



DOI: 10.18276/sip.2017.50/1-13

Henryk Kowgier*

Uniwersytet Szczeciński

ANALIZA PORÓWNAWCZA WYBRANYCH WSPÓLCZYNNIKÓW DEMOGRAFICZNYCH MIAST POLSKICH W LATACH 1964–1988 I 1989–2013

Streszczenie

Celem artykułu jest porównanie dynamiki i struktury zjawisk demograficznych miast polskich w latach 1964–1988 oraz 1989–2013. Aby badane okresy łatwiej było porównywać, przyjęto w obu przypadkach tę samą liczbę 25 lat. Do przeprowadzenia badań wykorzystano dane zaczerpnięte z *Rocznika statystycznego* GUS z 2016 roku. Pierwszy okres dotyczy 25 lat poprzedzających okres przemian ustrojowych w Polsce, drugi zaś obejmuje lata przemian do 2013 roku. Opracowanie kończą stosowne wnioski.

Słowa kluczowe: analiza statystyczna, współczynniki demograficzne

Wprowadzenie

Zjawiska demograficzne dotyczące miast polskich na przestrzeni 50 lat – od 1964 do 2013 – roku miały zróżnicowany przebieg. Od dynamiki struktury demograficznej w dużej mierze zależy rozwój ekonomiczny miast. Związek z ekonomią widać poprzez występowanie istotnej korelacji między rozwojem demograficznym i gospodarczym (Holzer, 1999, s. 12–13). Przedmiotem badań jest zjawisko malejącego przyrostu naturalnego w miastach polskich zaobserwowane w podanych powyżej okresach. Do opracowania danych zaczerpniętych z GUS zastosowano wybrane

* Adres e-mail: kowhenry@interia.eu

metody statystyczne: analizę korelacji, wybrane statystyki opisowe oraz wybrane wskaźniki demograficzne. W pracy analizie zostały poddane następujące wskaźniki i współczynniki charakteryzujące wybrane zjawiska demograficzne: PR – przyrost rzeczywisty ludności w Polsce, LKM – liczba kobiet przypadająca na 100 mężczyzn, R20 – liczba ludności razem (%) poniżej 20 lat, R14 – liczba ludności razem (%) w wieku od 0 do 14 lat, R65 – liczba ludności razem (%) w wieku co najmniej 65 lat, WPR – liczba ludności (%) w wieku produkcyjnym, WDD – współczynnik dynamiki demograficznej, WDO – współczynnik dzietności ogólnej, WRB – współczynnik reprodukcji brutto, PP – liczba ludności w wieku przedprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym, POP – liczba osób w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym, R– liczba ludności razem (niepracujących) na 100 osób w wieku produkcyjnym, PR – przyrost rzeczywisty ludności, WDD – współczynnik dynamiki demograficznej, WDO – współczynnik dzietności (GUS, 2016a), WRB – współczynnik reprodukcji brutto.

1. Analiza statystyczna danych

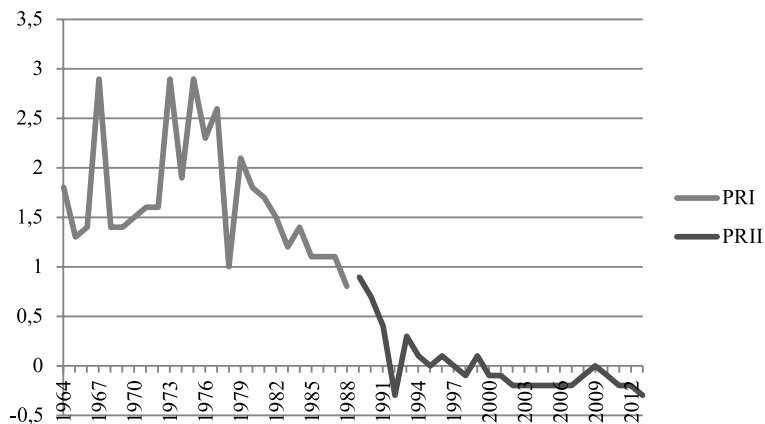
W celu porównania pod względem demografii wymienionych powyżej okresów wykorzystano dane zaczerpnięte z *Rocznika statystycznego* GUS z tablicy: „Rozwój i zmiany w strukturze ludności w latach 1950–2015” (GUS).

