

Jan Paradysz

Akademia Ekonomiczna w Poznaniu

PROGNOZOWANIE DEMOGRAFICZNE DLA MAŁYCH OBSZARÓW NA PRZYKŁADZIE MIASTA POZNANIA W LATACH 2005-2030

1. Wstęp

1.1. Uwagi terminologiczne

Określenie „ludność faktycznie zamieszkała” w oczach niespecjalistów pozor- nie bywa wartościujące. Wydaje się im bowiem, że jest to coś lepszego i coś bardziej zgodnego z bliżej nieokreśloną „rzeczywistością”. Otóż „ludność faktycz- nie zamieszkała” jest również kategorią prawną, niekoniecznie odpowiadającą „rzeczywistości” tak jak kategoria „zameldowani na pobyt stały”. **Ludność fak- tycznie zamieszkała jest sumą dwóch składników: osób zameldowanych w danej miejscowości na pobyt stały oraz salda zameldowań i wymeldowań na pobyt czasowy w wymiarze wyższym niż 2 miesiące.** Zmiany miejsca zamiesz- kania na okres dwóch miesięcy lub krócej nie bierze się pod uwagę ani przy ustalaniu liczby „ludności stałej”, co w tym systemie wydaje się oczywiste, ani też liczby ludności „faktycznie zamieszkałej”.

Konsekwencje podziału ludności na zameldowanych na stałe oraz na pobyt czasowy powyżej 2 miesięcy mają swój wymiar statystyczny i, paradoksalnie, niewiele straciły na znaczeniu od upadku systemu komunistycznego. A miano- wicie, cały ruch ludności (urodzenia, zgony, zawarcie małżeństwa, rozvodu i mi- gracje) jest prowadzony według kryterium zameldowania na pobyt stały. Różnice między liczbą zameldowanych na pobyt stały a liczbą zameldowanych na pobyt czasowy powyżej 2 miesięcy co prawda zmniejszyły się znacznie, od kiedy zaczęły znikać hotele robotnicze, ale im niższy poziom terytorialnego podziału kraju, tym ich znaczenie jest większe. Na przykład odsetek salda zameldowanych i wymel-

dowanych na pobyt czasowy powyżej 2 miesięcy w najbardziej mobilnym przedziale wieku 20-24 lata w Poznaniu w 2004 r. wynosił 15,2% (zob. tab. 1).

Tabela 1. Odsetek salda zameldowanych na pobyt czasowy powyżej 2 miesięcy wśród ludności faktycznie zamieszkałej w przedziale wieku 20-24 lata według jednostek urbanistycznych miasta Poznania pod koniec 2004 r.

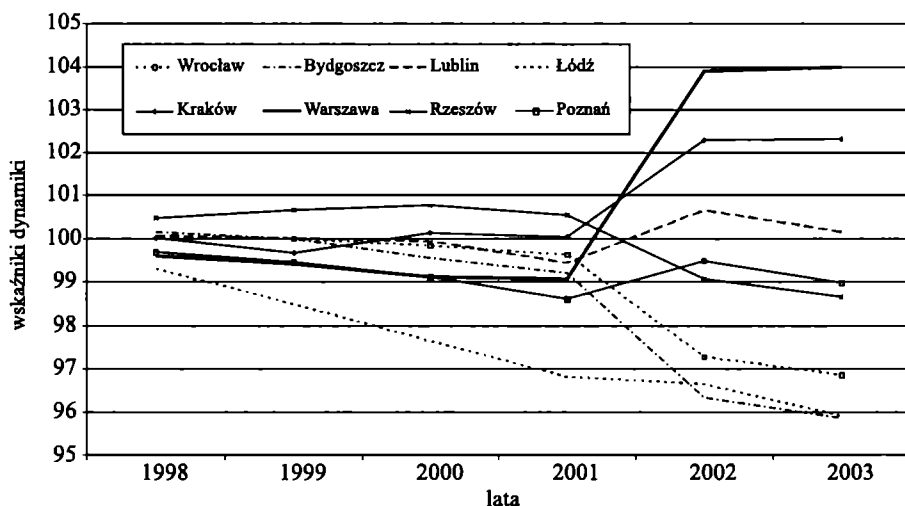
Nr jednostki	Nazwa jednostki urbanistycznej	Saldo zameldowanych na pobyt czasowy powyżej 2 miesięcy			Mieszkańcy zameldowani na pobyt stały			Odsetek salda zameldowanych na pobyt czasowy powyżej 2 miesięcy		
		ogółem	kobiety	mężczyźni	ogółem	kobiety	mężczyźni	ogółem	kobiety	mężczyźni
1	Centrum	480	328	152	3121	1567	1554	13,3	17,3	8,9
2	Solacz-Wilczak	333	154	179	772	392	380	30,1	28,2	32,0
3	Jeżyce	844	634	210	2414	1199	1215	25,9	34,6	14,7
4	Arena-Lazarz	163	112	51	2709	1313	1396	5,7	7,9	3,5
5	Kolejowa	20	11	9	486	229	257	4,0	4,6	3,4
6	Górna Wilda	150	101	49	1928	926	1002	7,2	9,8	4,7
7	Przy Warcie	297	34	263	389	188	201	43,3	15,3	56,7
8	Winogrody Płn	138	91	47	1994	986	1008	6,5	8,4	4,5
9	Winogrody Płd	1042	669	373	934	480	454	52,7	58,2	45,1
10	Winiary	1389	856	533	1291	655	636	51,8	56,7	45,6
11	Marcelin-Popiełuszki	125	67	58	2325	1140	1185	5,1	5,6	4,7
12	Grunwald-Raszyn	493	332	161	2267	1123	1144	17,9	22,8	12,3
13	Górczyn-Świerczewo	210	38	172	1470	712	758	12,5	5,1	18,5
14	Dębiec	37	29	8	973	494	479	3,7	5,5	1,6
15	Starołeka	25	16	9	827	392	435	2,9	3,9	2,0
16	Gluszyzna	0	0	0	147	71	76	0,0	0,0	0,0
17	Żegrze	33	27	6	453	237	216	6,8	10,2	2,7
18	Os. Piastowskie	107	67	40	533	287	246	16,7	18,9	14,0
19	Rataje	153	104	49	3809	1907	1902	3,9	5,2	2,5
20	Chartowo	94	57	37	2258	1104	1154	4,0	4,9	3,1
21	Piotrowo-Malta	1676	650	1026	767	411	356	68,6	61,3	74,2
22	Warszawska	178	120	58	900	439	461	16,5	21,5	11,2
23	Naramowice	73	52	21	3187	1615	1572	2,2	3,1	1,3
24	Piątkowo-Wschód	88	55	33	3053	1544	1509	2,8	3,4	2,1
25	Podolany-Piątkowo	15	9	6	533	265	268	2,7	3,3	2,2
26	Strzeszyn	250	161	89	641	311	330	28,1	34,1	21,2
27	Krzyżowniki	6	3	3	486	234	252	1,2	1,3	1,2
28	Ławica	9	6	3	594	295	299	1,5	2,0	1,0
29	Skórzewo	5	2	3	623	319	304	0,8	0,6	1,0
30	Junikowo	55	31	24	869	450	419	6,0	6,4	5,4
31	Fabianowo-Kotowo	15	12	3	692	331	361	2,1	3,5	0,8
32	Szczepankowo	3	2	1	396	185	211	0,8	1,1	0,5
33	Radojewo	15	15	0	336	169	167	4,3	8,2	0,0
-	POZNAN	8521	4845	3676	44177	21970	22207	16,2	18,1	14,2

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Ośrodka Informatyki Urzędu Wojewódzkiego w Poznaniu.

