

Rodność i umieralność na ziemiach polskich w kontekście teorii przejścia demograficznego

Celem artykułu jest usytuowanie przemian rodności i umieralności ludności II Rzeczypospolitej w kontekście teorii przejścia demograficznego (transformacji demograficznej)¹. Analizę przejścia demograficznego w II Rzeczypospolitej oparto na modelu czterofazowym. Aby określić początek i koniec „właściwego” przejścia demograficznego (początek fazy drugiej i czwartej według schematu czterofazowego) zdecydowano się w przypadku surowych współczynników rodności i umieralności na regresję nieliniową — aproksymację funkcją antylogistyczną w połączeniu z metodą substytucji prostej.

Rodność opisywano za pomocą surowego współczynnika urodzeń, a umieralność za pomocą surowego współczynnika zgonów wraz z danymi o przeciętnym trwaniu życia.

Ze względu na dziedzictwo gospodarcze i społeczno-psychologiczne rządów zaborców oraz wynikającą z niego odmienną rolę rozwoju ekonomicznego poszczególnych dzielnic Polski, interesujące stało się rozważenie, czy istniały różnice między dzielnicami w omawianych procesach demograficznych.

Źródłami danych były oficjalne dane szacunkowe publikowane przez GUS (m.in. liczba ludności) czy też bieżąca rejestracja ruchu naturalnego ludności².

WSPÓŁCZYNNIK URODZEŃ W II RZECZYPOSPOLITEJ OGÓŁEM

Bezpośrednio przed I wojną światową, jak również we wszystkich okresach dwudziestolecia międzywojennego, Polska na tle innych krajów europejskich odznaczała się wysokim poziomem rodności. Przeciętna roczna wartość współczynnika urodzeń z lat 1909—1912 liczona dla Europy ogółem wynosiła 33,4‰, podczas gdy dla Polski — 38,7‰³. Zdecydowanie wyższe współczynniki urodzeń wystąpiły tylko w europejskiej części Rosji (44,0‰) i w Rumunii (41,4‰), współczynnik zbliżony do polskiego miała Bułgaria (38,4‰)⁴.

¹ Termin „przejście demograficzne” oznacza historyczny proces przeobrażeń reprodukcji ludności pod wpływem szeroko rozumianej modernizacji w sferze kulturowej, ekonomicznej, społecznej itd., przebiegający od stanu charakteryzującego się wysoką rozrodznością i umieralnością do stanu, dla którego jest właściwy niski poziom rozrodzności i umieralności (Okólski, 1988, s. 52).

² Por. m.in. J. Berger (2008), s. 15—21; zdaniem wielu demografów w okresie międzywojennym występował niezadowolający stan statystyki ruchu naturalnego — wiarygodność materiałów dotycząca ruchu naturalnego była w wielu publikacjach kwestionowana, por. np. Szulc (1923, 1936) oraz Vielrose (1984).

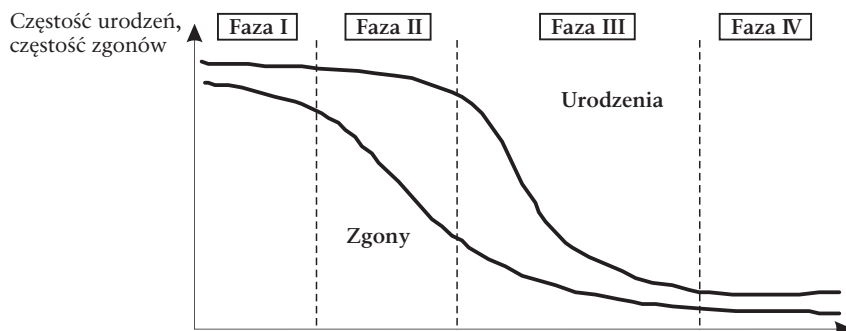
³ Średnia z lat 1909—1911.

⁴ S. Szulc (1936), s. 36 i 39.

Według wielu współczesnych demografów ok. 1870 r. w całej zachodniej Europie zasadnicze parametry ruchu naturalnego (rodność i umieralność) zaczęły zdecydowanie spadać, początkując zasadniczy etap przejścia demograficznego (m.in. Okólski, 2004; Zamorski, 1993; Radzikowska, 1995; Żyromski, 1975). Na ziemiach polskich w latach 1830—1905 współczynnik rodności kształtował się na bardzo wysokim poziomie (40—45‰), wykazując silne i częste wahania⁵. Według S. Szulca dla II Rzeczypospolitej wyraźne załamanie trendu rodności wystąpiło na przełomie wieków XIX i XX. Polska weszła w tym okresie w charakterystyczną fazę przejścia demograficznego (Szulc, 1936).

Tezę S. Szulca podtrzymuje m.in. M. Okólski czy A. Podrażka oraz K. Zamorski, ale z pewnym przesunięciem tego momentu na ostatnie pięciolecie XIX w., przynajmniej w odniesieniu do ludności Galicji (Okólski, 1988; Podrażka, 1989; Zamorski, 1993). K. Zamorski stwierdza także, że we właściwą fazę przejścia demograficznego (II fazę według schematu czterofazowego) ludność zamieszkująca ziemie polskie weszła z ćwierćwiekowym opóźnieniem w stosunku do zachodniej Europy (według S. Szulca opóźnienie charakterystycznego spadku rodności w stosunku do wielu państw Europy wynosiło ok. 20 lat). W przypadku ziem należących do dzisiejszego państwa polskiego, zdaniem S. Borowskiego proces ten zaczął się w momencie porównywalnym do zachodniej Europy, a zdaniem T. Ładogórskiego — na początku lat 80. XIX w. (Borowski, 1969, 1983; Ładogórski, 1972; Zamorski, 1993).

Wykr. 1. FAZY PRZEJŚCIA DEMOGRAFICZNEGO



Źródło: Cieślak, 1992.

W przypadku ruchu naturalnego na obszarze II Rzeczypospolitej szeregi czasowe są krótkie. Analizę przejścia demograficznego (w zakresie zmian w stopie urodzeń i zgonów) można więc rozpocząć dopiero od drugiej fazy (według

⁵ Dane za lata 1830—1894 dotyczą tylko Wielkopolski i Śląska.

schematu czterofazowego — wykr. 1.). Faza I (początkowa) charakteryzuje się wysokimi wartościami współczynników urodzeń i zgonów. W fazach przejściowych II i III (właściwe przejście demograficzne) następuje załamanie się trendów stopy zgonów i stopy urodzeń (przy czym w fazie II współczynnik rodności utrzymuje się jeszcze na poziomie porównywalnym z fazą I, ale następuje zdecydowany spadek wartości współczynników zgonów, a w fazie III współczynnik rodności zdecydowanie maleje, przy wolniejszym spadku stopy zgonów). W końcowej fazie IV (stabilizacyjnej) dochodzi do równowagi między urodzeniami i zgonami, przy niskim poziomie współczynników (Cieślak, 1992; Rószkiewicz, 1987; Radzikowska, 1995; Iglicka, 1994).

Na podstawie danych empirycznych (liczby urodzeń z lat 1895—1911 oraz 1925—1938)⁶ oszacowano parametry funkcji antylogistycznej najlepiej dopasowanej do danych ($R^2 = 0,977$). Korzystając z zaproponowanego przez B. Radzikowską metody postępowania — połączenia aproksymacji funkcją antylogistyczną o postaci:

$$\hat{y}(t) = c - \frac{a}{1 + be^{-dt}}$$

oraz metody substytucji prostej⁷, można określić początek fazy trzeciej — T_{1_urodz} oraz czwartej — T_{2_urodz} (Artzrouni, 1986; Fisher, Pry, 1978; Radzikowska, 1995). Ze względu na niedostateczną liczbę danych oszacowanie parametrów funkcji antylogistycznej ma charakter jedynie orientacyjny⁸.

Otrzymano zatem: $a = 46,14$; $b = 15,06$; $c = 46,8$, $d = 0,06$ oraz $T_{1_urodz} = 1903$ i $T_{2_urodz} = 1977$. Funkcja ta ma punkt przegięcia (zmiana wypukłości)⁹ dla $T_{p_urodz} = 1940$, czyli po 1903 r. nastąpił znaczący spadek rodności. Do 1940 r. rodność maleje coraz szybciej, a po 1940 r. — maleje wolniej, aż nastąpi stabilizacja rodności (wykr. 2.).