Dla odróżnienia zmienne, które dotyczą lat 1964–1988, na rysunkach 1–5 mają dodany symbol „I”, natomiast te, które dotyczą okresu 1989–2013, mają dodany symbol „II”.

Z rysunku 1 wynika, że w porównywanych okresach przyrost rzeczywisty ludności miast polskich był istotnie wyższy w latach 1964–1988 niż w latach 1989–2013, przy czym średni przyrost rzeczywisty w latach 1964–1988 wynosił 1,69 mln, a w okresie 1989–2013 przyjął wartość $-0,004$ mln. Ponadto w latach 1964–1988 przyrost ten był nieustannie dodatni, zaś w okresie 1989–2013 w większości lat charakteryzował się wartością ujemną. Przyrost rzeczywisty na przestrzeni lat 1964–1988 zmalał z 2,9 mln do 0,8 mln, czyli o 72,41%. Odpowiednio w okresie 1989–2013 zmalał z 0,9 mln, do $-0,3$ mln, czyli o 133,3%. Przyrost rzeczywisty ludności to suma przyrostu naturalnego ludności oraz salda migracji wewnętrznych i zagranicznych (stałych i czasowych). W przypadku gmin uwzględnia się także saldo przesunięć ludności w wyniku zmian administracyjnych. Oznacza to przyrost roczny, czyli wyrażoną w liczbach absolutnych różnicę między dwoma stanami lud-

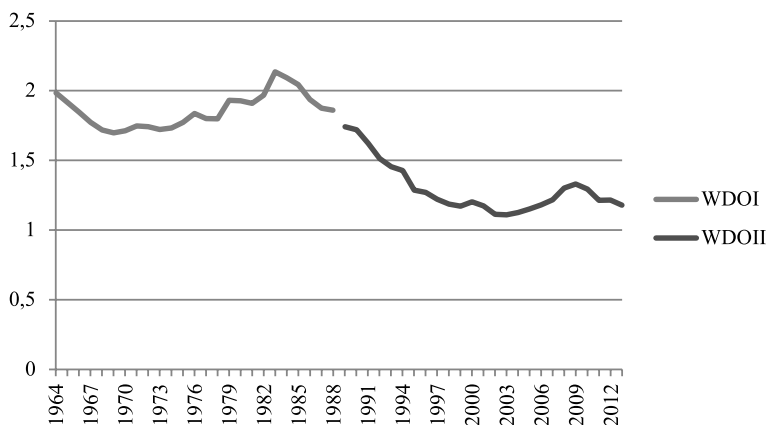
ności w danej gminie na początek i koniec badanego okresu.

Rysunek 1. Porównanie przyrostu rzeczywistego ludności polskich miast w latach 1964–1988 oraz 1989–2013 (mln)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b).

Rysunek 2. Porównanie współczynników dzietności ogólnej w latach 1964–1988 oraz 1989–2013



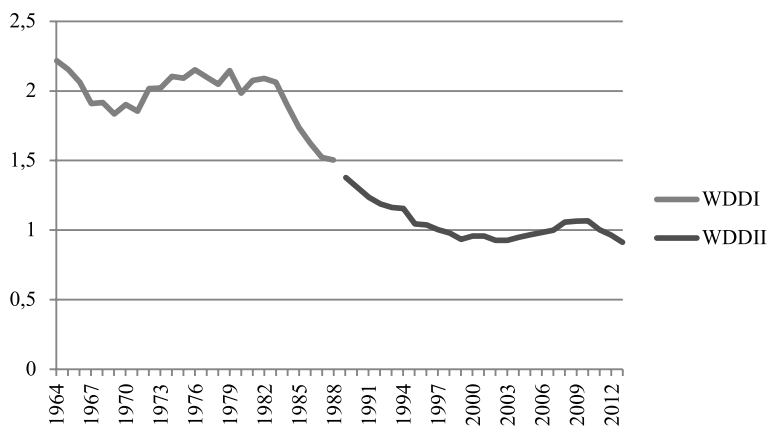
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b).