W podziale na dzielnice zróżnicowanie było znacznie większe. Jak widać w tab. 1, największe zróżnicowanie tego odsetka dotyczyło małych jednostek urbanistycznych¹. Aż w 3 takich jednostkach ponad połowa mieszkańców była zameldowana na okres dłuższy niż miesiąc. W przeważającej części chodzi tutaj o studentów w akademikach i na kwaterach prywatnych. Warto przy tym zwrócić uwagę, że w pobliżu terenów zajmowanych przez Politechnikę większy jest udział mężczyzn (Przy Warcie, Piotrowo-Malta). Na Winiarach i Winogradach, gdzie dominują domy studenckie Uniwersytetu oraz Akademii Ekonomicznej i Akademii Rolniczej, zauważalny jest wyższy odsetek kobiet.

Do dwóch powyżej rozważanych kategorii ludności po przeprowadzeniu Narodowego Spisu Powszechnego doszły jeszcze dwie: ludność zameldowana na pobyt stały i ludność faktycznie zamieszkała według deklaracji złożonych przez respondentów rachmistrzowi spisowemu. W skrócie, dla lepszej komunikatywności, można je nazwać „deklaratywna ludność stała” oraz „deklaratywna ludność faktycznie zamieszkała”. Ponieważ Główny Urząd Statystyczny nie dokonał szacunku struktur demograficznych dla roku 2002 według metod estymacji używanych we wcześniejszych latach (2001, 2000, 1999 itd.), tylko w pewnym przybliżeniu możemy określić rozmiary różnic między prawnym a deklaratywnym ujęciem ludności stałej i faktycznie zamieszkałej. Na rozmiary tych różnic może wskazywać obserwacja trendu kształtowania się liczby ludności w ostatnich kilku latach okalających rok spisu. Jak łatwo można zauważyć na rys. 1, dla kilku celowo wybranych miast tendencje były różne. W takich miastach, jak Warszawa, Kraków, Lublin, Poznań i Łódź, mamy podstawy podejrzewać, że liczby ludności stałej i faktycznie zamieszkałej w NSP 2002 zostały zawyżone, aczkolwiek w różnym stopniu. Natomiast we Wrocławiu, Bydgoszczy i Rzeszowie NSP 2002 raczej zaniżył deklaratywne kategorie ludności w stosunku do prawnych. Można przypuszczać, że pierwsza grupa miast cieszy się lepszym odbiorem społecznym i do przynależności do Warszawian, Krakowian czy Lublinian przyznaje się więcej osób niżby na to wskazywał „meldunek”. Różnice z tytułu prestiżu bycia mieszkańcem jednej czy drugiej stolicy mogą dochodzić nawet do ok. 5% (Warszawa). W Poznaniu zapewne nie więcej niż 2% deklarowało bycie Poznaniakiem, nie mając ku temu podstawy prawnej. Innym wytłumaczeniem może być wielokrotność zeznań o tej samej osobie. W polskiej praktyce spisowej jest to możliwe, gdyż regułą jest spisywanie mieszkańców przez rachmistrza spisowego, a o wszystkich osobach w gospodarstwie domowym informuje tylko jedna osoba. Zazwyczaj jest

¹ Wykazu i granic miejskich jednostek urbanistycznych dostarczyła Miejska Pracownia Urbanistyczna w Poznaniu. Jednostki urbanistyczne zostały oznaczone tylko kolejnymi numerami jak w tab. 1 i pozostałych w tym opracowaniu. Dla lepszej komunikatywności nazwaliśmy je dość arbitralnie, starając się nawiązać w miarę możliwości do nazw historycznych. Problem delimitacji jednostek urbanistycznych i ich nazw nie jest dobrze rozwiązany w żadnym z dużych polskich miast. Kryteriów i propozycji delimitacji jest wiele. Z punktu widzenia zabezpieczenia pokrycia informacyjnego dla jednostek urbanistycznych godnymi uwagi są także propozycje nawiązania do istniejących podziałów na rejony statystyczne lub obwody wyborcze.



Rys. 1. Dynamika ludności faktycznie zamieszkałej wielkich miast w latach 1997-2003 (rok 1997 = 100)
 Źródło: opracowanie własne.

to kobieta w wieku średnim – „strażniczka domowego ogniska” – która odpowiada za wszystkich w gospodarstwie domowym, w tym za dorosłe już dzieci. Istnieje zatem możliwość, że o tej samej osobie opowiedzą różnym rachmistrzom osoby jej spowinowacone, np. matka i teściowa. Nie jest wykluczone, że jakąś część różnicy między ludnością faktycznie zamieszkałą „de iure” a ludnością wykazaną przez NSP 2002 objaśnia „szara strefa” wynajmujących mieszkania. Na taką możliwość zwrócili mi uwagę moi studenci i doktoranci. Ich zdaniem pewien odsetek ich kolegów mieszka na stancji bez zameldowania.

2. Warianty prognoz

Przygotowane warianty prognoz sporządzono za pomocą powszechnie stosowanej w demografii metody składnikowej (por. [5; 3]). W swoim klasycznym ujęciu dzielą się one na biologiczne, które nie uwzględniają migracji, oraz tzw. pomigracyjne. Prognozy biologiczne można podzielić na dwa warianty: o mocnej i słabej ergodyczności. Pierwsze z nich zakładają stałość w czasie częściowych współczynników urodzeń i zgonów; ich praktyczna użyteczność jest niewielka, gdyż to założenie raczej nigdy nie bywa spełnione. Wykorzystuje się je natomiast w rozważaniach teoretycznych w demografii matematycznej. Klasyczne metody pomigracyjne w przekroju regionalnym wykorzystują salda migracji.

W ciągu ostatniego ćwierćwiecza rozwinęła się metodologia prognozowania oparta na wykorzystaniu nie sald, ale strumieni przepływów, które potocznie nazwano wieloregionalnymi modelami Rogersa-Willekensa². Pierwotnie były to także modele

² Zobacz [12; 15; 13]. W języku polskim zob. [7, s. 87-105].

o mocnej ergodyczności, a zatem mało przydatne do celów praktycznych. Dalsze modyfikacje nadały im walor większej operatywności i przydatności praktycznej [6], ale równocześnie spowodowały, że strumieni przepływów było jeszcze więcej, które skutkiem tego były coraz mniej liczne. W efekcie tzw. prawdopodobieństwa przejścia między stanami były obciążone dużymi błędami losowymi [11].