Dodatkowo dla okresu 1919—1938 dynamikę współczynnika urodzeń opisać również trendem liniowym z przełamaniem w 1924 r., na tle wahań koniunktury gospodarczej¹⁰:

$wsp_urodz = 1,32[\%/rok] \cdot t + 29,32 [\%]$, dla $t \in [1919; 1924]$ oraz

$wsp_urodz = -0,78[\%/rok] \cdot t + 39,86 [\%]$, dla $t \in [1924; 1938]$.

W pierwszych latach powojennych wystąpił zatem trend dodatni, a w kolejnych latach — z pewnymi wahaniami — trend ujemny (wykr. 3). Zjawisko sil-

⁶ Dane o rodności za lata 1919—1924 potraktowano jako obserwacje odstające.

⁷ Proces przejścia demograficznego (proces wypierania jednej technologii przez nową — według idei metody substytucji prostej J. C. Fishera i R. H. Pry) w zakresie rodności (umieralności) zaczyna się wówczas, gdy funkcja logistyczna osiąga 10% poziomu maksymalnego (T_1), a kończy się, gdy osiąga wartości 90% poziomu maksymalnego (T_2).

⁸ M.in., by móc określić stałą c wprowadzono przy estymacji nieliniowej warunek: $c < 50$.

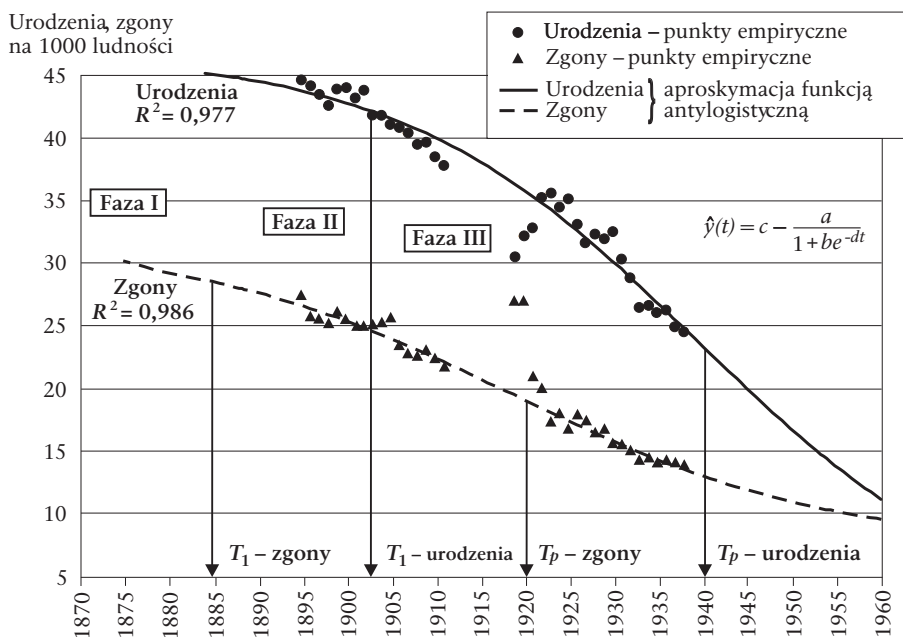
⁹ Punkt, w którym druga pochodna jest równa zero, $T_p = \ln(c)/d$, czyli w tym przypadku dla $t < T_p$ funkcja jest wklęsła, a dla $t > T_p$ wypukła.

¹⁰ Jako podstawę rozważań przyjęto szacunki Z. Landaua i J. Tomaszewskiego wskaźników dynamiki wielkości produkcji przemysłowej (Landau, Tomaszewski, 1991, s. 30).

nego wzrostu częstości urodzeń w pierwszych latach powojennych (z 30,5% w 1919 r. do 35,6% w 1923 r.) można uważać za okres kompensacyjny w stosunku do okresu wojennego, charakteryzującego się niskim poziomem rodności.

Na charakterystyczne odchylenia punktów empirycznych, wartości współczynnika rodności w II Rzeczypospolitej od określonej prostej trendu (szczególnie po 1924 r.), wpływ mogło mieć (z pewnym przesunięciem) falowanie wartości współczynnika zawartych małżeństw oraz falowanie koniunktury gospodarczej.

**Wykr. 2. WSPÓŁCZYNNIKI RODNOŚCI I WSPÓŁCZYNNIKI ZGONÓW
NA ZIEMIACH POLSKICH ORAZ FAZY PRZEJŚCIA DEMOGRAFICZNEGO**

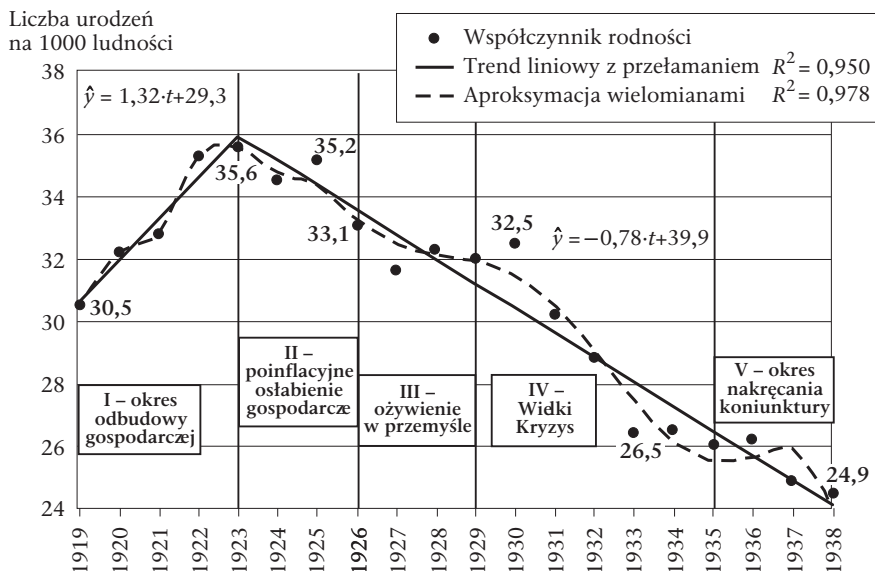


Źródło: opracowanie własne na podstawie tabl. 1 i 2.

Na wyróżnienie zasługują lata 1927—1930 (ożywienie gospodarcze) oraz 1930—1933 (lata kryzysowe). W pierwszym okresie współczynnik rodności wzrósł o ponad 2,7%, współczynnik małżeństw — o 10,4%, a wskaźnik dynamiki produkcji przemysłowej — o 13% (w latach 1927—1929). W drugim okresie nastąpił spadek wartości współczynnika rodności do poziomu 26,5% oraz spadek wartości współczynnika małżeństw do poziomu 8,3% (w 1933 r.), a także spadek dynamiki produkcji — o 23%. Jednakże w kolejnych wyróżnionych latach, 1932—1936, współczynnik małżeństw wzrósł o 0,8%, a współczynnik rodności uległ zmniejszeniu o 6,8%. Według M. Okólskiego lata 30. ub. wieku zapowiada-

ły wejście Polski w końcowy etap przejścia demograficznego, stąd charakterystyczne obniżanie się częstości urodzeń (por. też Szulc, 1939, z. II).

Wykr. 3. TREND WSPÓŁCZYNNIKA RODNOŚCI W II RZECZYPOSPOLITEJ



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabl. 1.