Z rysunku 2 wynika, że współczynniki dzietności ogólnej w latach 1964–1988 w zdecydowanej większości przypadków przyjęły wyższą wartość niż w okresie 1988–2013. Średni współczynnik dzietności w pierwszym z badanych okresów wynosił 1,86, zaś w drugim 1,30. Na przestrzeni lat 1964–2013 jedynie w roku 1983, będąc na poziomie 2,137, zapewniał zastępowalność pokoleń. Współczynnik dzietności ogólnej, nazywany też poziomem płodności, to współczynnik określający liczbę urodzonych dzieci przypadających na jedną kobietę w wieku rozrodczym (15–49 lat). Przyjmuje się, iż współczynnik dzietności na poziomie 2,10–2,15 zapewnia zastępowalność pokoleń. Lata 1946–1960 są uważane za okres wyżu kompensacyjnego, a jego przyczyny należy upatrywać w zakończeniu wojny. Po II wojnie światowej w Polsce znacznie więcej było kobiet niż mężczyzn, co zaowocowało większą liczbą urodzeń, które rekompensowały straty wojenne w demografii. W latach 1964–1969 odnotowano spadek dzietności ogólnej, po czym w okresie 1970–1985, który był echem powojennego wyżu demograficznego, dzietność średnio wzrastała, by w latach 1985–1988, które były dla odmiany echem niżu demograficznego z lat sześćdziesiątych, znowu zmaleć. Odbiegający znacznie poziom dzietności ogólnej w latach 1989–2013 w stosunku do okresu 1964–1988 w dużej mierze wynika z przejętego z Europy Zachodniej modelu rodziny – rodzice plus jedno dziecko. Rodzice w tym czasie bardziej stawiali na rozwój kariery zawodowej niż powiększenie rodziny. Barię hamującą rozwój demograficzny polskich miast w latach 1989–2013 było również dość duże bezrobocie, co nie miało miejsca w PRL-u. Najniższą dzietność w latach 1989–2013 odnotowano w mocno zurbanizowanych województwach centralnej Polski. Należą do nich: mazowieckie, łódzkie, dolnośląskie i śląskie, zaś najwyższą w województwach południowo-wschodniej Polski, gdzie istniały silniejsze więzi rodzinne. Na poziom dzietności ogólnej w dużych miastach wpływ miała także ekonomiczna migracja zewnętrzna ludności do krajów Europy Zachodniej, Skandynawii oraz Stanów Zjednoczonych i Kanady.

Z porównania współczynników dynamiki demograficznej polskich miast wynika, że w każdym roku pierwszego badanego okresu były one wyższe niż w drugim okresie. Średni współczynnik dynamiki demograficznej w latach 1964–1988 wynosił 1,96, a w okresie 1989–2013 kształtował się na poziomie 1,04. Świadczy to o tym, że średnio liczba urodzeń żywych w miastach w latach 1964–1988 była blisko dwukrotnie większa niż liczba zgonów. Natomiast w drugim badanym okresie średnio liczba urodzeń żywych i liczba zgonów były w przybliżeniu takie same. W 1988 roku w stosunku do roku 1964 współczynnik dynamiki demograficznej zmalał o 32,4%. Podobnie w 2013 roku w stosunku do roku 1989 współczynnik dynamiki demograficznej zmalał o 34,13%. Ogólnie w 2013, roku w stosunku do 1964 roku, współczynnik dynamiki demograficznej zmalał o 59,04% i obrazuje zapaść