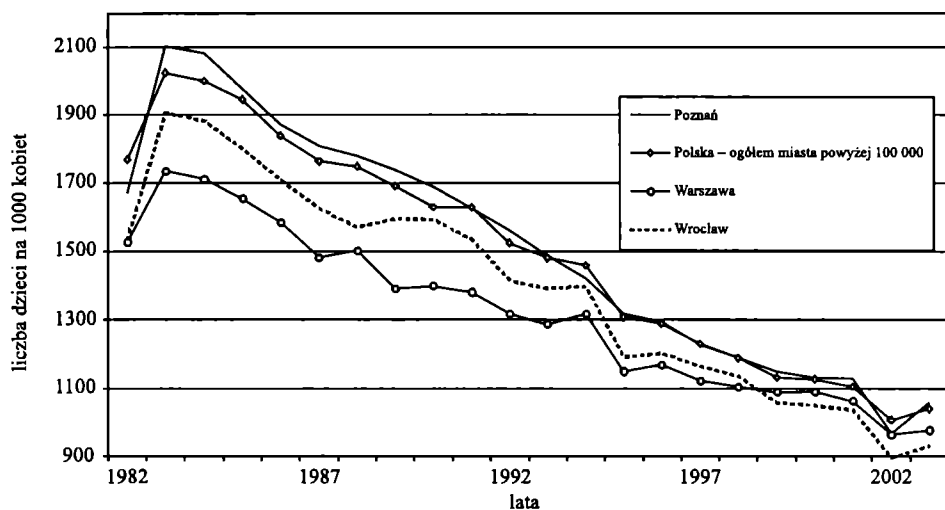
W związku z tym nasze prognozy zostały oparte na modelach o słabej ergodyczności, a migracje ujęto metodą sald. Jest to zmodyfikowana metoda składnikowa. Prognozy demograficzne wykonywane metodą składnikową m.in. od ekonometrycznych różnią się tym, że istnieje trudność określenia błędu prognozy *ex ante*. Tę niedogodność prognoz demograficznych usiłuje się pokonać poprzez wykonywanie kilku jej wariantów.

Warianty prognozy są różne w zależności od przyjętych założeń odnośnie urodzeń, zgonów, migracji i rezerw inwestycyjnych miasta Poznania. Zasadniczych wariantów prognozy jest pięć: trzy dotyczą płodności kobiet, a dwa migracji. Ciągłe jeszcze stosowany w polskiej statystyce podział na ludność stałą i faktyczną pozwala na wprowadzenie dwóch dalszych wariantów dla ostatniej z nich, które dalej konsekwentnie będziemy numerować jako wariant 6 i wariant 7. Pod względem założeń odnośnie do ruchu ludności są to warianty 4 i 5 przeliczone na ludność faktycznie zamieszkałą. Ponadto rozróżnia się dwie dalsze grupy tych samych 5 wariantów w zależności od pochodzenia danych o strukturze ludności. Celem porównania prognozy z wcześniej wykonaną, m.in. dla Poznania, prognozą GUS wykorzystaliśmy skorygowane po NSP 2002 struktury ludności. Niezależnie od krytycznej oceny tych danych przedstawionej w punkcie 1.1, decydującym motywem, dla którego wykorzystano dane z PESEL-a, było to, że tylko one mogły posłużyć jako punkt wyjścia do prognozy Poznania w przekroju 33 jednostek urbanistycznych. Alternatywą mogłyby być struktury ludności z NSP 2002 w przekroju obwodów spisowych. Główny Urząd Statystyczny nie zgodził się jednak na udostępnienie tych danych ze względu na przyjęte tam procedury ochrony danych jednostkowych. Do naszych krytycznych ocen informacji NSP co do Poznania dochodzi jeszcze to, że od NSP 2002 minęło ponad 2 lata, są one więc mniej aktualne niż dane pozyskane z Ośrodka Informatyki Urzędu Wojewódzkiego w Poznaniu.

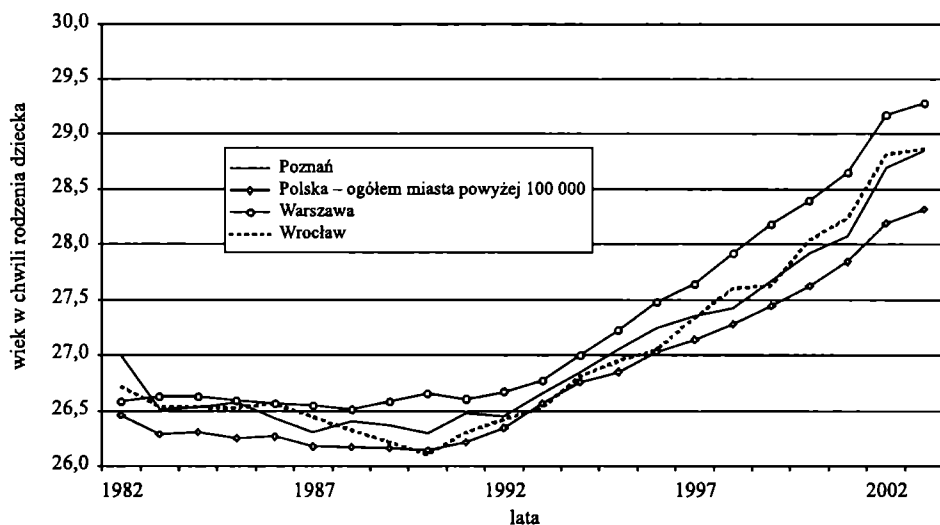
3. Założenia szczegółowe do prognozy demograficznej miasta Poznania

3.1. Urodzenia

Szczegółowa analiza płodności kobiet w Poznaniu pokazała, że dzietność Poznanianek ciągle spada, ale wydaje się, że osiągnęliśmy minimalny poziom i jesteśmy już blisko punktu odbicia. Co prawda dane GUS pokazują silniejsze wahanie w 2002 r., ale jest to zapewne efekt wspomnianego przeszacowania struktur ludności według wieku, w tym kobiet w NSP 2002. Współczynniki dzietności teoretycznej w 2003 r. wydają się przemawiać za hipotezą o „punkcie odbicia”. Wskazują, że duży spadek dzietności kobiet w latach 1982-2003 jest w dużej



Rys. 2. Dzietność teoretyczna kobiet w niektórych wielkich miastach w Polsce w latach 1982-2002
 Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Głównego Urzędu Statystycznego. Roczniki demograficzne z lat 1983-2004.



Rys. 3. Przeciętny wiek macierzyństwa w dużych miastach w Polsce w latach 1982-2003
 Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Głównego Urzędu Statystycznego. Roczniki demograficzne z lat 1983-2004.

mierze spowodowany zmianą kalendarza płodności w generacjach rzeczywistych. Jest to znany w teorii demografii mechanizm translacji demograficznej³. Za hipo-

³ Odnośnie do mechanizmu translacji demograficznej zob. [8, s. 170 i nast.; 9, rozdz. V].

teżą translacji demograficznej przemawia także przeciętny wiek macierzyństwa (por. rys. 3), który w największych miastach w Polsce rośnie niemal według funkcji wykładniczej. W Warszawie przekroczył on już 29 lat, a w pozostałych dużych miastach zbliża się do tej granicy.

