

Bartosz Ogórek  
Kraków

## **Wpływ I wojny światowej na stan i strukturę ludności miasta Krakowa. Badanie przy użyciu wariantowych projekcji demograficznych\***

Celem niniejszego artykułu jest oszacowanie demograficznych skutków I wojny światowej dla populacji miasta Krakowa. Jest on więc próbą uzyskania odpowiedzi na szereg pytań badawczych: jak duże straty poniosła badana społeczność w wyniku realiów wojennych; jaką część tych strat przypisać możemy wzrastającej w tym okresie umieralności, a jaką spadającej rodności; które grupy wiekowe zostały najmocniej dotknięte demograficznymi konsekwencjami konfliktu?

Badacz usiłujący odpowiedzieć na tak postawione pytania jest jednak w dość trudnej sytuacji, bowiem tradycyjna analiza współczynników ruchu naturalnego ludności w tym konkretnym przypadku wydaje się niewystarczająca. Dzieje się tak z kilku względów. Po pierwsze, dociekania spowodowanych wojną zmian demograficznych odnoszą zwykle pojawiające się w okresie kryzysowym wahania wartości współczynników do poziomów przedwojennych, często jedynie do zaobserwowanych w ostatnim roku pokoju, lub kilku poprzednich latach<sup>1</sup>. Podobną procedurę zaleca się zresztą przy badaniu kryzysów demograficznych

---

\* W artykule zaprezentowano część wyników projektu „Wpływ I Wojny Światowej na ludność miasta Krakowa. Historyczno-demograficzne studium związku wojny i stosunków ludnościowych”. Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2012/07/N/HS3/00876.

<sup>1</sup> Manswet Ciemieniewski, *Wpływ wypadków wojennych na zjawiska ludnościowe w Warszawie*, odbitka z Pamiętnika II Zjazdu Hygienistów Polskich r. 1918; Marcell Handelsman, *La Pologne sa vie economique et sociale pendant la guerre*, t. 1: *Histoire economique et sociale de la guerre mondiale*, Les presses universitaires de France – Yale Univeristy Press, Paris–New Haven 1933; Edward Rosset, *Prawa demograficzne wojny*, odbitka z „Dziennika Zarządu miasta Łodzi”, Łódź 1933; Dariusz Szudra, *Wpływ I wojny światowej na procesy demograficzne w pruskiej*

w epokach dawniejszych<sup>2</sup>. Problem polega jednak nie tylko na arbitralności doboru poziomów „normalności” demograficznej przez badacza. W konkretnym przypadku badań nad ludnościowymi aspektami I wojny światowej pojawia się bowiem kolejne „utrudnienie”, tj. konieczność wzięcia pod uwagę procesu transformacji demograficznej, a więc zmian polegających na konsekwentnym i dość intensywnym spadku wartości współczynników umieralności i rodności, przed, po i w trakcie konfliktu. W sytuacji, w której stopa zgonów i urodzeń wykazuje rokrocznie tendencję spadkową, niejako niezależnie od wojennych realiów, wybór roku 1913, czy średniej z lat 1909–1913, jako punktu odniesienia, może prowadzić do zawyżenia faktycznego wpływu wojny na rodność i zaniżenia tegoż na umieralność. Kolejną przesłanką świadczącą o ograniczonej wartości poznawczej współczynników ruchu naturalnego ludności w okresie I wojny światowej jest mechanizm ich kształtowania się. Stopa zgonów i urodzeń jest wypadkową liczby zdarzeń demograficznych oraz liczby ludności w badanym okresie. Ignoruje natomiast zmiany struktury ludności według płci i wieku, które mają przecież znaczny wpływ na liczbę urodzeń czy zgonów w jednostce czasu. Zjawisko to jest szczególnie widoczne w przypadku analizowania mniejszych liczebnie zbiorowości, właśnie takich jak pojedyncza miejscowość czy dzielnica. Nie ulega również wątpliwości, że okres wojenny przynoszący wiele „nienaturalnych” zmian liczby i struktury ludności, takich jak mobilizacja, ucieczki i ewakuacja ludności, czy w końcu demobilizacja, jest szczególnie narażony na tego typu za fałszowania. Problem struktury ludności komplikuje również kwestię ewentualnych porównań między populacjami, gdyż wymusza standaryzację wartości współczynników ruchu naturalnego, a dane, którymi dysponujemy, często nie pozwalają na przeprowadzenie takiej procedury. Dochodzimy więc do sytuacji, w której uzyskane wyniki nie pozwalają na ocenę intensywności kryzysu, a próba porównań z innymi populacjami może być myląca.

Wydaje się, że idealnym rozwiązaniem tego problemu jest sięgnięcie do myślenia kontrfaktycznego i próba odpowiedzi na pytanie, co by było, gdyby I wojna światowa nigdy nie wybuchła? Oczywiście pytanie to musi ograniczyć się do czystej mechaniki demograficznej, gdyż nie sposób przewidzieć alternatywnego wymiaru zmiennych społeczno-gospodarczych w razie braku tego konfliktu. Stosowanie tego typu procedur jest charakterystyczne dla nowoczesnego nurtu historii

---

*prowincji Pomorze do 1925 r.*, cz. 1, „Zapiski Historyczne” 67, 2002, z. 2, s. 79–103, cz. 2: 67, 2002, z. 3–4, s. 107–143.