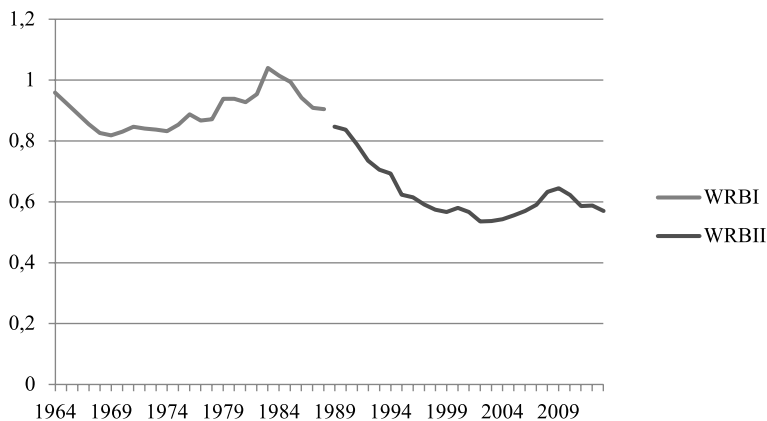
demograficzną. Współczynnik dynamiki demograficznej to stosunek liczby urodzeń żywych w danym okresie (najczęściej jednego roku) do liczby zgonów w tym okresie.

Rysunek 3. Porównanie współczynników dynamiki demograficznej polskich miast w latach 1964–1988 oraz 1989–2013



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b).

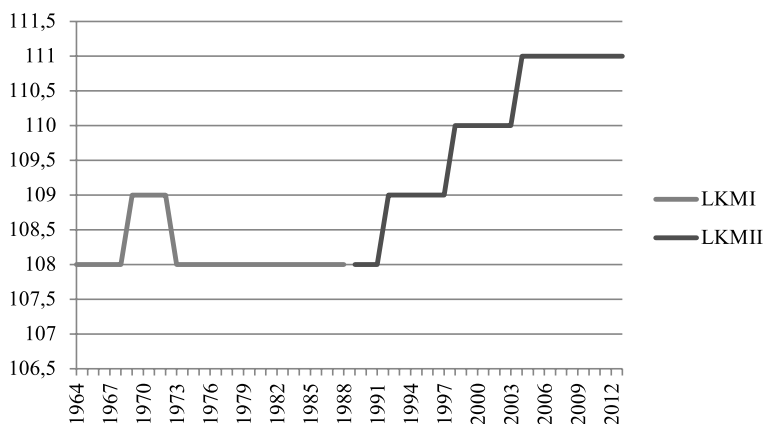
Rysunek 4. Porównanie współczynników reprodukcji brutto dotyczących polskich miast w latach 1964–1988 oraz 1989–2013



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b).

Z rysunku 4 wynika, że w większości przypadków współczynniki reprodukcji brutto w pierwszym okresie przyjmowały znacznie wyższe wartości niż w drugim badanym okresie. Średni współczynnik reprodukcji brutto w latach 1964–1988 kształtował się na poziomie 0,90, a w latach 1989–2013 przyjmował wartość 0,63. W 1988 roku w stosunku do 1964 roku nastąpił spadek wartości tego współczynnika o 5,6%. Analogicznie w 2013 roku w stosunku do roku 1989 wystąpił spadek współczynnika brutto o 32,5%. Współczynnik reprodukcji brutto oznacza średnią liczbę córek urodzonych przeciętnie przez kobietę przy założeniu, że kobieta, będąc w wieku rozrodczym (15–49 lat), rodzić będzie z częstotliwością, jaką charakteryzują się wszystkie kobiety rodzące w roku, dla którego oblicza się współczynnik. Współczynnik reprodukcji brutto jest iloczynem współczynnika dzietności i wskaźnika wyrażającego udział urodzeń płci żeńskiej w ogólnej liczbie urodzeń żywych.

Rysunek 5. Porównanie liczby kobiet przypadających na 100 mężczyzn w miastach polskich w latach 1964–1988 oraz 1989–2013



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b).