TABL. 1. URODZENIA ŻYWE W POLSCE WEDŁUG DZIELNIC

| L a t a | Liczba urodzeń w tys. | | | | Liczba urodzeń na 1000 ludności | | | |
|------------|-----------------------|-----------|-----------|------------|---------------------------------|-----------|-----------|------------|
| | dzielnica | | | | dzielnica | | | |
| | centralna | wschodnia | zachodnia | południowa | centralna | wschodnia | zachodnia | południowa |
| 1895 | 425,8 | 190,8 | 149,4 | 310,8 | 44,1 | 43,8 | 45,6 | 45,3 |
| 1896 | 422,7 | 194,4 | 149,1 | 314,8 | 43,1 | 44,1 | 45,1 | 45,4 |
| 1897 | 422,4 | 193,0 | 149,2 | 312,7 | 42,2 | 43,2 | 44,7 | 44,6 |
| 1898 | 425,9 | 193,2 | 151,2 | 297,5 | 42,1 | 42,8 | 44,8 | 42,0 |
| 1899 | 438,1 | 201,0 | 152,4 | 324,1 | 42,7 | 44,0 | 44,6 | 45,2 |
| 1900 | 451,6 | 204,8 | 152,4 | 324,2 | 43,4 | 44,2 | 44,2 | 44,7 |
| 1901 | 450,9 | 200,4 | 154,7 | 322,3 | 42,7 | 42,8 | 44,4 | 43,8 |
| 1902 | 468,1 | 208,9 | 154,6 | 327,2 | 43,6 | 44,0 | 43,6 | 44,0 |
| 1903 | 455,7 | 197,9 | 152,2 | 315,5 | 41,8 | 41,2 | 42,3 | 42,0 |
| 1904 | 456,3 | 199,9 | 155,1 | 323,0 | 41,3 | 41,2 | 42,5 | 42,6 |
| 1905 | 470,1 | 194,6 | 149,8 | 312,1 | 42,0 | 39,7 | 40,5 | 40,8 |
| 1906 | 452,8 | 199,4 | 153,1 | 329,1 | 39,9 | 40,3 | 40,8 | 42,7 |
| 1907 | 458,0 | 206,3 | 150,8 | 321,4 | 39,8 | 41,2 | 39,6 | 41,2 |
| 1908 | 458,5 | 196,4 | 151,2 | 317,4 | 39,3 | 38,7 | 39,2 | 40,3 |
| 1909 | 472,7 | 200,1 | 152,4 | 317,3 | 40,0 | 39,0 | 39,0 | 40,0 |
| 1910 | 464,4 | 197,5 | 150,6 | 310,6 | 38,7 | 38,1 | 38,0 | 38,8 |
| 1911 | 460,6 | 197,2 | 147,5 | 309,2 | 37,9 | 37,7 | 36,7 | 38,4 |
| 1912 | . | . | 146,2 | 316,9 | . | . | 35,9 | 39,0 |
| 1913 | . | . | 142,0 | 295,2 | . | . | 34,4 | 36,0 |
| 1919 | 365,5 | 108,4 | 107,3 | 226,5 | 33,1 | 27,6 | 26,8 | 30,2 |
| 1920 | 394,3 | 118,1 | 132,4 | 216,4 | 35,3 | 29,4 | 32,7 | 28,8 |

TABL. 1. URODZENIA ŻYWE W POLSCE WEDŁUG DZIELNIC (dok.)

| L a t a | Liczba urodzeń w tys. | | | | Liczba urodzeń na 1000 ludności | | | |
|------------|-----------------------|-----------|-----------|------------|---------------------------------|-----------|-----------|------------|
| | dzielnica | | | | dzielnica | | | |
| | centralna | wschodnia | zachodnia | południowa | centralna | wschodnia | zachodnia | południowa |
| 1921 | 352,9 | 143,8 | 136,3 | 257,4 | 31,0 | 34,5 | 33,4 | 34,2 |
| 1922 | 392,1 | 172,9 | 138,3 | 279,8 | 33,7 | 38,5 | 34,1 | 36,4 |
| 1923 | 412,4 | 186,8 | 137,0 | 278,5 | 34,7 | 39,4 | 33,8 | 35,5 |
| 1924 | 402,9 | 188,6 | 134,4 | 274,2 | 33,4 | 38,7 | 32,6 | 34,5 |
| 1925 | 429,1 | 192,8 | 135,9 | 278,8 | 35,0 | 38,7 | 32,5 | 34,6 |
| 1926 | 413,3 | 190,4 | 127,1 | 258,3 | 33,2 | 37,4 | 30,0 | 31,7 |
| 1927 | 393,3 | 186,8 | 121,7 | 256,9 | 31,2 | 36,1 | 28,4 | 31,3 |
| 1928 | 411,5 | 190,3 | 126,2 | 262,9 | 32,1 | 36,1 | 29,0 | 31,8 |
| 1929 | 414,0 | 191,6 | 126,3 | 262,2 | 31,9 | 35,8 | 28,7 | 31,4 |
| 1930 | 421,7 | 197,9 | 130,6 | 272,6 | 32,0 | 36,4 | 29,4 | 32,4 |
| 1931 | 398,2 | 184,1 | 123,9 | 258,3 | 29,8 | 33,2 | 27,5 | 30,3 |
| 1932 | 373,7 | 181,9 | 121,1 | 258,3 | 27,5 | 32,2 | 26,6 | 29,9 |
| 1933 | 346,0 | 166,4 | 116,3 | 240,0 | 25,2 | 29,0 | 25,2 | 27,5 |
| 1934 | 363,9 | 166,4 | 117,1 | 234,2 | 26,2 | 28,6 | 25,1 | 26,5 |
| 1935 | 362,9 | 166,3 | 117,4 | 230,0 | 25,8 | 28,2 | 24,8 | 25,8 |
| 1936 | 368,2 | 171,3 | 118,6 | 234,2 | 25,8 | 28,7 | 24,8 | 26,0 |
| 1937 | 353,2 | 160,8 | 115,3 | 226,7 | 24,5 | 26,6 | 23,8 | 24,9 |
| 1938 | 355,2 | 159,1 | 116,4 | 219,2 | 24,4 | 26,0 | 23,9 | 23,9 |

Ź r ó d ł o: obliczenia na podstawie danych z: S. Szulc (1936); „Wiadomości Statystyczne” (1931), s. 307 i (1938), s. 2006; *Rocznik Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej 1929 (1930)*, s. 5, GUS.

WSPÓŁCZYNNIK ZGONÓW W II RZECZYPOSPOLITEJ OGÓŁEM

W okresie dwudziestolecia międzywojennego współczynnik zgonów zmalał na ziemiach polskich z 26,9 zgonu w 1919 r. do 13,8 zgonu na 1000 mieszkańców w 1938 r. (czyli o ok. 48,7%) (tabl. 2.). Warto tu wspomnieć, że współczynniki zgonów należały w II Rzeczypospolitej do wysokich, w porównaniu z innymi państwami, jakkolwiek nie do najwyższych. Przed I wojną światową co najmniej 5 państw miało wyższą umieralność niż Polska, m.in.: Bułgaria — 22,9 zgonu na 1000 mieszkańców, Rumunia — 25,1, Hiszpania — 22,8 i Węgry — 24,3. W 1933 r. już co najmniej 9 państw miało wyższą umieralność niż Polska, m.in.: Bułgaria — 15,4, Rumunia — 18,7, Portugalia — 17,6, Hiszpania — 16,4, Francja — 15,8, Węgry — 14,7 i Estonia — 14,7. W 1938 r. według oficjalnych danych, wyższą niż w Polsce umieralność, oprócz wymienionych państw, zarejestrowano we Włoszech (13,9 zgonu na 1000 mieszkańców)¹¹.

Począwszy od 1921 r., w większości krajów europejskich, podobnie jak w II Rzeczypospolitej, umieralność była zdecydowanie niższa niż przed I wojną światową¹². Również przeciętne roczne współczynniki zgonów z kolejnego okresu 1926—1929 były niższe niż w latach poprzedzających. W większości krajów europejskich, podobnie jak w Polsce, tendencja spadkowa umieralności utrzymała się także w okresie kryzysu gospodarczego (1930—1935).

Z analizy S. Szulca wynika, że właściwy spadek współczynników zgonów w wielu państwach rozpoczął się wcześniej niż w przypadku współczynników

¹¹ *Mały Rocznik Statystyczny 1935*, s. 27; *Mały Rocznik Statystyczny 1938*, s. 48; *Mały Rocznik Statystyczny 1939*, s. 45; S. Szulc (1936), s. 39.

¹² Dla Polski przeciętny roczny współczynnik zgonów z lat 1922—1926 był o ponad 20% niższy niż z pięciolecia 1907—1911.

urodzeń, bo w okresie 1870—1879 (Szulc, 1936). Jak już wspomniano, w Europie Zachodniej od ok. 1870 r. zaczęła systematycznie spadać umieralność i rodność początkując właściwą fazę przejścia demograficznego, czyli fazę II (Maksimowicz, 1988; Maksimowicz-Ajchel, 1994; Zamorski, 1991). I tak, w dziesięcioleciu poprzedzającym wejście w tę właściwą fazę przejścia, czyli w okresie 1861—1870, w Europie Zachodniej wystąpiła stabilizacja współczynnika zgonów (ograniczenie cyklicznych wahań). Przeciętna wartość współczynnika zgonów dla tego okresu kształtowała się następująco: Anglia z Walią — 22,5‰, Francja — 23,6‰, Niderlandy — 25,4‰, a w okresie 1896—1900 na Pomorzu — 24,5‰, w Wielkopolsce — 23,6‰, na Śląsku — 26,8‰, w Galicji — 28,0‰ oraz w Królestwie Polskim — 23,0‰.

