestrzennego odsetka urodzeń pozamałżeńskich oraz zmian jego wartości w latach 2002–2010, nawiązując do trzech wybranych ujęć teoretycznych: kosztów utra-

Rysunek 3a. Odsetek urodzeń pozamałżeńskich w powiatach, 2002 (wartości obserwowane)
Figure 3a. The non-marital birth rates in powiats, 2002 (observed values)

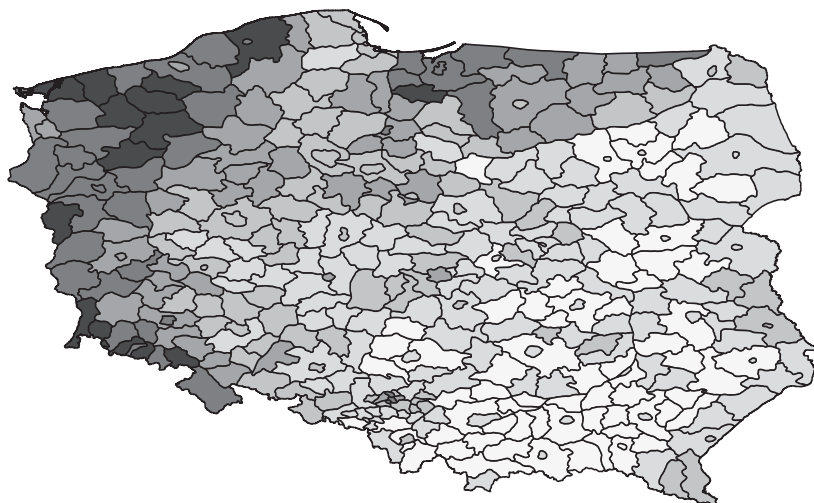


Rysunek 3b. Odsetek urodzeń pozamałżeńskich w powiatach, 2002 (wartości przewidywane)
Figure 3b. The non-marital birth rates in powiats, 2002 (predicted values)

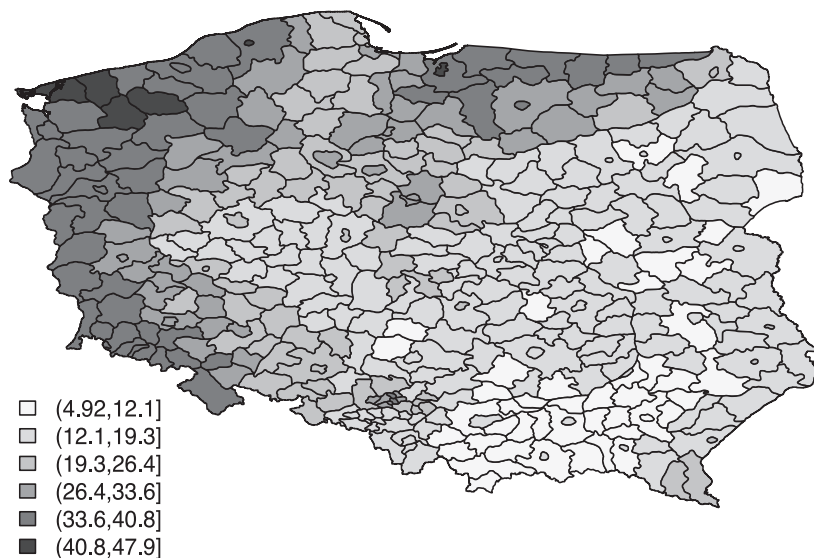


Źródło danych: obliczenia własne na podstawie danych GUS.
Source: own calculations based on the CSO data.

Rysunek 3c. Odsetek urodzeń pozamałżeńskich w powiatach, 2010 (wartości obserwowane)
Figure 3c. The non-marital birth rates in powiats, 2010 (observed values)



Rysunek 3d. Odsetek urodzeń pozamałżeńskich w powiatach, 2010 (wartości przewidywane)
Figure 3d. The non-marital birth rates in powiats, 2010 (predicted values)



Źródło danych: obliczenia własne na podstawie danych GUS.
Source: own calculations based on the CSO data.