Z rysunku 5 wynika, że w obu badanych okresach w miastach polskich mieszkało więcej kobiet niż mężczyzn. Średnio na 100 mężczyzn, w pierwszym badanym okresie, przypadało 108 kobiet (tzn. o 8% więcej), a w drugim okresie 110 kobiet (tzn. o 10% więcej).

Tabela 3. Kształtowanie się współczynnika korelacji dotyczące lat 1964–1988

	R20I	R14I	R65I	WPRI
R20I	1,0	<i>0,91</i>	<i>-0,94</i>	-0,98
R14I	<i>0,91</i>	1,0	<i>-0,99</i>	<i>-0,89</i>
R65I	<i>-0,94</i>	<i>-0,99</i>	1,0	<i>0,92</i>
WPRI	<i>-0,98</i>	<i>-0,89</i>	<i>0,92</i>	1,0

Oznaczone współczynniki są istotne z prawdopodobieństwem $p < 0,05$.
Istotne współczynniki korelacji oznaczono boldem i kursywą.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 4. Kształtowanie się współczynnika korelacji dotyczące lat 1964–1988

	PPI	POPI	RI
PPI	1,0	<i>-0,90</i>	<i>0,99</i>
POPI	<i>-0,90</i>	1,0	<i>-0,82</i>
RI	<i>0,99</i>	<i>-0,82</i>	1,0

Oznaczone współczynniki są istotne z prawdopodobieństwem $p < 0,05$.
Istotne współczynniki korelacji oznaczono boldem i kursywą.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 5. Kształtowanie się współczynnika korelacji dotyczące lat 1989–2013

	R20II	R14II	R65II	WPRII
R20 II	1,0	<i>0,98</i>	<i>-0,60</i>	<i>-1,0</i>
R14II	<i>0,98</i>	1,0	<i>-0,71</i>	<i>-0,99</i>
R65II	<i>-0,60</i>	<i>-0,71</i>	1,0	<i>0,60</i>
WPRII	<i>-1,0</i>	<i>-0,99</i>	<i>0,60</i>	1,0

Oznaczone współczynniki są istotne z prawdopodobieństwem $p < 0,05$.
Istotne współczynniki korelacji oznaczono boldem i kursywą.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 6. Kształtowanie się współczynnika korelacji dotyczące lat 1989–2013

	PPII	POPII	RII
PPII	1,00	0,87	1,0
POPII	0,87	1,00	0,90
RII	1,0	0,90	1,00

Oznaczone współczynniki są istotne z prawdopodobieństwem $p < 0,05$.
Istotne współczynniki korelacji oznaczono boldem i kursywą.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Jak wynika z tabel 3–6, wszystkie wyznaczone współczynniki korelacji są istotne statystycznie (Kowgier, 2011, s. 115–116; Bąk, Markowicz, Mojsiewicz, Wawrzyniak, 2002) i przyjmują wysokie wartości [z wyjątkiem R65II i WPRII (0,60) oraz R65II i R200II (–0,60)]. Z tabel 3 i 5 wynika, że odpowiadające sobie zmienne, w obu okresach, miały współczynniki korelacji nieróżniące się co do znaku. Nieco inaczej wygląda sytuacja w przypadku odpowiadających sobie zmiennych w badanych okresach, ujętych w tabelach 4 i 6. Co do znaku różniły się współczynniki korelacji między PPI i POPI oraz PPII i POPII, jak również między POPI i RI oraz POPII i RII. Dokładnie zależność liniowa występowała między R20II a WPRII oraz PPII a RII. Wzrost procentowy liczby osób do 14 oraz 20 roku życia w pierwszym i drugim okresie powodował spadek procentowy liczby osób powyżej 65 roku życia. Współczynniki korelacji między zmiennymi z różnych okresów w zdecydowanej większości przypadków były istotne statystycznie i przyjmowały też na ogół dość wysokie wartości. Na podstawie danych GUS za wiek przedprodukcyjny dla kobiet i mężczyzn przyjęto 0–17 lat, zaś za wiek poprodukcyjny odpowiednio: dla kobiet 60 i więcej lat oraz dla mężczyzn 65 i więcej lat.