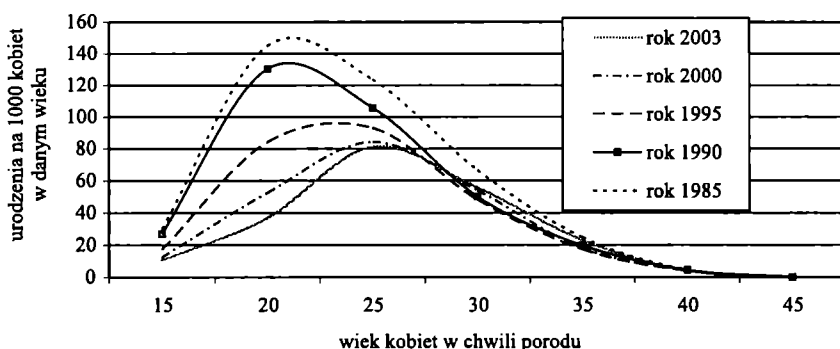
Niezależnie od przekonania o prawdziwości hipotezy objaśniającej aktualną dzietność kobiet za pomocą translacji demograficznej, założyliśmy trzy hipotezy co do kształtowania się płodności kobiet w Poznaniu w latach 2005-2030:

1) płodność stała w całym okresie prognozowania, zgodnie założeniami modeli o mocnej ergodyczności (tę hipotezę wykorzystano w **wariantach 1, 4 i 6**),

2) płodność stopniowo wzrastająca aż do osiągnięcia przez współczynnik dzietności teoretycznej wartości 2,0 pod koniec okresu prognozowanego (**warianty 2, 5 i 7**),

3) płodność opadająca aż do osiągnięcia przez współczynnik dzietności teoretycznej wartości 0,75 pod koniec okresu prognozowanego (**wariant 3**).

Pierwsza i trzecia hipoteza wydają się mało realistyczne i służą jako punkt odniesienia dla drugiej, która wydaje się nam najbardziej prawdopodobna.

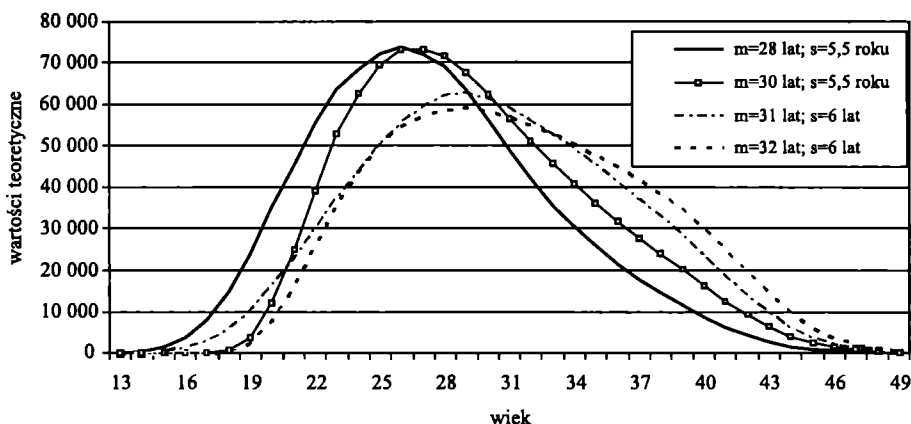


Rys. 4. Ewolucja współczynników płodności w Poznaniu w latach 1985-2003

Źródło: opracowanie własne.

W Poznaniu założyliśmy stopniową zmianę rozkładu płodności, polegającą na wydłużaniu się przeciętnego wieku macierzyństwa do 32,0 roku w 2030 r. (zob. rys. 4). Jest to średnia podobna do tej, którą obserwujemy w Europie Zachodniej i Skandynawii. Te kraje kilkanaście lat wcześniej przeszły podobną ewolucję. Celem określenia cząstkowych współczynników płodności w rocznych przedziałach wieku wykorzystaliśmy model Coale'a-Trussella [4] (zob. rys. 5).

Zamieszczone na rys. 5 parametry oznaczają: m – średni wiek macierzyństwa, s – odchylenie standardowe wieku macierzyństwa. Te dwa parametry oraz poziom stosowanej antykoncepcji wyznaczają unormowany rozkład cząstkowych współczynników płodności. Co do poziomu stosowanej antykoncepcji, to został on we wszystkich krzywych określony na poziomie maksymalnym, czyli 2, i na rys. 5 został pominięty. Wykorzystując krzywe Coale'a i Trussella, wyznaczyliśmy częst-



Rys. 5. Modelowe rozkłady płodności według tablic Coale'a i Trussella

Źródło: opracowanie własne.

kowe współczynniki płodności w wariantach 2, 3, 5 i 7. Oszacowane w opisany tu sposób cząstkowe współczynniki stanowią segment „płodność” w macierzy projekcyjnej.

3.2. Zgony

W założeniach dotyczących umieralności przyjęliśmy, że poprawa w zakresie trwania życia będzie postępować w miarę nadrabiania przez Polskę opóźnienia cywilizacyjnego w stosunku do krajów zachodnich. Zgony nie są procesem wolicjonalnym i o zmianie ich kalendarza bardziej decyduje postęp społeczny i rozwój ekonomiczny niż nasza wola. Na ogół chcemy żyć jak najdłużej i raczej nie mamy wpływu na zakończenie naszego ziemskiego bytowania w takim sam sposób, jak podejmujemy decyzję o zmianie miejsca zamieszkania czy o urodzeniu dziecka.

Po szczegółowej analizie stwierdziliśmy, że jako analog najlepsze są francuskie tablice trwania życia. Francuskie trwanie życia należy od najwyższych na świecie, a dość znaczna nadumieralność mężczyzn sprawia, że Polska, po uwzględnieniu zapóźnienia cywilizacyjnego spowodowanego komunizmem, wydaje się bardziej podobna do Francji niż do innych krajów zachodnich. Nie bez znaczenia jest także to, że na początku XXI w. wybitni znawcy zagadnienia: J. Vallin i F. Meslé [14], opracowali prognozę francuskich tablic trwania życia do końca XXI w. Obserwując szybkość odrabiania dystansu wobec krajów zachodnich w ciągu ostatnich kilkunastu lat, założyliśmy, że Polska dogoni Francję ok. 2020 r. i porządek wymierania w latach 2021-20230 będzie taki sam w obu krajach.

3.3. Migracje

W statystyce ludności Głównego Urzędu Statystycznego „do migracji wewnętrznych zalicza się również przemeldowanie z pobytu czasowego na pobyt

stały w danej miejscowości, jeżeli poprzednie miejsce pobytu stałego znajdowało się w innym mieście bądź gminie. Migracje wewnętrzne ludności nie uwzględniają zmian adresu w granicach tego samego miasta lub gminy, gdyż zmiana adresu nie powoduje zmiany w stanie i strukturze ludności jednostki administracyjnej. W przypadku gmin miejsko-wiejskich migracją jest również zmiana miejsca zamieszkania między terenami miejskimi i wiejskimi tej gminy”. Korzystając z danych z rejestru PESEL, możemy uwzględnić także zmiany miejsca zamieszkania nie tylko między gminami, jaką zgodnie z podziałem administracyjnym Polski jest miasto Poznań, ale także wewnątrz naszego kraju. Podstawą naszej analizy demograficznej i wyjściem do prognoz są migracje (zmiany miejsca zamieszkania) między 33 jednostkami urbanistycznymi Poznania oraz jego otoczeniem zewnętrznym. Ze względu na saldowe ujmowanie migracji w poszczególnych jednostkach urbanistycznych nie ma potrzeby wyróżniania ani miejsca pochodzenia imigrantów, ani miejsca przeznaczenia emigrantów, co znacznie upraszcza procedury prognostyczne.