conych korzyści, traumy historycznej i anonii oraz wpływu społecznego. Wyniki estymacji modeli z wieloma zmiennymi sugerują, że spośród trzech hipotez badawczych słuszną jest hipoteza wpływu społecznego. Przemawiają za nią wysokie oceny parametrów dla zmiennej rozróżniającej miasta na prawach powiatu od pozostałych powiatów i dla zmiennej rozróżniającej Ziemię Zachodnią i Północną od reszty kraju. Jednak przestrzenne zróżnicowanie wzrostu odsetka urodzeń pozamałżeńskich w latach 2002–2010 osłabia nieco ten wniosek. Zgodnie z hipotezą o wpływie społecznym odsetek urodzeń powinien wzrosnąć najbardziej na terenach, na których był on już w 2002 r. wysoki. Tymczasem wartości tej zmiennej wzrosły najbardziej na terenach sąsiednich, gdzie osiągnęły wartości bliskie średniej krajowej. Być może więc, to powiaty zachodnie Polski pełnią rolę grupy odniesienia dla powiatów środkowo-zachodnich. Także brak w modelu zmiennej kontrolującej wykształcenie kobiet w powiecie (np. odsetek kobiet z wykształceniem wyższym) osłabia wniosek o adekwatności hipotezy wpływu społecznego (Del Bono, 2004; Perelli-Harris *et al.*, 2010; Brzozowska, 2012). Po opublikowaniu danych na poziomie powiatów ze spisu powszechnego z 2011 r. będzie można taką zmienną włączyć do modelu i powtórzyć analizy dla roku 2002 (rok poprzedniego spisu – dane dostępne) i dla roku 2011.

Wiele przemawia także za słusnością hipotezy traumy historycznej, zwłaszcza w odniesieniu do zmian w latach 2002–2010. Wpływ natężenia rozwodów jest co prawda niewielki, ale istotny statystycznie i rośnie w czasie. Bezsprzecznie większy wpływ ma udział urodzeń nastolatków, który także rośnie w czasie. Urodzenia nastolatków to na ogół urodzenia nieślubne, więc w pewnej części odsetek urodzeń pozamałżeńskich jest pochodną odsetka dzieci wydanych na świat przez nastolatki. Nie należy jednak przeceniać siły tej zależności. Udział urodzeń nastolatków nigdzie nie przekroczył 14,5% w 2002 r., w 2010 r. zaś – 9,8%.

Najsłabsze poparcie w wynikach modelowania znajduje hipoteza kosztów utraczonych możliwości – związek pomiędzy odsetkiem urodzeń pozamałżeńskich a poziomem bezrobocia wśród mężczyzn w wieku produkcyjnym w roku wcześniejszym istnieje, ale jest słaby (a w 2002 r. nieistotny statystycznie). Jednak nawet gdyby był silny, to nie wystarcza dla zweryfikowania tej hipotezy. Wymaga to dodatkowych analiz, np. kontroli ze względu na wykształcenie.

Reasumując, przeprowadzone analizy wskazują na to, że przestrzenny wzorec odsetka urodzeń pozamałżeńskich oraz jego zmiany w czasie można tłumaczyć, nawiązując do teorii wpływu społecznego oraz teorii traumy historycznej i anonii. Teoria kosztów utraczonych możliwości wydaje się mniej adekwatna. Jednak te wstępne wnioski sformułowano, korzystając z dość skromnego zestawu zmiennych objaśniających. Włączenie dodatkowych zmiennych (przede wszystkim wykształcenia mieszkańców powiatów), a także uzupełnienie rozważań o analizy na poziomie mikro bez wątpienia podniosłoby walory poznawcze zaprezentowanych tu modeli. Niniejszy tekst stanowi próbę ukazania, w jakim kierunku można zmierzać, kontynuując poszukiwania wyjaśnień dla badanych procesów.

PODZIĘKOWANIA

Serdecznie dziękuję redaktorom oraz recenzentom *Studiów Demograficznych* za cenne uwagi do wcześniejszej wersji tekstu. Jestem także wdzięczna Tomkowi Żółtakowi za korektę podkładów kartograficznych oraz Mateuszowi Żółtakowi za czas poświęcony na liczne dyskusje.