Tabela 7. Wybrane podstawowe statystyki opisowe dotyczące lat 1964–1988

	Średnia	Min.	Max.	Odch.stand.	Skośność	Kurtoza
R20I	37,37	33,80	43,00	3,22	0,35	–1,23
R14I	28,37	26,40	33,80	2,30	1,17	0,09
R65I	10,24	7,10	11,7	1,50	–0,84	–0,73
WPRI	53,38	50,4	55,3	1,62	–0,31	–1,22

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b)
z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 8. Wybrane podstawowe statystyki opisowe dotyczące lat 1964–1988

	Średnia	Min.	Max.	Odch. stand.	Skośność	Kurtoza
PPI	63,6	56,0	79,0	7,66	0,65	-0,83
POPI	23,76	19,0	27,0	2,24	-0,86	-0,45
RI	87,36	81,0	98,0	5,66	0,42	-1,04

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b) z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 9. Wybrane podstawowe statystyki opisowe dotyczące lat 1989–2013

	Średnia	Min.	Max.	Odch. stand.	Skośność	Kurtoza
R20II	29,17	23,10	33,60	3,49	-0,39	-1,37
R14II	21,34	16,70	26,50	3,40	0,002	-1,55
R65II	12,98	11,8	13,7	0,56	-0,67	-0,70
WPRII	58,54	54,50	63,40	3,31	0,33	-1,60

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b) z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Tabela 10. Wybrane podstawowe statystyki opisowe dotyczące lat 1989–2013

	Średnia	Min.	Max.	Odch. stand.	Skośność	Kurtoza
PPII	45,0	32,0	57,0	8,61	-0,22	-1,57
POPII	26,24	24,0	28,0	1,05	-0,52	-0,98
RII	71,32	58,0	83,0	9,51	-0,28	-1,65

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS (2016b) z wykorzystaniem pakietu Statystyka 6.0.

Z porównania informacji zawartych w tabelach 7–10 wynika, że ujemny współczynnik kurtozy występował we wszystkich zmiennych w badanych okresach (z wyjątkiem zmiennej R14I), co świadczy o tym, że wartości cechy były tutaj mniej skoncentrowane wokół wartości średniej, niż ma to miejsce w przypadku rozkładu normalnego. Porównując skośność rozkładu dla zmiennych dotyczących badanych okresów, obserwujemy, że w latach 1964–1988 dla czterech z nich: R14I, R20I, PPI, RI występowała dodatnia asymetria rozkładu, a dla trzech: R65I, WPRI, POPI ujemna asymetria rozkładu. W przypadku okresu 1989–2013 dodatnią asymetrią rozkładu charakteryzowały się zmienne: R14II, WPRII, zaś ujemną asymetrią rozkładu – zmienne R20II, R65II, PPII, POPII, RII. Co do znaku taką samą asymetrię rozkładu miały odpowiadające sobie zmienne: R14I i R14II, R65I i R65II, POPI i POPII. Przeciwną co do znaku asymetrię rozkładu miały zmienne: R20I i R20II,

RI i RII, WPRI i WPRII, PPI i PPII. Odchylenia standardowe (Hozer, 1998) odpowiadających sobie zmiennych w pięciu przypadkach były większe w latach 1989–2013, a w dwóch przypadkach: R65I i R65II oraz POPI i POPII miały większą wartość w okresie 1964–1988. Liczba ludności w wieku co najmniej 65 lat w pierwszym okresie wynosiła średnio 10,24%, natomiast w drugim okresie 12,98%, co świadczy o tym, że społeczeństwo w polskich miastach się starzeje. Porównując liczbę osób w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym otrzymano w zaokrągleniu odpowiednio: 24 osoby w pierwszym okresie oraz 26 osób w drugim okresie, co daje zbliżone wartości. Porównując liczbę osób w wieku przedprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym otrzymano w zaokrągleniu: 64 osoby w pierwszym okresie oraz 45 osób w drugim okresie, co stanowi istotną różnicę. Liczba osób w wieku produkcyjnym wynosiła średnio 53,38% w latach 1964–1988 oraz 58,54% w okresie 1989–2013. Porównując liczbę ludności niepracującej razem na 100 osób w wieku produkcyjnym otrzymano w zaokrągleniu średnio: 87 osób w pierwszym okresie oraz 71 osób w drugim okresie.