Nazwy poszczególnych jednostek urbanistycznych zostały utworzone arbitralnie, tylko na potrzeby niniejszego opracowania w celu lepszej komunikatywności. W miarę możliwości nawiązujemy tutaj do nazw historycznych, w miarę dobrze utrwalonych w świadomości Poznaniaków.

3.4. Rezerwy inwestycyjne Poznania według jednostek urbanistycznych

Dzięki informacjom o rezerwach inwestycyjnych można było zróżnicować hipotezy o wielkości strumieni migracyjnych w poszczególnych jednostkach urbanistycznych Poznania. Na podstawie analizy migracji według dużych dzielnic można zaobserwować dość radykalny spadek migracji stałych i czasowych w ostatnich kilkunastu latach. Pomimo dość wyraźnej liniowości spadku salda migracji założono wystąpienie mechanizmów spowalniających spadek salda migracji tylko do pewnego poziomu. Przyjmujemy, że ujemne obecnie saldo migracji będzie się obniżało w dalszym ciągu aż do poziomu 2000 osób w całym Poznaniu. Następnie dokonano przestrzennej redystrybucji tego salda wprost proporcjonalnie do liczby ludności w danej jednostce oraz odwrotnie proporcjonalnie do rezerwy mieszkaniowej w danej jednostce urbanistycznej. W wyniku zastosowania tej procedury założono się, że niektóre z jednostek urbanistycznych będą miały dodatnie saldo migracji. Dotyczy to przede wszystkim słabo obecnie zurbanizowanych obrzeży Poznania i terenów leżących w pobliżu Warty: Radojewa, Głuszyna, Żegrza, Piotrowa-Malty, Naramowic, Strzeszyna, Ławicy, Fabianowa-Kotowa i Szczepankowa. Należy przy tym podkreślić, że w przyjętych założeniach rezerwy inwestycyjne stanowiły podstawę prognozowania przemieszczeń ludności wewnątrz miasta i nie będą miały decydującego wpływu na przewidywaną liczbę ludności całego Poznania.

4. Ogólna prezentacja wyników prognozy Poznań 2005

Wobec trwającej już od dwudziestu lat niekorzystnej tendencji urodzeń i migracji w Poznaniu i sąsiednich gminach trudno byłoby oczekiwać wzrostu liczby ludności w jakimkolwiek wariancie. Procesy depopulacyjne występują nie tylko w dużych skupiskach miejskich, ale także w pozostałych kategoriach miejscowości. We wszystkich kategoriach miejscowości występuje ujemna reprodukcja ludności. Obszary wiejskie w coraz mniejszym stopniu stanowią rezerwuár ludnościowy dla dużych miast. W środowisku demografów coraz częściej mówi się o konieczności kontrolowanej imigracji zewnętrznej (por. [10]). Na razie nie było jednak podstaw do uwzględniania w przyjętych założeniach imigracji z zagranicy. W prognozie Głównego Urzędu Statystycznego zostały one uwzględnione, ale w śladowych rozmiarach, i nie mają istotnego znaczenia (zob. uwagi L. Bolesławskiego [2]).

Ogólna liczba ludności Poznania zameldowanej na pobyt stały i faktycznie zamieszkałej w zależności od wariantu prognozy będzie się kształtowała następująco:

Tabela 2. Porównanie wariantów prognoz ludności zameldowanej na pobyt stały

Rok	Ludność zameldowana na pobyt stały – prognoza na podstawie danych GUS						
	wariant 1	wariant 2	wariant 3	wariant 4	wariant 5	maksimum	minimum
2005	560 526	560 526	560 627	556 415	555 842	560 627	555 842
2010	560 185	561 514	559 511	545 925	546 666	561 514	545 925
2015	556 851	562 516	555 469	532 372	537 310	562 516	532 372
2020	549 447	562 330	548 133	514 617	526 307	562 330	514 617
2025	539 252	561 187	538 295	494 018	513 718	561 187	494 018
2030	528 278	560 695	527 414	472 594	500 841	560 695	472 594
	Ludność zameldowana na pobyt stały – prognoza na podstawie danych PESEL						
	wariant 1	wariant 2	wariant 3	wariant 4	wariant 5	maksimum	minimum
2005	537 829	537 829	537 829	537 252	537 252	537 829	537 252
2010	535 088	536 273	533 561	534 858	532 160	536 273	532 160
2015	530 421	535 448	526 173	527 928	527 308	535 448	526 173
2020	522 463	534 060	515 419	517 832	521 459	534 060	515 419
2025	512 107	532 275	502 126	504 286	514 737	532 275	502 126
2030	500 918	531 352	487 344	488 765	508 263	531 352	487 344

Źródło: obliczenia własne.

Warianty prognozy, w których struktury ludności zostały oszacowane w Głównym Urzędzie Statystycznym, dały prognozy bardziej optymistyczne niż dane z PESEL-a. Jednakże, jak sygnalizowaliśmy wcześniej, bardziej wiarygodne wydają się nam prognozy oparte na informacjach lepiej udokumentowanych niż dane

deklaratywne ze spisu NSP 2002. W obu ujęciach za najbardziej prawdopodobny uznajemy wariant 5.

5. Porównanie prognozy Poznań 2005 z prognozą Głównego Urzędu Statystycznego

Na początek drobne objaśnienie: prognoza Głównego Urzędu Statystycznego dotyczy ludności faktycznie zamieszkałej i została oparta na szacunkach z NSP 2002. Ponadto różnice pomiędzy naszą prognozą, zwaną w tabelach i rysunkach prognozą CSR AE Poznań, a prognozą GUS mogą wynikać z przyjętych przez Główny Urząd Statystyczny założeń, a także z tego, że jest ona o dwa lata wcześniejsza.

Do porównania z wynikami GUS wykorzystamy tylko prognozę ludności faktycznie zamieszkałej, czyli warianty 6 i 7.

Tabela 3. Porównanie wariantów prognoz ludności faktycznie zamieszkałej (GUS 2003 i CSR AE Poznań 2005)

Okres	GUS	Wariant 6	Wariant 7	Różnice w % między GUS a wariantami CSR	
	w liczbach bezwzględnych			wariant 6	wariant 7
2005	573 039	567 188	568 806	1,02	0,74
2010	561 932	550 819	556 075	1,98	1,04
2015	547 887	532 782	544 263	2,76	0,66
2020	530 390	512 087	531 995	3,45	−0,30
2025	509 203	489 639	519 247	3,84	−1,97
2030	485 109	466 174	506 532	3,90	−4,42

Źródło: projekcja własna oraz [1, s. 111].