LITERATURA

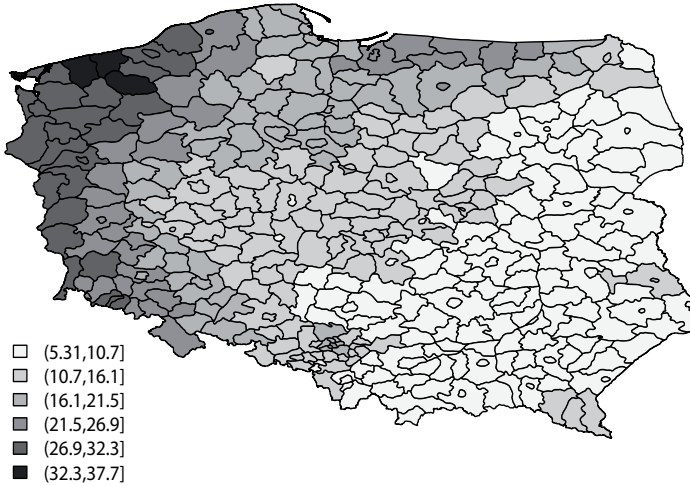
- Arai L., 2007, *Peer and neighbourhood influences on teenage pregnancy and fertility: Qualitative findings from research in English communities*, „Health & Place”, nr 13, 87–98.
- Baranowska A., 2010, *Premarital conceptions and their resolution. The decomposition of trends in rural and urban areas in Poland 1985–2009*, „Zeszyty Naukowe ISiD”, Szkoła Główna Handlowa.
- Del Bono E., 2004, *Pre-Marital Fertility and Labour Market Opportunities: Evidence from the 1970 British Cohort Study*, „IZA Discussion Paper”, nr 1320.
- Brewster K.L., Billy J.O.G., Grady W.R., 1993, *Social Context and Adolescent Behavior: The Impact of Community on the Transition to Sexual Activity*. „Social Forces”, nr 73, 713–740.
- Brzozowska Z., 2012, *Non-marital conceptions and births: Educational differences in Poland 1985–2010*, Universitat Autònoma de Barcelona, Barcelona.
- Crane J., 1991, *The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Dropping Out and Teenage Childbearing*, „American Journal of Sociology”, nr 96, 1226–1259.
- Ermisch J., 2001, *Cohabitation and Childbearing Outside Marriage in Britain*, [w:] Wolfe B., Wu L.L. (red.), *Out of Wedlock: causes and consequences of nonmarital fertility* (s. 143–172), Russell Sage Foundation Publications.
- Ermisch J., 2006, *An Economic History of Bastardy in England and Wales*, „ISER Working Papers”, nr 2006-15.
- Ermisch J., Burdett K., 2002, *Single mothers*, „ISER Working Paper Series”, nr 2002-30.
- Ermisch J.F., 2003, *An Economic Analysis of the Family*. Princeton University Press.
- Florax R.J.G.M., Nijkamp P., 2003, *Misspecification in Linear Spatial Regression Models*, SSRN eLibrary.
- Glaeser E.L., Scheinkman J.A., 2001, *Measuring Social Interactions*, [w:] Durlauf S.N., Young H.P. (red.), *Social Dynamics* (s. 83–131), MIT Press, London.
- Janc K., 2007, *Wpływ kapitału ludzkiego na efektywność gospodarek lokalnych w Polsce – przykład zastosowania regresji przestrzennej*. [w:] Brezdeń P., Grykień S. (red.), *Regionalny wymiar integracji europejskiej* (s. 87–98), IGiRR, Uniwersytet Wrocławski, Wrocław.
- Kissling W.D., Carl G., 2008, *Spatial autocorrelation and the selection of simultaneous autoregressive models*, „Global Ecology and Biogeography”, nr 17, 59–71.
- Kosiński L. 1963. *Procesy ludnościowe na ziemiach odzyskanych w latach 1945–1961*, „Prace geograficzne PAN Instytut Geografii”, nr 40.
- Kupiszewski M., 1998, *Changes in the Regional Population Dynamics in Poland 1980–1994*, „Studia Demograficzne”, nr 133, 3–36.
- Montgomery M.R., Casterline J.B., 1996, *Social Learning, Social Influence, and New Models of Fertility*, „Population and Development Review”, nr 22, 151–175.
- Moran P.A.P., 1950, *Notes on Continuous Stochastic Phenomena*, „Biometrika”, nr 37, 17–23.
- Perelli-Harris B., Sigle-Rushton W., Kreyenfeld M., Lappegård T., Keizer R., Berghammer C., 2010, *The Educational Gradient of Childbearing within Cohabitation in Europe*, „Population and Development Review”, nr 36, 775–801.