Podobnie jak w przypadku rodności, na podstawie danych empirycznych — współczynników zgonów z lat 1895—1911 oraz 1925—1938 (pominięto dane z lat bezpośrednio po I wojnie światowej) — oszacowano parametry funkcji antylogistycznej najlepiej dopasowanej do danych ($R^2 = 0,986$). Następnie określono początek fazy drugiej przejścia demograficznego — punkt T_{1_zgony} (spadek umieralności wyprzedza spadek rodności) oraz punkt T_{2_zgony} (moment stabilizacji umieralności). Stabilizacja poziomu współczynników zgonu następuje przy dalszym spadku (wolniejszym) rodności, dlatego początek fazy IV stanowi punkt T_{2_urodz} , ale odczytany z oszacowanej dla rodności funkcji antylogistycznej¹³.

Otrzymano zatem: $a = 22,16$; $b = 4,70$; $c = 30,65$, $d = 0,06$ oraz $T_{1_zgony} = 1885$ i $T_{2_zgony} = 1959$. Funkcja ta ma punkt przegięcia¹⁴ dla $T_p = 1920$, czyli po 1885 r. nastąpił znaczący spadek umieralności i do 1920 r. umieralność maleje coraz szybciej, a po 1920 r. maleje wolniej, aż do wystąpienia stabilizacji (1959)¹⁵.

Podobnie jak w przypadku rodności, dodatkowo dla okresu 1919—1938 dynamikę współczynnika zgonów ($W_z(t)$) opisano również trendem liniowym z przełamaniem w 1923 r. (wykr. 4) według wzoru:

$W_z(t) = -2,70[\text{‰/rok}] \cdot t + 30,40 [\text{‰}]$, dla $t \in [1919; 1923]$ oraz

$W_z(t) = -0,30[\text{‰/rok}] \cdot t + 19,38 [\text{‰}]$, dla $t \in [1923; 1938]$.

Zarówno w pierwszych latach powojennych, jak i w następnym okresie wystąpił trend ujemny, przy czym w latach 1924—1938 w porównaniu do okresu wcześniejszego przeciętny roczny spadek poziomu umieralności był 9-krotnie mniejszy (współczynnik kierunkowy prostej wyniósł tylko $-0,30\text{‰/rok}$). Na tak wysokie wartości współczynników zgonów w pierwszych latach po wojnie duży wpływ miały choroby zakaźne oraz kiepskie warunki materialne.

W okresie II Rzeczypospolitej lata kryzysowe 1930—1935 odznaczały się niższymi współczynnikami zgonów (poniżej prostej trendu) niż lata 1926—1929 (po-

¹³ Ze względu na niedostateczną liczbę danych oszacowanie parametrów przykładowej funkcji antylogistycznej ma charakter jedynie orientacyjny, m.in. potraktowano dane o umieralności z lat 1919—1924 jako obserwacje odstające oraz, by móc określić stałą c , wprowadzono przy estymacji nieliniowej warunek: $c < 40$.

¹⁴ Punkt, w którym nastąpiła zmiana wypukłości funkcji (druga pochodna jest równa zero) — $T_p = \ln(c)/d$, czyli w tym przypadku dla $t < T_p$ funkcja jest wklęsła, a dla $t > T_p$ — wypukła.

¹⁵ Między innymi wartości funkcji w okresie 1880—1890 uległy zmniejszeniu o 1,3‰ oraz w okresie 1910—1920 o 3,4‰, podczas gdy w okresie 1920—1930 o 3,3‰ oraz następnie w latach 1930—1940 już o 2,7‰.

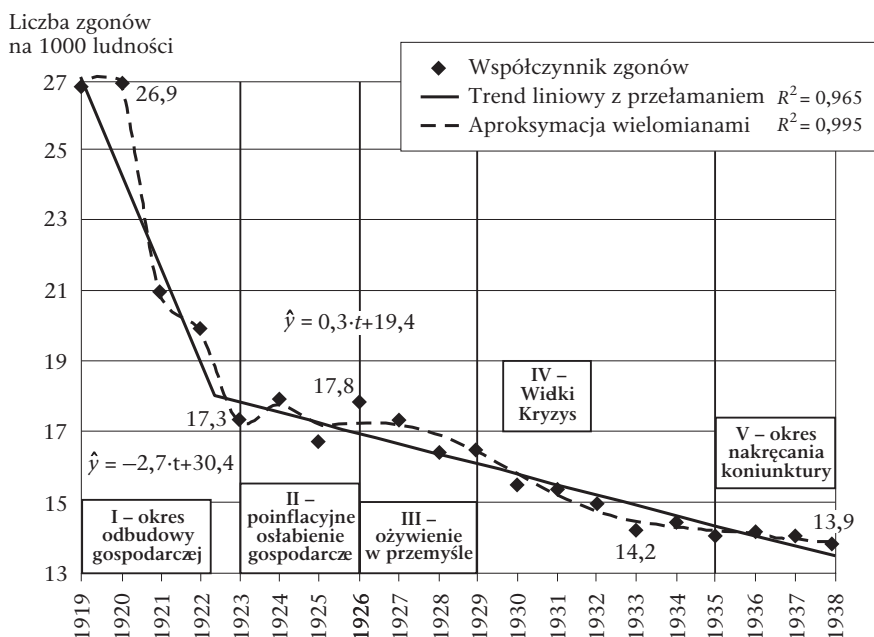
wyżej prostej trendu). W okresie kryzysu nastąpił spadek wartości współczynnika z 15,5‰ zgonów na 1000 mieszkańców w 1930 r. do 14,0‰ zgonów w 1935 r., podczas gdy w 1929 r. wynosił on 16,7‰. Polska w analizowanym okresie była w charakterystycznej fazie przebiegu procesów demograficznych (III faza przejścia demograficznego), czyli m.in. spadku zarówno umieralności, jak i rodności.

Zwiększona umieralność w 1934 r. (o ok. 1,7% w stosunku do 1933 r.) mogła być związana m.in. z epidemią czerwoni (ok. 16,7 tys. zachorowań i 1,8 tys. zgonów). W przeliczeniu na 100 tys. mieszkańców zarejestrowano 50,9 zachorowania, podczas gdy w 1930 r. — 6,1, a w 1933 r. — 2,1 (*Mały Rocznik...*, 1938).

Również w przypadku takich chorób zakaźnych, jak dur brzuszny, dur osutkowy (plamisty) i błonica nastąpił w latach 1933 i 1934 wzrost zachorowań (i zgonów). W przeliczeniu na 100 tys. mieszkańców odnotowano w 1934 r. 56,5 zachorowania na dur brzuszny (czyli o 46,8% więcej niż w 1930 r.), 71,2 zachorowania na błonicę (czyli 29,7% więcej) i 15,1 zachorowania na dur osutkowy (3-krotnie więcej niż w 1930 r.)¹⁶.

Na wyk. 4 przedstawiono dynamikę umieralności odwołując się do faz zmian gospodarki. Umieralność okazała się mniej wrażliwa na falowanie koniunkturalne niż częstość urodzeń i niż częstość zawierania małżeństw. Brak odpowiednich danych uniemożliwia analizę determinant umieralności.

Wykr. 4. TREND WSPÓŁCZYNNIKA ZGONÓW W II RZECZYPOSPOLITEJ



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabl. 2.

¹⁶ Obliczenia na podstawie *Mały Rocznik...*, 1937, s. 288.