Za bardziej prawdopodobny uważamy wariant 7. Zatem, jak widać w tab. 3, nasza prognoza jest trochę bardziej optymistyczna niż przewidywania GUS. Jest to wynikiem założenia, że umieralność w Poznaniu będzie szybciej się obniżać niż to przewiduje Główny Urząd Statystyczny. Wydaje się, że GUS nie docenia rezerw inwestycyjnych, które ma Poznań, ani też tego, że płodność Poznanianek może wzrosnąć. Jeśli nasza hipoteza odnośnie do translacji demograficznej urodzeń jest prawdziwa, to wzrost dzietności do dwojga dzieci na kobietę wydaje się możliwy pod koniec okresu objętego prognozą.

6. Omówienie rozwoju ludności Poznania w przekroju 33 jednostek urbanistycznych

Znacznie bardziej zróżnicowanie stwierdzamy w przekroju dużo mniejszych od dzielnic jednostek urbanistycznych. Ocena wykonanej pracy jest tu szczególnie trudna, gdyż:

- nie można tych prognoz porównać z inną alternatywną projekcją,
- im mniejsze jednostki urbanistyczne, tym większa jest ich specyfika, którą nie zawsze można było rozpoznać, np. istnienie gospodarstw zbiorowych (internaty, akademiki, domy opieki społecznej, koszar itp.)
- im mniejsze są liczby stanów i przepływów demograficznych, tym większe błędy losowe.

Niezależnie od tych trudności interpretacyjnych przedstawimy przewidywany rozwój ludności we wszystkich jednostkach urbanistycznych Poznania, ograniczając się jednak tylko do najbardziej prawdopodobnego wariantu 7 (tab. 4).

Jak widać w tab. 4, dysponując informacjami odnośnie do rezerw inwestycyjnych, można było zróżnicować saldo migracji w każdej z 33 jednostek. W rezultacie jednostki posiadające znaczne rezerwy inwestycyjne charakteryzują się dodatnim i niekiedy dość dużym saldem migracyjnym.

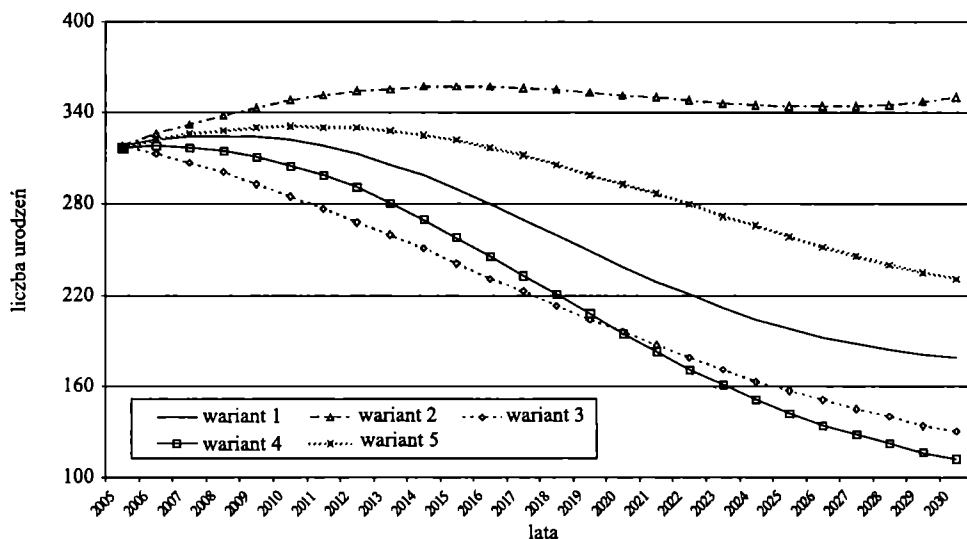
Tabela 4. Przewidywane liczby ludności Poznania z podziałem na jednostki urbanistyczne – wariant 7

Nr jednostki	Nazwa jednostki urbanistycznej	Liczba ludności w roku						Zmiana w latach 2005-2030 (%)
		2005	2010	2015	2020	2025	2030	
1	Centrum	37 759	36 297	34 936	33 598	32 287	30 988	-17,9
2	Sołacz-Wilczak	10 991	10 576	10 169	9 813	9 510	9 231	-16,0
3	Jeżyce	30 011	28 582	27 235	25 976	24 796	23 680	-21,1
4	Arena-Łazarz	32 386	30 996	29 655	28 298	26 931	25 580	-21,0
5	Kolejowa	5 779	5 543	5 332	5 117	4 897	4 673	-19,1
6	Górna Wilda	23 435	22 747	22 070	21 358	20 616	19 863	-15,2
7	Przy Warcie	5 089	5 135	5 205	5 277	5 413	5 584	9,7
8	Winogrody Północne	27 968	27 005	25 880	24 577	23 140	21 612	-22,7
9	Winogrody Południowe	17 711	16 616	15 579	14 483	13 463	12 344	-30,3
10	Winiary	17 897	16 843	15 875	15 124	14 497	13 811	-22,8
11	Marcelin-Popieluski	31 873	29 844	27 881	25 921	23 997	22 195	-30,4
12	Grunwald-Raszyn	32 911	31 815	30 743	29 666	28 581	27 533	-16,3
13	Górczyn-Swierczewo	18 013	17 560	17 129	16 721	16 306	15 885	-11,8
14	Dębiec	12 945	12 310	11 664	10 976	10 259	9 549	-26,2
15	Starołęka	9 008	8 792	8 580	8 344	8 072	7 772	-13,7
16	Głuszyna	1 487	1 760	2 055	2 369	2 702	3 058	105,6
17	Żegrze	6 830	7 734	8 690	9 705	10 814	12 050	76,4
18	Os. Piastowskie	9 572	9 029	8 457	7 854	7 214	6 539	-31,7
19	Rataje	46 595	45 417	44 022	42 335	40 346	38 117	-18,2
20	Chartowo	28 112	27 687	27 123	26 386	25 486	24 484	-12,9
21	Piotrowo-Malta	12 332	13 058	13 551	14 311	15 440	16 637	34,9
22	Warszawska	11 526	11 121	10 728	10 341	9 954	9 550	-17,1
23	Naramowice	28 867	31 513	34 134	36 677	39 236	41 992	45,5

24	Piątkowo-Wschód	30 312	3 0126	29 697	28 971	28 032	26 974	-11,0
25	Podolany-Piátkowo	5 945	5 821	5 701	5 574	5 434	5 269	-11,4
26	Strzeszyn	8 893	11 025	13 193	15 515	18 074	20 880	134,8
27	Krzyżowniki	5 323	5 275	5 245	5 220	5 191	5 159	-3,1
28	Ławica	6 819	7 195	7 605	8 039	8 493	8 977	31,6
29	Skórzewo	6 494	6 440	6 399	6 340	6 244	6 107	-6,0
30	Junikowo	10 785	10 419	10 030	9 600	9 130	8 638	-19,9
31	Fabianowo-Kotowo	8 972	9 201	9 474	9 778	10 119	10 516	17,2
32	Szczepankowo	4 781	5 345	5 949	6 609	7 337	8 146	70,4
33	Radojewo	4 972	6 599	8 318	10 172	12 191	14 418	190,0
–	Poznań	552 393	54 542	538 304	531 045	524 202	517 811	-6,3

Źródło: opracowanie własne.