- Philipov D., 2002, *Fertility in times of discontinuous societal change: the case of Central and Eastern Europe*, „MPIDR WORKING PAPER”, nr 2002-024.
- Podogrodzka M., 2012, *Przestrzenne zróżnicowanie płodności w Polsce*, „Studia Demograficzne”, nr 159.
- Rosset E., 1969, *Ziemie zachodnie i północne jako laboratorium demograficzne*, „Studia Demograficzne”, nr 20.
- Rosset E., 1970, *Bilans reprodukcji ludności na ziemiach zachodnich i północnych*, Instytut Zachodni, Poznań.
- Rosset E., 1973, *Urodzenia pozamałżeńskie w Polsce*, „Problemy Rodziny”, nr 3: 8–13.
- Schneider J., Schneider P., 1984, *Demographic Transitions in a Sicilian Rural Town*, „Journal of Family History”, nr 9, 245–272.
- Sej-Kolasa M., Szttemberg-Lewandowska M., 2011, *Macierze wag w analizie przestrzennej*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych”, nr 23.
- Sztompka P., 2000, *Trauma wielkiej zmiany: społeczne koszty transformacji*, Instytut Studiów Politycznych PAN, Warszawa.
- Sztompka P., 2002, *Socjologia*. Znak, Kraków.
- Szukalski P., 2001, *Urodzenia pozamałżeńskie w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Szukalski P., 2004, *Urodzenia pozamałżeńskie w Polsce*, [w:] Warzywoda-Kruszyńska W. (red.), *Rodzina w zmieniającym się społeczeństwie polskim*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Szukalski P., 2010, *Urodzenia pozamałżeńskie w Polsce na przełomie XX i XXI wieku*, „Wiadomości statystyczne”, nr 2, 38–52.
- UCLA, Academic Technology Services SCG, 2011, *What are pseudo R-squareds?*, http://www.ats.ucla.edu/stat/mult_pkg/faq/general/Psuedo_RSquareds.htm
- Voss P.R., Curtis White K.J., Hammer R.B., 2006, *Explorations in Spatial Demography*, [w:] Kandel W.A., Brown D.L. (red.), *Population Change and Rural Society*, Springer Netherlands, 407–429.
- Ward M.D., Gleditsch K.S., 2008, *Spatial Regression Models*, Sage Publications, Inc: Thousand Oaks, California.
- Wilcox S., Udry R.J., 1986, *Autism and accuracy in adolescent perceptions of friends' sexual behavior*, „Journal of Applied Social Psychology”, 361–374.
- Wróblewska W., 1995, *Terytorialne zróżnicowanie natężenia urodzeń wśród nastolatków w Polsce – próba szukania wyjaśnień*, „Studia Demograficzne”, nr 1 (119), 43–75.

ZAŁĄCZNIK

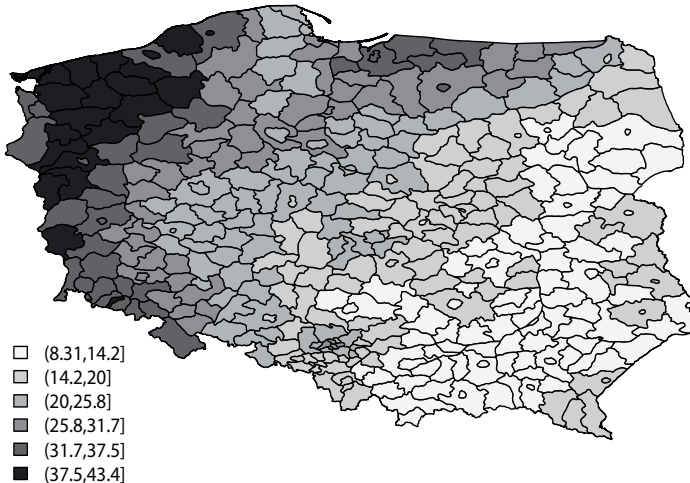
Rysunek 4a. Odsetek urodzeń pozamałżeńskich w powiatach w 2002 r.: wartości przewidywane przez jednozmienny model błędu przestrzennego

Figure 4a. The non-marital birth rate in powiats, 2002: values predicted by the single variable spatial error model



Rysunek 4b. Odsetek urodzeń pozamałżeńskich w powiatach w 2010 r.: wartości przewidywane przez jednozmienny model przesunięcia przestrzennego

Figure 4b. The non-marital birth rate in powiats, 2010: values predicted by the single variable spatial lag model



Źródło danych: obliczenia własne na podstawie danych GUS.
Source: own calculations based on the CSO data.

SPATIAL DIFFERENTIATION OF NON-MARITAL
BIRTHS IN POLAND, 2002–2010

ABSTRACT

Since 1950s, the non-marital birth rate has been relatively high in the northern and western Poland, and relatively low in the south of the country. A remarkable increase in the percentage of non-marital births, observed after 1989 and especially in the recent decade did not change this spatial pattern. This article aims to quantify the spatial differentiation of the non-marital birth rate in recent years, between 2002 and 2010. It also attempts to verify three hypotheses, which try to explain the reasons behind the spatial pattern of non-marital childbearing from three different perspectives: the opportunity cost theory, the theory of anomie and historical trauma, and the theory of social influence.

The analyses have been conducted on the NUTS-4 level (the Polish *powiats*) using the standard OLS regression models and the spatial autoregressive models: the spatial lag models and the spatial error models. The results of the multiple models suggest that the spatial pattern of non-marital childbearing can be attributed to social influence and historical trauma rather than to opportunity cost. However, the conclusions are tentative. The subject needs further studies.

Key words: non-marital births, spatial diversity in non-marital childbearing, spatial regression models