TABL. 2. ZAREJESTROWANE ZGONY W POLSCE WEDŁUG DZIELNIC

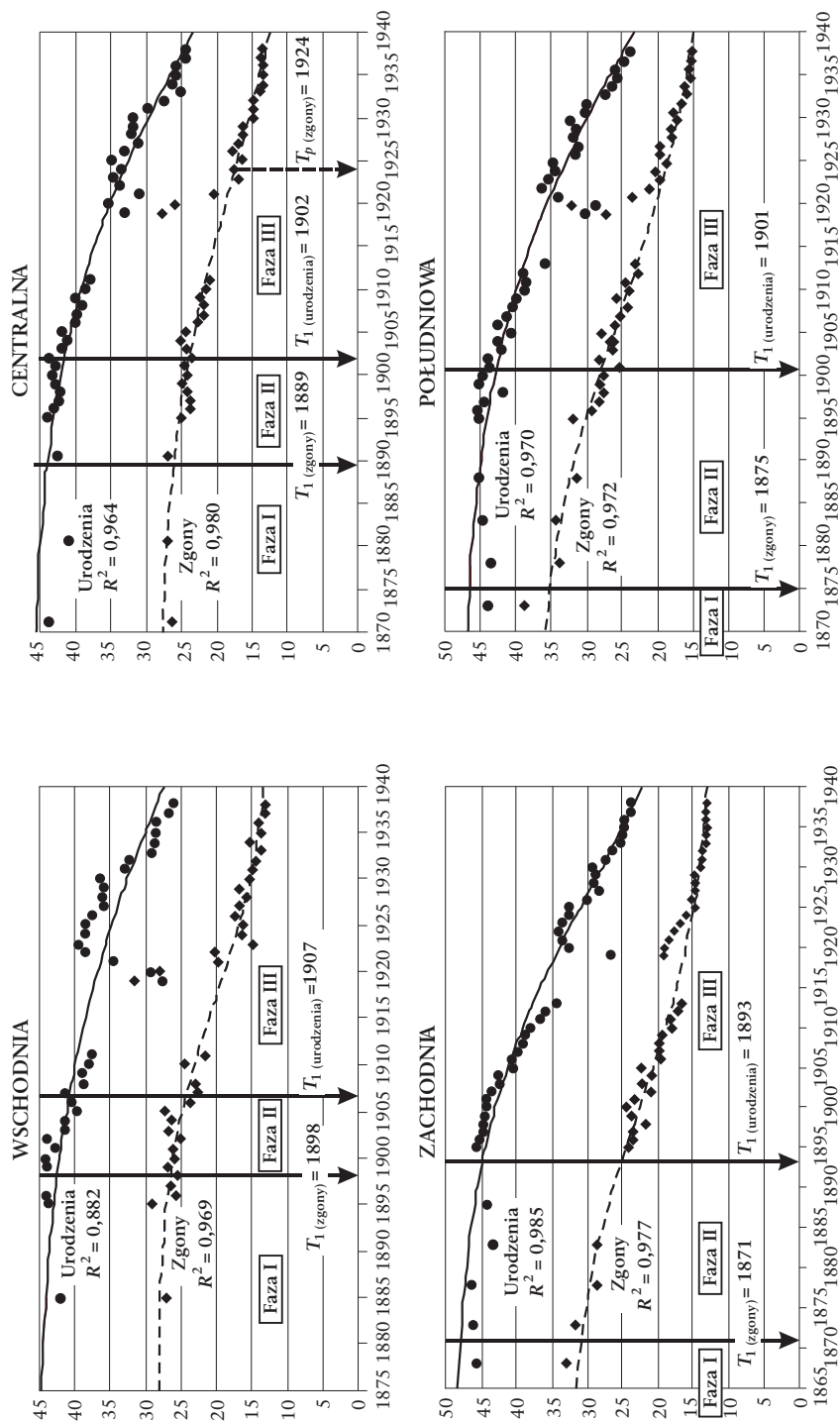
| L a t a | Liczba zgonów w tys. | | | | Liczba zgonów na 1000 ludności | | | |
|------------|----------------------|-----------|-----------|------------|--------------------------------|-----------|-----------|------------|
| | dzielnica | | | | dzielnica | | | |
| | centralna | wschodnia | zachodnia | południowa | centralna | wschodnia | zachodnia | południowa |
| 1895 | 240,4 | 126,9 | 78,6 | 219,4 | 24,9 | 29,1 | 24,0 | 32,0 |
| 1896 | 233,8 | 113,7 | 77,7 | 202,8 | 23,8 | 25,8 | 23,5 | 29,2 |
| 1897 | 236,8 | 118,2 | 78,5 | 198,3 | 23,8 | 26,5 | 23,5 | 28,3 |
| 1898 | 243,7 | 115,5 | 73,0 | 196,7 | 24,1 | 25,6 | 21,6 | 27,7 |
| 1899 | 256,5 | 122,5 | 81,2 | 200,8 | 25,0 | 26,8 | 23,8 | 28,0 |
| 1900 | 251,7 | 120,1 | 84,1 | 201,5 | 24,2 | 25,9 | 24,4 | 27,8 |
| 1901 | 259,2 | 122,2 | 81,4 | 187,4 | 24,5 | 26,1 | 23,3 | 25,5 |
| 1902 | 254,4 | 119,0 | 74,1 | 210,3 | 23,7 | 25,1 | 20,9 | 28,3 |
| 1903 | 264,1 | 128,0 | 79,6 | 197,7 | 24,3 | 26,7 | 22,1 | 26,3 |
| 1904 | 276,7 | 127,9 | 76,3 | 202,2 | 25,1 | 26,4 | 20,9 | 26,7 |
| 1905 | 273,4 | 133,1 | 82,7 | 213,8 | 24,4 | 27,2 | 22,4 | 28,0 |
| 1906 | 258,0 | 117,2 | 73,5 | 200,5 | 22,7 | 23,7 | 19,6 | 26,0 |
| 1907 | 253,6 | 114,0 | 75,1 | 196,6 | 22,0 | 22,8 | 19,7 | 25,2 |
| 1908 | 255,9 | 116,0 | 76,0 | 191,5 | 21,9 | 22,9 | 19,7 | 24,3 |
| 1909 | 264,5 | 117,1 | 75,8 | 204,5 | 22,4 | 22,8 | 19,4 | 25,8 |
| 1910 | 259,1 | 126,7 | 71,4 | 193,3 | 21,6 | 24,5 | 18,0 | 24,2 |
| 1911 | 256,2 | 113,2 | 73,7 | 197,9 | 21,1 | 21,6 | 18,3 | 24,6 |
| 1912 | . | . | 69,6 | 184,4 | . | . | 17,1 | 22,7 |
| 1913 | 171,9 | . | 68,6 | 190,4 | . | . | 16,6 | 23,2 |
| 1919 | 305,6 | 123,9 | 76,6 | 205,4 | 27,7 | 31,6 | 19,1 | 27,3 |
| 1920 | 288,7 | 113,0 | 77,3 | 241,8 | 25,8 | 28,2 | 19,1 | 32,2 |
| 1921 | 233,0 | 81,9 | 75,6 | 177,8 | 20,5 | 19,6 | 18,5 | 23,6 |
| 1922 | 229,5 | 91,3 | 71,5 | 162,3 | 19,7 | 20,3 | 17,6 | 21,1 |
| 1923 | 201,5 | 70,6 | 68,0 | 153,7 | 17,0 | 14,9 | 16,8 | 19,6 |
| 1924 | 211,8 | 79,9 | 66,3 | 161,2 | 17,6 | 16,4 | 16,1 | 20,3 |
| 1925 | 199,9 | 80,5 | 61,9 | 149,9 | 16,3 | 16,1 | 14,8 | 18,6 |
| 1926 | 219,7 | 88,3 | 65,1 | 159,6 | 17,6 | 17,4 | 15,4 | 19,6 |
| 1927 | 214,6 | 86,8 | 63,2 | 161,0 | 17,0 | 16,8 | 14,7 | 19,6 |
| 1928 | 208,3 | 82,8 | 64,2 | 148,9 | 16,3 | 15,7 | 14,8 | 18,0 |
| 1929 | 213,1 | 89,5 | 65,3 | 151,0 | 16,4 | 16,7 | 14,9 | 18,1 |
| 1930 | 197,0 | 83,3 | 61,9 | 146,2 | 15,0 | 15,3 | 13,9 | 17,4 |
| 1931 | 197,8 | 82,6 | 61,9 | 151,4 | 14,8 | 14,9 | 13,8 | 17,8 |
| 1932 | 199,0 | 81,7 | 63,1 | 142,7 | 14,7 | 14,5 | 13,8 | 16,5 |
| 1933 | 189,1 | 79,0 | 60,7 | 137,4 | 13,8 | 13,8 | 13,1 | 15,7 |
| 1934 | 187,4 | 88,6 | 61,5 | 142,2 | 13,5 | 15,2 | 13,2 | 16,1 |
| 1935 | 192,0 | 80,6 | 61,7 | 136,7 | 13,6 | 13,7 | 13,0 | 15,3 |
| 1936 | 194,2 | 83,8 | 63,2 | 141,4 | 13,6 | 14,0 | 13,2 | 15,7 |
| 1937 | 199,7 | 79,7 | 64,2 | 138,0 | 13,9 | 13,2 | 13,3 | 15,2 |
| 1938 | 196,0 | 80,8 | 63,9 | 138,9 | 13,5 | 13,2 | 13,1 | 15,2 |

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

WSPÓŁCZYNNIKI URODZEŃ I ZGONÓW W DZIELNICACH II RZECZYPOSPOLITEJ

Począwszy od 1923 r. najwyższymi wielkościami urodzeń żywych, w przeliczeniu na 1000 ludności, charakteryzowały się ziemie wschodnie, a najniższymi — ziemie zachodnie. Współczynnik urodzeń wynosił wówczas 39,4‰ w dzielnicy wschodniej oraz 33,7‰ w zachodniej (ogólnopolski współczynnik miał wartość 35,6‰). W 1938 r. zarejestrowano w dzielnicy wschodniej 26,0 urodzeń na 1000 mieszkańców, a w zachodniej — 23,9 urodzenia (ogólnopolski współczynnik miał wartość 24,5‰) (wykr. 5). Współczynniki urodzeń z dzielnicy wschodniej odznaczały się najsilniejszą tendencją spadkową, a z dzielnicy zachodniej — najslabszą.