Dokładne omówienie przewidywanego rozwoju demograficznego poszczególnych jednostek urbanistycznych wymaga dokładniejszej analizy ze strony urbanistów. Wobec tego ograniczymy się tutaj do przedstawienia tego, co jest największym problemem w prognozowaniu dla wybranych małych obszarów, a mianowicie do urodzeń. Zaczniemy od pokazania prognoz urodzeń według 5 wariantów ludności zamieszkałej na stałe dwóch większych jednostek, jak centrum (37,8 tys. mieszkańców) i Rataje (46,6) oraz dwóch mniejszych: Głuszyna (1,5) i Szczepanowa (4,8).

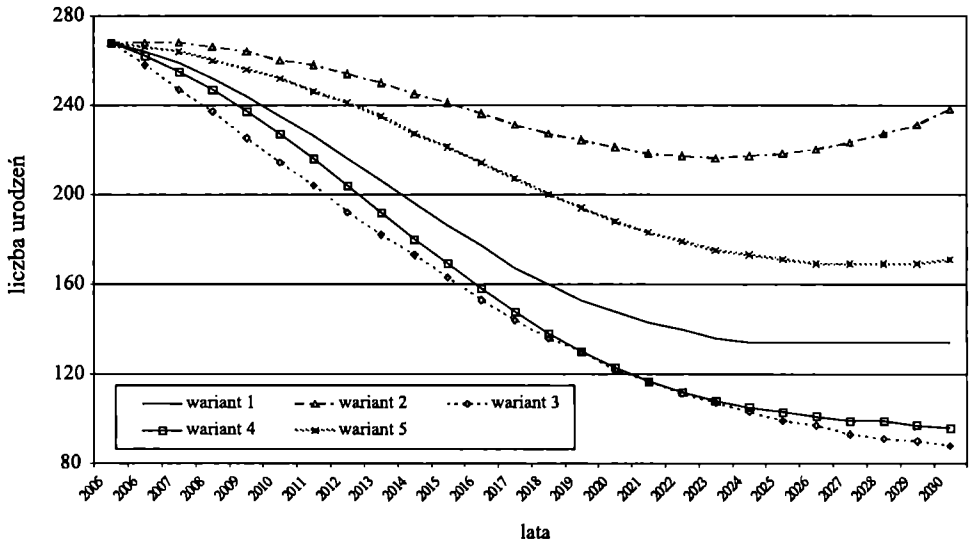


Rys. 6. Liczba urodzeń w jednostce nr 1 [centrum]

Źródło: opracowanie własne.

Centrum jest jedną z największych jednostek urbanistycznych, ale o spadającej liczbie ludności. Największe liczby ludności wystąpiłyby, gdyby sprawdził się wariant 2, zakładający wzrastającą liczbę ludności i brak migracji.

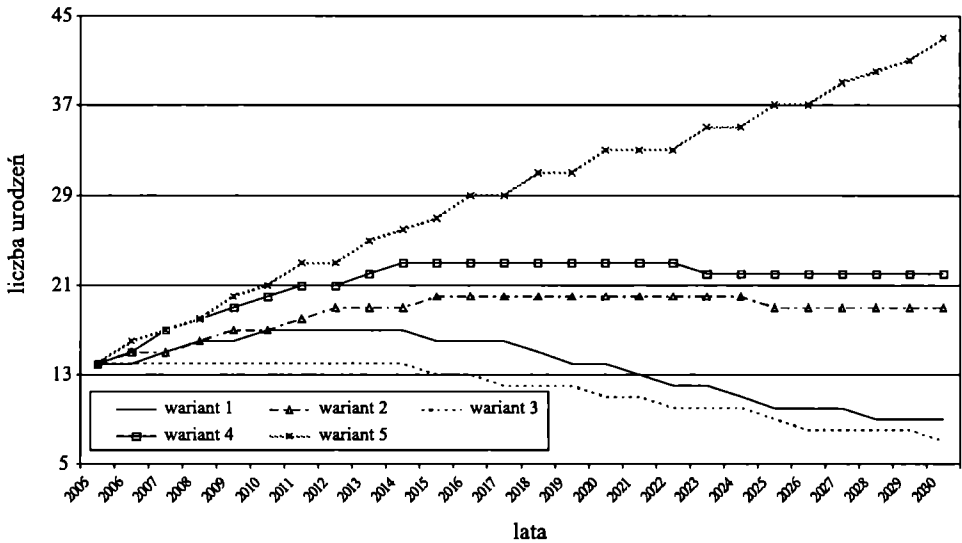
Druga duża jednostka urbanistyczna – Rataje, ma dość podobny przebieg prognozy urodzeń według wariantu prognozy.



Rys. 7. Liczba urodzeń w jednostce nr 19 [Rataje]

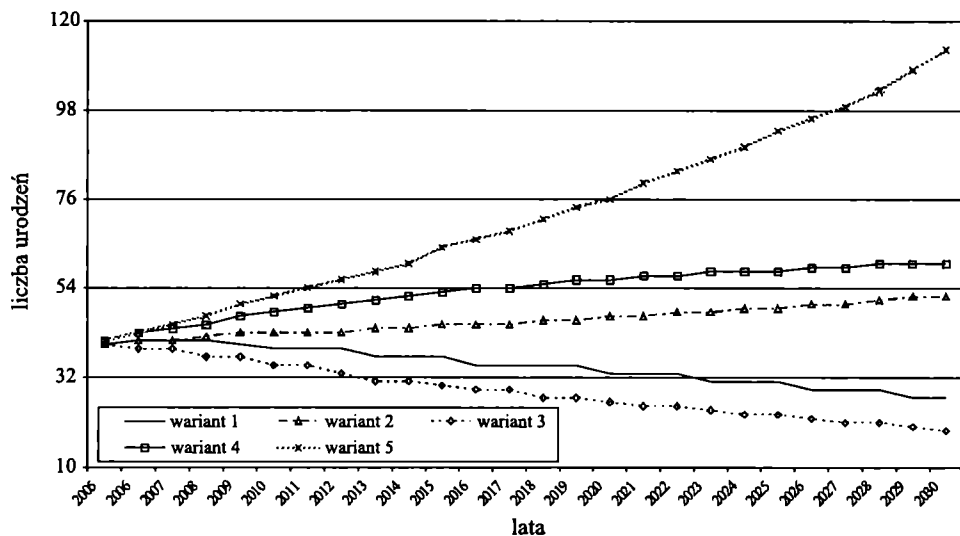
Źródło: opracowanie własne.