Podsumowanie

Reasumując, sytuacja demograficzna polskich miast w okresie 1964–1988 przedstawiała się znacznie lepiej niż w latach 1989–2013, lecz nie na tyle dobrze, aby zapewniała zastępowalność pokoleń. Średni przyrost rzeczywisty w latach 1964–1988 wynosił 1,69 mln, a w okresie 1989–2013 przyjął wartość $-0,004$ mln. Ujemna wartość średniego przyrostu rzeczywistego związana jest między innymi z migracją ludności miast polskich za granicę w celu polepszenia bytu materialnego oraz zmianą wyznawanego modelu rodziny. Malejąca liczba urodzeń zależy od spadku płodności kobiet i mężczyzn oraz liczby zawieranych małżeństw. W badanych latach zaobserwowano rosnący udział urodzeń pozamałżeńskich, który w roku 2014 wynosił około 25%, w miastach był o kilka procent wyższy, a w niektórych powiatach (miastach) wynosił około 50%. Zmiany płodności i towarzyszący im proces zawierania małżeństw w latach 1989–1999 miały podobny kierunek w Polsce jak zaobserwowane wcześniej w krajach Europy Zachodniej i Północnej (Kotowska, 1999). Tendencja ta utrzymywała się również w latach 2000–2013. W latach 1964–1989 tym, co najbardziej niepokoiło demografów, była wysoka umieralność. Średni współczynnik dzietności ogólnej w pierwszym badanym okresie wynosił 1,86, a w drugim 1,30 i był o 30,1% mniejszy w stosunku do pierwszego okresu. Średni współczynnik dynamii

ki demograficznej w latach 1964–1988 wynosił 1,96, a w okresie 1989–2013 miał wartość 1,04 i był o 46,94% mniejszy w stosunku do pierwszego okresu. Podobnie średni współczynnik reprodukcji brutto w latach 1964–1988 kształtował się na poziomie 0,90, a w drugim okresie przyjął wartość 0,63 i był o 30% mniejszy w stosunku do pierwszego okresu.

Spółeczność miast polskich coraz bardziej się starzeje, jak wynika z porównania danych okresów. Badane zmienne w pierwszym i drugim okresie miały prawostronną i lewostronną asymetrię rozkładu. Ujemny współczynnik kurtozy występował we wszystkich przypadkach z wyjątkiem zmiennej R14I. Między zmiennymi w pierwszym oraz drugim okresie występowały istotne statystycznie współczynniki korelacji. Podobnie między zmiennymi z różnych okresów na ogół zaobserwowano istotne statystycznie współczynniki korelacji. Ważnym czynnikiem mającym wpływ na demografię miast polskich jest również struktura migrantów według płci, miejsca i poziomu wykształcenia przybywających do Polski. Wobec zapaści demograficznej zaobserwowanej szczególnie w latach 1989–2013 oraz toczącej się wojny na Ukrainie do Polski przybyło ponad milion migrantów z Ukrainy, którzy zamieszkali głównie w miastach i stanowili oraz do tej pory stanowią konkurencyjną dla Polaków siłę roboczą. Należy dodać, że wzrost salda różnicy urodzeń i zgonów może także nastąpić na skutek zmniejszenia umieralności spowodowanej chorobami cywilizacyjnymi. Jak wykazano, na poziom wspomnianego salda duży wpływ ma wzrost płodności kobiet w ujęciu transwersalnym dzięki wydłużeniu dalszego trwania życia, co zmienia porządek wymierania (Gazińska, 2003).