Wykr. 5. URODZENIA I ZGONY NA 1000 LUDNOŚCI W DZIELNICACH NA ZIEMIACH POLSKICH ORAZ FAZY PRZEJŚCIA DEMOGRAFICZNEGO W ZAKRESIE RODNOŚCI I UMIERALNOŚCI



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabl. 1 i 2.

Warto zwrócić uwagę na fakt, że przed I wojną światową współczynniki urodzeń w poszczególnych dzielnicach różniły się bardzo nieznacznie. Nieduże były również różnice pomiędzy dzielnicami w okresie wojennym. Przed I wojną światową najwyższe współczynniki urodzeń występowały w dzielnicach zachodniej i południowej. Ta zmiana ustosunkowania liczb była bezpośrednim skutkiem niejednakowego tempa spadku współczynników w różnych dzielnicach. I tak, w Wielkopolsce i na Śląsku już w latach 1880—1900 współczynnik urodzeń ulegał stopniowemu zmniejszeniu. Nadal sięgał on wartości charakterystycznych dla społeczeństw znajdujących się w fazie przedtransformacyjnej (powyżej 40‰). Według S. Borowskiego na lata 1870—1900 w Wielkopolsce, na Pomorzu i na Śląsku przypadał I etap modernizacji demograficznej — okres od załamania się wysokiej stopy zgonów do przełomu w wysokiej stopie urodzeń (faza II). Na ziemiach wschodnich, w porównaniu do zachodnich, początek modernizacji demograficznej był opóźniony o ok. 60 lat. Zdaniem K. Zamorskiego począwszy od ok. 1900 r. współczynnik urodzeń wykazywał wyraźny spadek, po wcześniejszym okresie stabilizacji częstości urodzeń (1875—1899). Tym samym oznacza to, że Galicja wkraczała w fazę pełnej transformacji demograficznej.

Począwszy od 1920 r. najwyższymi wielkościami zgonów w przeliczeniu na 1000 ludności charakteryzowały się ziemie południowe (19,6‰), a najniższymi — zachodnie (16,7‰). Szczególnie duża różnica w poziomie i dynamice umieralności w tych dzielnicach w pierwszych latach powojennych wynikała z faktu, że w odróżnieniu od ziem b. zaboru pruskiego, w Galicji napięcia na froncie południowo-wschodnim spowodowały znaczne zniszczenia. Dalszą konsekwencją działań wojennych była m.in. zwiększona umieralność związana z nasileniem epidemii tyfusu płamistego, czerwonki, cholery czy grypy. Również w przypadku dzielnic centralnej i wschodniej konsekwencją działań wojennych było wydłużenie okresu destrukcyjnego.

Szczególną uwagę zwracają więc wyjątkowo niskie wartości współczynników zgonów w województwach wschodnich (po 1920 r.), które w pewnych okresach były na podobnym poziomie, jak w województwach zachodnich. Być może znaczący wpływ na mniejsze wartości miały niedostatki w rejestracji zgonów.

W latach 1919—1938 w każdej dzielnicy liczba zgonów w przeliczeniu na 1000 mieszkańców ulegała stopniowemu zmniejszeniu (o 31,5% na ziemiach zachodnich i o 48,2% na ziemiach wschodnich).

Opierając się na szacunkowych danych S. Szulca można zauważyć, że już w piętnastoleciu przedwojennym (1896—1911) wystąpił ujemny trend umieralności w każdej dzielnicy, przy czym na ziemiach zachodnich i południowych spadek współczynników zgonów nastąpił już ok. 1890 r. W przypadku województw centralnych ok. 1900 r. poziom współczynników zgonów był już nieznacznie obniżony, niż 50—60 lat wcześniej, jakkolwiek po 1904 r. widać wyraźny spadek umieralności. Jednak w przypadku województw wschodnich wyraźny spadek umieralności nastąpił po 1905 r., a do tego okresu właściwie jesz-

cze utrzymywała się tendencja wzrostowa umieralności. Zatem załamanie trendu umieralności najpóźniej wystąpiło na wschodzie II Rzeczypospolitej, a najwcześniej na zachodzie (mniej więcej w okresie porównywalnym do zachodniej Europy).

Według analiz S. Borowskiego (m.in. na podstawie surowych współczynników zgonów w okresie 1806—1914) w Wielkopolsce, na Śląsku i Pomorzu proces charakterystycznego spadku umieralności rozpoczął się ok. 1870 r. (Borowski, 1971, 1969). W Królestwie Polskim współczynnik zgonów spadł poniżej 30‰ w latach 1871—1880 i od tego okresu systematycznie się obniżał. W przypadku Galicji, zdaniem K. Zamorskiego oraz S. Borowskiego (dane A. Krzyżanowskiego), od początku lat 80. do połowy lat 90. XIX w. następuje stabilizacja współczynnika zgonów, a po tym okresie zaczął się trwały spadek poziomu umieralności. Nieco inne wnioski z cytowanych przez S. Borowskiego danych otrzymał T. Ładogórski — na ziemiach zachodnich Polski trwały spadek współczynnika zgonów miał nastąpić od 1886 r., a według A. Podrażki — po 1885 r.

Na podstawie danych empirycznych (współczynników urodzeń i współczynników zgonów z lat 1895—1911 oraz 1925—1938) dla każdej z dzielnic oszacowano parametry funkcji antylogistycznej najlepiej dopasowanej do danych oraz określono początek fazy drugiej T_1 i czwartej T_2 (wykr. 5).

PRZECIĘTNE DALSZE TRWANIE ŻYCIA NOWORODKA — e_0

Podstawowym źródłem informacji o procesie wymierania badanej populacji (trwaniu życia), w tym o przeciętnym dalszym trwaniu życia noworodka, są tablice wymieralności¹⁷.

W dwudziestoleciu międzywojennym w Polsce obliczaniem tablic wymieralności zajął się GUS. Jako pierwsze zostały wykonane tablice dla województw zachodnich za 1922 r. oraz skrócone za lata 1921, 1923, 1924, 1925 i 1926 (Szulc, 1928). Dostępne są również tablice wymieralności obliczone na podstawie liczby zgonów z 1927 r. — wykonane dla Polski ogółem (według dzielnic) przez S. Szulca oraz przez S. Fogelsona dla województw poznańskiego i pomorskiego (Fogelson, 1932 oraz Szulc, 1931). Podstawowe znaczenie mają tablice za lata 1931 i 1932 wykonane pod kierownictwem S. Szulca i S. Fogelsona (Szulc, 1938).

Niedostatek jednorodnych (opartych na poprawnej metodzie) tablic wymieralności i brak odpowiednich danych statystycznych uniemożliwiały przeprowadzenie wyczerpującej analizy ewolucji trwania życia na ziemiach polskich. Dlatego dodatkowo przytoczono wyniki badań M. Kędelskiego na temat ewolucji

¹⁷ Do 1970 r. w polskiej literaturze demograficznej używano nazwy tablice wymieralności, a później — tablice trwania życia; opis metod zastosowanych przy tworzeniu tablic wymieralności w okresie II Rzeczypospolitej znajduje się m.in. w pracy S. Szulca *Tablice wymieralności województw poznańskiego i pomorskiego 1922 rok*, „Kwartalnik Statystyczny 1928” t. V, z. 3, s. 907—926 (szerzej o tablicach wymieralności — J. Berger, 2008, s. 18).

umieralności i trwania życia ludności w odniesieniu do miasta Poznania w XIX i XX w., na podstawie skonstruowanych skróconych tablic trwania życia dla okresu 1808—1983 (Kędelski, 1986).