Z innym kształtem krzywych mamy do czynienia w wypadku małych jednostek urbanistycznych z dodatnim saldem migracji:



Rys. 8. Liczba urodzeń w jednostce nr 16 [Głuszyna]

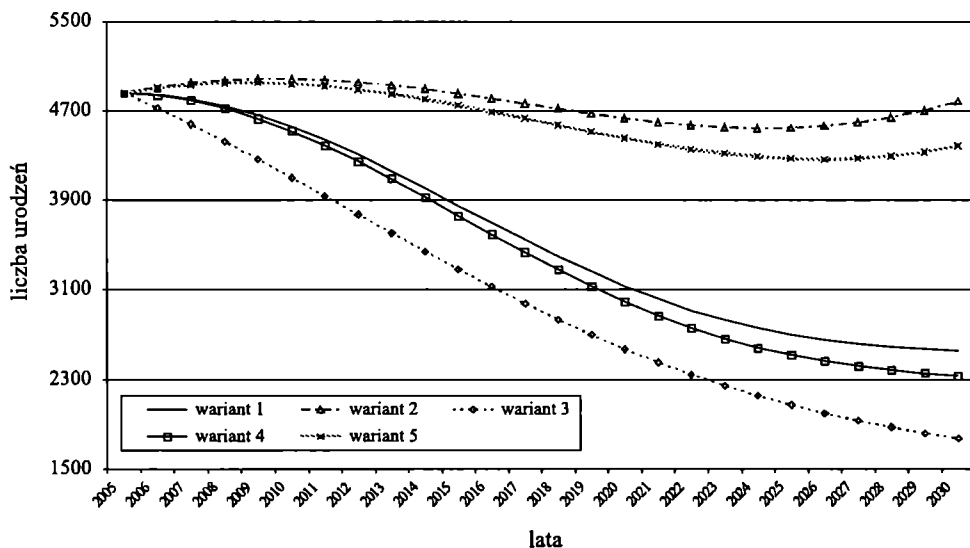
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 9. Liczba urodzeń w jednostce nr 32 [Szczepanowo]

Źródło: opracowanie własne.

Dla porównania prognoza urodzeń dla Poznania pod względem układu i kształtu krzywych raczej przypomina największe jednostki urbanistyczne.



Rys. 10. Liczba urodzeń ogółem w Poznaniu

Źródło: opracowanie własne.

Oprócz podobieństwa krzywych w zależności od wielkości jednostki urbanistycznej, rodzaju salda migracji, rezerwy inwestycyjnej, struktury ludności według wieku, warto także zwrócić uwagę na szerokość obszaru wahań wartości prognozy, a zwłaszcza na względne błędy prognozy. Taką miarą względnego błędu prognozy mogą tutaj być różnice między maksymalną i minimalną wartością prognozy podzieloną przez wartość średnią. Najwyższe błędy prognozy mają najmniejsze jednostki.

7. Jakość prognozy w świetle wstępnej analizy błędów losowych

Praktyczna wartość prognozy demograficznej zależy od właściwej struktury demograficznej według wieku, płci i regionu, trafności przyjętych założeń odnośnie ruchu naturalnego i migracyjnego ludności oraz od wielkości subpopulacji, dla których jest sporządzona prognoza. Im mniejsze zbiorowości, tym wyższe będą błędy losowe prognozy. Błędy losowe prognozy zależą także od wariancji oszacowania danego parametru. W tym ostatnim przypadku im frakcje (prawdopodobieństwa) bliższe są wartości 0,5, tym większa jest frakcja parametru, która maksymalnie może wynosić 0,25. Dla porównania, prawdopodobieństwo $p = 0,1$ lub $0,9$ będzie miało wariancję $\text{Var}(p) = 0,09$, a więc przeszło dwa i pół razy mniejszą niż w pierwszym przypadku. A zatem, *ceteris paribus*, także wariancja estymatora będzie dwukrotnie mniejsza.

W przypadku naszych prognoz największymi błędami losowymi są obciążone liczby urodzeń według płci. Na przykład przy urodzeniach rzędu stu dzieci „teoretyczny” ich rozkład według płci powinien się zawierać w wąskich przedziałach 51-52 chłopców i 48-49 dziewczynek. Jak pokazuje statystyka urodzeń w gminach, przy tego rodzaju zbiorowościach dość często może się zdarzyć albo 40 chłopców i 60 dziewczynek, albo odwrotnie. Zatem należy zachować szczególną ostrożność przy interpretacji wyników w małych jednostkach urbanistycznych, gdzie liczba urodzeń nie przekracza 200.

Literatura

- [1] Bolesławski L. (2004), *Prognoza demograficzna na lata 2003-2030*, GUS, Warszawa, s. 111.
- [2] Bolesławski L. (2003), *Założenia prognozy ludności na lata 2003-2030*, GUS, Warszawa, (wersja z sierpnia 2003 r.).
- [3] Cieślak M. (red.) (1992), *Demografia. Metody analizy i prognozowania*, PWN.
- [4] Coale A.J., Trussell T.J. (1974), *Model Fertility Schedules: Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Populations*, „Population Index” 2, s. 185-258.
- [5] Holzer J.Z. (2003), *Demografia*, PWE, Warszawa, Wydanie VI.
- [6] Kupiszewski M. (2002), *Modelowanie dynamiki przemian ludnościowych w warunkach wzrostu znaczenia migracji międzynarodowych*, Wydawnictwo PAN, IGiPZ, Prace Geograficzne nr 181, Warszawa.

- [7] Paradysz J. (1982), *Wykorzystanie modelu Rogersa-Willekensa w badaniu rozwoju populacji w czasie i w przestrzeni*, [w:] *Informatyka w badaniach naukowych i dydaktyce*, Zeszyty Naukowe AE w Poznaniu nr 100, Poznań, s. 87-105.
- [8] Paradysz J. (1985), *Wielowymiarowa analiza reprodukcji ludności*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- [9] Paradysz J. (1990), *Reprodukcja ludności w Polsce. Studium metodologiczno-poznawcze*, Szkoła Główna Planowania i Statystyki, Warszawa.
- [10] Paradysz J. (2003), *Bieżąca sytuacja demograficzna Polski*, [w:] *Repatriacja jako element polityki demograficznej Polski*, Materiały z konferencji, Poznań 13-14 grudnia, Stowarzyszenie „Wspólnota Polska”, Poznań, s. 17-28.
- [11] Paradysz J. (2004), *Recenzja książki M. Kupiszewskiego, Modelowanie...*, *Studia Demograficzne* nr 1/145, 2004 s. 129-133.
- [12] Rogers A. (1975), *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*, J. Wiley and Sons, New York, London, Sydney, Toronto.
- [13] Rogers A. (1985), *Regional Population Projection Models*, Sage Publications, Inc. Beverly Hills, London, New Delhi.
- [14] Vallin J., Meslé F. (2001), *Tables de mortalité françaises pour les 19ème et 20 ème siècles et projections pour le 21 ème siècle*, INED, Paris.
- [15] Willekens F., Rogers A. (1978), *Spatial Population Analysis: Methods and Computer Programs*, IIASA, Laxenburg.

DEMOGRAPHIC FORECAST OF SMALL AREA. CASE OF POZNAN CITY BETWEEN 2005 AND 2030

Summary

This paper deals with demographic projection of small areas such as urban districts in big cities. In similar cases the use of traditional projection methods leads to some prediction errors due to low population numbers. On the other hand demographic projections for the specific urban areas create an opportunity to use auxiliary information about local area development plans and other intended actions of the local authorities. This kind of information is difficult to use in the scale of the whole country or large regions. Therefore for the demographic prediction we suggest the adaptation of the methods used with small areas.

To carry out the verification of the method we chose the city of Poznan. We based our research on the information about reserves in building industry in individual urban units provided by the City Urban Workshop.