Stan demografii miast polskich, szczególnie w drugim badanym okresie, wymaga gruntownej poprawy. Pewne nadzieje dają wdrażane obecnie programy „Rodzina 500+” oraz „Mieszkanie+”. Są one dość kosztowne i w dłuższym okresie stosowanie ich i wypełnienie wymagać będzie dużej rozważy, ponieważ zależą od wielu czynników makro- i mikroekonomicznych. Innymi ważnymi czynnikami mającymi wpływ na poprawę liczby urodzeń w miastach polskich są: malejące bezrobocie, dalsze uprzemysłowienie Polski oraz rodzaj umów zawieranych między pracodawcami a pracownikami. Dążenie do zawierania umów o pracę w dłuższym okresie przy odpowiedniej polityce fiskalnej państwa przyniesie z pewnością wymierne korzyści. W latach 1964–1988 problem bezrobocia w miastach praktycznie nie istniał. Wynikało to z innego typu prowadzonej gospodarki, który dawał pewną iluzję na przyszłość, jak wynika z perspektywy minionego czasu. Jednak miało to realne przełożenie na demografię miast polskich w tamtym okresie.

Literatura

- Bąk, I., Markowicz, I., Mojsiewicz, M., Wawrzyniak, K. (2002). *Statystyka opisowa*. Warszawa: WNT.
- Begg, D., Fischer, S., Dornbusch, R. (1997). *Makroekonomia*. Warszawa: PWE.
- Gazińska, M. (2003). *Potencjał demograficzny w regionie. Analiza ilościowa*. Szczecin: Wyd. Naukowe US.
- GUS (2016a). *Rocznik demograficzny*. Warszawa.
- GUS (2016b). *Rocznik statystyczny*. Warszawa.
- GUS. *Ludność, ruch naturalny i migracje w latach 1946–2011*. Pobrane z: stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/ludnosc/struktura-ludnosci,16,1.html.
- Holzer, J.Z. (1999). *Demografia*. Warszawa: PWE.
- Hozer, J. (1993). *Mikroekonometria*. Warszawa: PWE.
- Hozer, J. (red.) (1998). *Statystyka*. Szczecin: Stowarzyszenie Pomoc i Rozwój.
- Kotowska, I.E. (red.) (1999). *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90. W świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego*. Warszawa: Wyd. SGH.
- Kowgier, H. (2011). *Elementy rachunku prawdopodobieństwa i statystyki na przykładach z ekonomii*. Warszawa: WNT.
- Paradysz, J. (1985). *Wielowymiarowa analiza reprodukcji ludności*. Poznań: Wyd. AE w Poznaniu.
- Paradysz, J. (1990). *Reprodukcja ludności w Polsce. Studium metodologiczno-poznawcze*. Warszawa: Wyd. SGPiS.
- Ranis, G., Stewart, F., Ramirez, A. (2000). Economic Growth and Human Development. *World Development*, 8, (2), 197–219.
- Rosset, E. (1975). *Demografia Polsk*. T. 2. Warszawa: PWN.
- Smoluk, A. (1999). *Od potencji do egzystencji. Ekonomia Matematyczna*, 3, Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu.

COMPARATIVE ANALYSIS OF SELECTED DEMOGRAPHIC COEFFICIENTS OF POLISH CITIES IN THE YEARS 1964–1988 AND 1989–2014

Abstract

The aim of the article was to examine, compare and determine the causes of the demographics of Polish cities in the years 1964–1988 and 1989–2013. To carry out the study used real data taken from the Statistical Yearbook of the Central Statistical Office of 2016. In the paper the statistical analysis regarding these periods. Appropriate conclusions finish work.

Translated by Henryk Kowgier

Keywords: statistical analysis, demographic indicators

JEL Code: J1