Jak już wspomniano wcześniej, przed rozpoczęciem przejścia demograficznego na ziemiach polskich, ogólny współczynnik zgonów był na wysokim poziomie (30—40%) z tendencjami do raptownych wahań (w okresach epidemii czy innych klęsk losowych). Bardzo duże było też natężenie zgonów niemowląt. Przeciętne dalsze trwanie życia noworodka było na bardzo niskim poziomie i zmieniało się w wąskim zakresie. Taka sytuacja występowała na ziemiach polskich (zwłaszcza w miastach) jeszcze w pierwszej połowie XIX w., a przypadku ziem wschodnich w drugiej połowie XIX w. (m.in. Okólski, 2004).

Według oszacowania S. Borowskiego (1967) dla Wielkopolski, w latach 1809—1911 przybliżona wartość e_0 dla mężczyzn wynosiła: w 1871/72 — 29,9 roku (dla kobiet — 32,6), w 1890/91 — 39,2 roku (dla kobiet — 45,7) i w 1900/01 — 39,8 roku (kobiety — 47,8) oraz w 1910/11 — 52,4 roku (kobiety — 59,5)¹⁸.

Bardziej wiarygodne są dane w skonstruowanych przez M. Kędelskiego tablicach wymieralności dla Poznania¹⁹. M. Kędelski stwierdził m.in., że w latach 1862—1871 potencjał życiowy miasta Poznania był niewiele wyższy niż notowany dla pierwszej połowy XIX w. Wartość e_0 dla mężczyzn wahała się od 21 do 23 lat (dla kobiet od 24 do 27 lat). Następnie do wybuchu I wojny światowej oraz w latach 1917—1931 nastąpiło znaczne wydłużenie przeciętnego dalszego trwania życia. Średnia wartość e_0 dla mężczyzn w latach 1911—1916 wynosiła 39,8 roku (dla kobiet 46,2)²⁰, a już w latach 1927—1931 — 47,0 lat (dla kobiet 52,0).

Przeciętne dalsze trwanie życia obliczone dla ludności II Rzeczypospolitej w 1927 r. wynosiło 45,9 roku (w tym w dzielnicy zachodniej — 51,8 roku, a w południowej — 43,8)²¹, podczas gdy w latach 1931 i 1932 ok. 49,8 roku, e_0 wzrosło w okresie 1927—1932 o 4 lata.

Z danych tabl. 3 wynika, że w latach 1931 i 1932 dalsze trwanie życia mężczyzn (48,2 roku) było o 3,2 roku krótsze niż kobiet (51,4 roku). W tym okresie ludność z dużych miast żyła przeciętnie dłużej o 4,3 roku — przeciętne dalsze

¹⁸ Parametr e_0 został oszacowany przez odwrotność ogólnego współczynnika zgonów (Z); S. Borowski przyjął, że w populacji stacjonarnej współczynnik urodzeń $U \approx Z$ i można go zapisać

jako $U = \frac{l_0}{l_0 e_0} = \frac{1}{e_0}$, gdzie $l_0 e_0$ całkowita liczba żyjących w populacji stacjonarnej.

¹⁹ Oparte na pruskich publikacjach spisów ludności i bieżącej, zweryfikowanej rejestracji zgonów (M. Kędelski, 1986, s. 19—23).

²⁰ W XIX w. przeciętne dalsze trwanie życia e_0 było w Poznaniu znacznie krótsze niż liczone dla całego regionu (Wielkopolski) (M. Kędelski, 1986).

²¹ Ze względu na braki w rejestracji ruchu naturalnego na ziemiach centralnych i wschodnich tablice wymieralności z 1927 r. wykonane przez S. Szulca dla tych dwóch dzielnic pomijają wiek „0” (brakuje m.in. e_0). Lukę tę uzupełnił E. Vielrose szacując wartość e_0 na podstawie wartości e_1 w poszczególnych dzielnicach kraju (E. Vielrose, 1979).

trwanie życia noworodka ze wsi wynosiło 48,7 roku, a noworodka z dużych miast — powyżej 100 tys. mieszkańców — 53,0 roku. Kobiety z dużych miast żyły w analizowanym okresie o 5,6 roku dłużej niż kobiety ze wsi, w przypadku mężczyzn różnica między wsią a dużymi miastami wynosiła 2,9 roku.

**TABL. 3. PRZECIĘTNE DAŁSZE TRWANIE ŻYCIA NOWORODKA
WEDŁUG PŁCI W II RZECZYPOSPOLITEJ**

| Wyszczególnienie | Mężczyźni i kobiety | Mężczyźni | Kobiety |
|---|---------------------|-----------|---------|
| Województwa pomorskie i poznańskie | | | |
| 1921 | 46,5 | 45,4 | 47,7 |
| 1922 | 49,1 | 47,8 | 50,3 |
| 1923 | 50,5 | 49,3 | 51,7 |
| 1924 | 51,1 | 49,6 | 52,6 |
| 1925 | 52,8 | 51,7 | 53,9 |
| 1926 | 51,0 | 49,8 | 52,2 |
| Polska ogółem | | | |
| 1927 | 45,9 | . | . |
| centralna ^a | 45,6 | . | . |
| wschodnia ^a | 45,5 | . | . |
| zachodnia | 51,8 | . | . |
| południowa | 43,8 | . | . |
| 1931—1932 | 49,8 | 48,2 | 51,4 |
| duże miasta | 53,0 | 50,3 | 55,6 |
| wieś | 48,7 | 47,4 | 50,0 |

^a Według szacunków E. Vielrose.

Ź r ó d ł o: S. Szulc (1928), *Tablice wymieralności województw poznańskiego i pomorskiego w 1922 roku*, „Kwartalnik Statystyczny”, z. 3, s. 941; *Polskie tablice wymieralności 1927 roku*, „Kwartalnik Statystyczny” 1931, z. 1, s. 33; E. Vielrose, (1979), *Trwanie życia w Polsce w 60-leciu (1918—1978)*, „Studia Demograficzne”, 1979, s. 28 i 29; *Mały Rocznik Statystyczny 1939*, s. 51.

Podsumowanie

Próbie określenia przebiegu procesów demograficznych na obszarze II Rzeczypospolitej w kontekście teorii przejścia demograficznego w znacznym stopniu ograniczyły niedostatki odpowiednich danych liczbowych, m.in. liczby ludności w przekroju miasta—wieś czy danych o strukturze ludności według podstawowych cech demograficznych (poza latami spisowymi).

Na podstawie danych empirycznych (liczby urodzeń i zgonów z lat 1895—1911 oraz 1925—1938) oszacowano parametry funkcji antylogistycznej najlepiej dopasowanej do danych. W ten sposób określono początek fazy drugiej (T_1) i czwartej (T_2). Z szacunków można przyjąć, że na ziemiach II Rzeczypospolitej wystąpiły one na przełomie XIX i XX w., „właściwe” przejście demograficzne (spadek umieralności wyprzedzał spadek rodności) wystąpiło na ziemiach polskich ok. 1885 r.

Z modeli dla każdej z dzielnic uzyskano informacje, że wyraźne załamanie trendu umieralności najwcześniej wystąpiło na ziemiach zachodnich i południowych (ok. 1871 r. i 1875 r.). Od tego momentu na ziemiach tych dokonało się właściwe przejście demograficzne. Na skutek zdecydowanego spadku wartości

współczynnika zgonów (współczynnik rodności utrzymał się jeszcze na poziomie porównywalnym z fazy I) nastąpił silny wzrost współczynnika przyrostu naturalnego.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że na obszarze II Rzeczypospolitej w pierwszych latach powojennych (do 1925 r.) wystąpił dodatni trend rodności, a w kolejnych latach — z pewnymi wahaniami — trend ujemny. Zjawisko silnego wzrostu częstości urodzeń w pierwszych latach powojennych można uważać za okres kompensacyjny w stosunku do okresu wojennego, charakteryzującego się niskim poziomem rodności. Umieralność charakteryzowała tendencja spadkowa w całym okresie, przy czym szczególnie silny ujemny trend zarówno liczby zgonów, jak i współczynnika zgonów wystąpił w pierwszym pięcioleciu II Rzeczypospolitej.

Między dzielnicami istniały różnice w rodności i umieralności. Najwyższe wartości współczynników rodności wystąpiły na ziemiach wschodnich, a najniższe na ziemiach zachodnich. Począwszy od 1920 r. najwyższymi wielkościami zgonów w przeliczeniu na 1000 ludności charakteryzowały się ziemie południowe, a najniższymi zachodnie.

Na podstawie dostępnych tablic wymieralności z okresu dwudziestolecia międzywojennego stwierdzono ponadto, że nastąpił w tym okresie wzrost wartości przeciętnego dalszego trwania życia noworodka oraz uległa nieznacznemu zwiększeniu średnia liczba lat pozostawania w wieku zdolności produkcyjnej ludności Polski (mężczyzn i kobiet łącznie). Dalsze trwanie życia mężczyzn było krótsze niż kobiet, zwłaszcza w najmłodszych grupach wiekowych.

dr Elżbieta Stańczyk — *Urząd Statystyczny we Wrocławiu*

LITERATURA

- Artzrouni M. (1986), *Une nouvelle famille de courbes de croissance. Application a la transition demographique*, „Population”, nr 3
- Berger J. (2008), *Badania demograficzne w Głównym Urzędzie Statystycznym w latach 1918—1939*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, GUS
- Borowski S. (1967), *Zgony i wiek zmarłych w Wielkopolsce w latach 1806—1914*, „Przeszłość Demograficzna Polski”, Warszawa
- Borowski S. (1969), *Rozwój demograficzny i problem maltuzański na ziemiach polskich pod panowaniem niemieckim*, „Przeszłość Demograficzna Polski”, t. 3, Warszawa
- Borowski S. (1971), *Emigracja i równowaga społeczna podczas rewolucji demograficznej*, „Przeszłość Demograficzna Polski”, Warszawa
- Borowski S. (1983), *Szkice z teorii reprodukcji ludności. Prace wybrane*, PAN, Warszawa
- Cieślak M. (red.) (1992), *Demografia. Metody analizy i prognozowania*, PWN, Warszawa
- Fisher J. C., Pry R. H. (1978), *Substytucja prosta jako model przemian techniczno-produkcyjnych*; [w:] Cetron M. J., Ralph C. A. *Prognozowanie rozwoju przemysłu*, Wydawnictwo Naukowo-Techniczne, Warszawa

- Fogelson S. (1932), *Tablice wymieralności dla województwa poznańskiego i pomorskiego 1927*, „Wiadomości Aktuarialne”, t. II
- Iglicka K. (1994), *Terytorialne przemiany płodności w latach 1931—1988*, SGH, Warszawa
- Kędeński M. (1986), *Ewolucja umieralności i trwania życia ludności miasta Poznania w wiekach XIX i XX*, „Studia Demograficzne”, 2 (84), Komitet Nauk Demograficznych PAN, Warszawa
- Landau Z., Tomaszewski J. (1991), *Gospodarka Drugiej Rzeczypospolitej*, [w:] *Dzieje Narodu i Państwa Polskiego*, t. III, KAW, Warszawa
- Ładogórski T. (1972), *Periodyzacja rozwoju demograficznego ludności polskich ziem zachodnich i północnych w latach 1816—1914*, *Przeszłość Demograficzna Polski*, t. 5, Warszawa
- Maksimowicz A. (1998), *Wzorzec umieralności w kolejnych fazach przejścia*, [w:] *Teoria przejścia demograficznego*, pod red. M. Okólskiego, PWE, Warszawa
- Maksimowicz-Ajchel A. (1994), *Uwarunkowania zmian umieralności w trakcie przejścia demograficznego. Próba konkretyzacji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego
- Mały Rocznik Statystyczny 1935, 1938, 1939, GUS
- Okólski M. (1988), *Reprodukcja ludności a modernizacja społeczeństwa. Polski syndrom*, „Książka i Wiedza”, Warszawa
- Okólski M. (2004), *Demografia. Podstawowe pojęcia i teorie w encyklopedycznym zarysie*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa
- Podrażka A. (1989), *Typy przejścia demograficznego w krajach europejskich*, „Studia Demograficzne”, 4 (98), Komitet Nauk Demograficznych PAN, Warszawa
- Radzikowska B. (1995), *Płodność w Polsce w kontekście teorii przejścia demograficznego. Modelowanie i prognozowanie*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław
- Rószkiewicz M. (1987), *Model transformacji demograficznej — teoretyczne uogólnienia oraz praktyczne implikacje*, SGPiS, Warszawa
- Szulc S. (1923), *Statystyka urodzeń ludności żydowskiej w miastach*, „Miesięcznik Statystyczny”, t. II, z. 1, GUS
- Szulc S. (1929), *Tablice wymieralności województw poznańskiego i pomorskiego 1922 rok*, „Kwartalnik Statystyczny 1928”, t. V, z. 3, GUS
- Szulc S. (1931), *Polskie tablice wymieralności 1927 roku*, Kwartalnik Statystyczny 1931, z. 1, GUS
- Szulc S. (1936), *Dokładność rejestracji urodzeń*, „Statystyka Polski”, seria C, z. 41, GUS, Warszawa
- Szulc S. (1936), *Ruch naturalny ludności w Polsce w latach 1895—1935*, „Statystyka Polski”, seria C, z. 41, *Zagadnienia demograficzne*, GUS
- Szulc S. (1938), *Polskie tablice wymieralności 1931/1932*, „Statystyka Polski”, seria c, z. 91, GUS
- Szulc S. (1939), *Zróżnicowanie rozrodczości w Polsce w zależności od środowiska*, „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny”, z. II, Warszawa
- Vielrose E. (1979), *Trwanie życia w Polsce w 60-leciu (1918—1978)*, „Studia Demograficzne”, (56), Komitet Nauk Demograficznych PAN, Warszawa
- Vielrose E. (1984), *Niedokładności statystyki ruchu naturalnego w Polsce w okresie międzywojennym*, „Studia Demograficzne”, nr 2 /76, Komitet Nauk Demograficznych PAN, Warszawa
- Zamorski K. (1991), *Transformacja demograficzna w Galicji na tle przemian ludnościowych innych obszarów Europy Środkowej w drugiej połowie XIX i na początku XX w.*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków
- Zamorski K. (1993), *Początki przejścia demograficznego w Polsce*, „Studia Demograficzne”, 2 (112), Komitet Nauk Demograficznych PAN, Warszawa
- Żyromski S. (1975), *Rozrodczość a środowisko*, PWN, Warszawa

SUMMARY

An attempt was made, in the article, to explain changes of people's fertility and mortality in 1918—1939 in context of the demographic transition as well as to determine transition phase periods. To set the beginning and the end of the "right" demographic transition, the non-linear regression (approximation by anti-logistic function in connection with the simple substitution method) was used in case of rigid fertility and mortality rates. According to the used methodology, it was found the „right” demographic transition (decrease in the mortality outdistanced decrease in the fertility) took place about 1885 on the Polish areas. Important differences in the level and dynamic of the fertility and mortality in different Poland's districts were indicated in the study too. On the basis of estimated models for each district it was stated, i.a. that the earliest (about 1871 and 1875) distinct collapse of the mortality trend took place in the west and south areas. From the time the „right” demographic transition was done on the areas. Moreover, on the basis of mortality tables from the twenty year period between two World Wars, it was recognized the value increase of the average life expectancy as well as a minor increase of the average years number of the reproduction age of the Poland's population (total: men and women).

РЕЗЮМЕ

В статье предпринята попытка объяснить перемены рождаемости и смертности населения Польши в межвоенное двадцатилетие в отношении к теории демографического перехода (демографической трансформации) и определить периоды продолжения этапов этого перехода. Для обозначения начала и конца «присущего» демографического перехода использовалась в случае необработанных коэффициентов рождаемости и смертности нелинейная регрессия — аппроксимация антилогистической функцией в соединении с методом прямой замены. Согласно принятой методологии подтверждается, что «настоящий» демографический переход (уменьшение смертности опережало уменьшение рождаемости) имел место на польских землях ок. 1885 г. В статье указывается также на значительную разницу в уровне и динамике рождаемости и смертности между регионами Польши. На основе определенных моделей для каждого из районов подтверждено между прочим, что раньше всего бесспорный срыв тренда смертности выступил на западных и южных землях (около 1871 г. и 1875 г.). С этого момента на этих землях осуществился «настоящий» демографический переход.

Кроме того, на основе доступных таблиц постепенного вымирания в межвоенное двадцатилетие, установлено, что в этот период выступил рост средней величины продолжения жизни новорожденного и незначительно увеличилось среднее число лет оставания в возрасте репродуктивной способности населения Польши (мужчин и женщин вместе).