<sup>2</sup> Przykładem może być wskaźnik Dupaquier’a, zob. Alberto Palloni, *Les mortalites de crise: leur estimation, leur consequences*, [w:] *Mesure et analyse de la mortalité: nouvelles approches: actes d'un séminaire international tenu à Sienne du 7 au 12 juillet 1987, à l'initiative de la Commission de l'UIESP sur les changements comparés de la mortalité*, avec le concours de l'Istituto di statistica de l'Université de Sienne, Paryż 1988, s. 215–250.

gospodarczej zwanego *New Economic History*<sup>3</sup>. W tym wypadku kontrfaktyczność analizy nie polega jednak na namyśle nad wyglądem oblicza ziemi, gdyby nos Kleopatry był krótszy, a na symulacji odmiennych, aniżeli faktycznie zaistniałych, warunków ekonomicznych, czy właśnie demograficznych<sup>4</sup>. Uznawany za jednego z ojców kliometrii i jej najistotniejszego, jak dotąd, przedstawiciela, Robert Fogel wyjaśniał: „Aby określić, co stałoby się wobec braku zaistnienia pewnej okoliczności, historyk gospodarczy potrzebuje zestawu ogólnych twierdzeń (teorii lub modeli), które pozwolą mu wydedukować z rzeczywiście zaistniałych instytucji i stosunków sytuację kontrfaktyczną”<sup>5</sup>. Oczywiście stworzenie hipotetycznego rozwoju wydarzeń wymaga również przyjęcia często całego szeregu, nieraz upraszczających rzeczywistość, założeń, które pozwolą na uzyskanie obrazu „kontrfaktycznego świata – świata, którego nikt nigdy nie widział, ale świata, który mógłby być”<sup>6</sup>. Nie oznacza to jednak zaniedbywania analizy rzeczywistego biegu zdarzeń, gdyż dopiero zestawienie i porównanie „tego co było, z tym co mogło być umożliwia stawianie tez na temat natury wypadków”<sup>7</sup>. W przypadku niniejszego artykułu należało więc najpierw skrupulatnie zbadać procesy ludnościowe faktycznie zachodzące w populacji Krakowa w badanym okresie, a dopiero później zastanowić się, jak wyglądałyby te same procesy, gdyby warunki wojenne nigdy nie zaistniały.

Badanie takie jest możliwe dzięki wykorzystaniu jednej ze standardowych metod z warsztatu demografa, jaką z pewnością są projekcje ludności. Użycie projekcji demograficznych w celu uzyskania pełniejszego wglądu w procesy demograficzne w okresach wojen i kryzysów ma już zresztą pewną tradycję. Doskonałym przykładem ich wykorzystania w tym celu może być praca dotycząca demograficznych konsekwencji wojny fińskiej (1808–1809) dla populacji Wysp Alandzkich<sup>8</sup>. Jednak znacznie bardziej wymagającym i skomplikowanym przedsięwzięciem bazującym na podobnej metodyce jest praca badaczy

---

<sup>3</sup> Fritz Redlich, „New” and Traditional Approaches to Economic History and Their Interdependence, „The Journal of Economic History” 25, 1965, no. 4, s. 480–495.

<sup>4</sup> „Nos Kleopatry: gdyby był krótszy, całe oblicze ziemi wyglądałoby inaczej” – często przywoływany cytat Pascala obrazujący myślenie kontrfaktyczne w historii, zob. Blaise Pascal, *Myśli*, Warszawa 2002, s. 89. Ideę historiografii kontrfaktycznej w badaniach niekwantytatywnych przedstawia Magdalena Górecka, *Nieodparta pokusa spekulacji, czyli o fenomenie historiografii kontrfaktycznej*, „Kultura i Historia” 2014 (25), <http://www.kulturaihistoria.umcs.lublin.pl/archiwes/5245> (15.12.2014).

<sup>5</sup> Robert W. Fogel, *The New Economic History. I. Its Findings and Methods*, „Economic History Review” 19, 1966, issue 3, s. 642–656.

<sup>6</sup> Lance Davis, *The New Economic History. II. Professor Fogel and the New Economic History*, „Economic History Review” 19, 1966, issue 3, s. 657–663.

<sup>7</sup> Tamże.

<sup>8</sup> James H. Mielke, Kari Pitkanen, *War Demography: The Impact of the 1808–09 War on the Civilian Population of Åland, Finland*, „European Journal of Population/Revue européenne de Démographie” 5, 1989, no. 4, s. 373–398.

INED'u dotycząca ludności Ukrainy w latach 20. i 30. XX wieku, próbująca ustalić wymiar strat spowodowanych Wielkim Głodem<sup>9</sup>. Niniejsze badanie zostało w dużej mierze zainspirowane oboma przywołanymi tu pracami. W warstwie postulowanych powyżej „generalnych twierdzeń” umożliwiających zarówno analizę rzeczywistości, jak i przedstawienie alternatywnego jej scenariusza, niniejszy artykuł bazuje na teorii transformacji demograficznej oraz na relacjach pomiędzy elementami ruchu naturalnego, wędrownego oraz stanem i strukturą ludności opisanych przez tzw. ogólne równanie ludności. Idea przejścia demograficznego pozwoli na umiejscowienie badanej populacji w szerszym horyzoncie chronologicznym zjawisk demograficznych, a także uprawdopodobni kontrfaktyczny wymiar rodności i umieralności. Ogólne równanie ludności, mówiące, iż populacja w roku  $t+1$  jest równa populacji w roku poprzednim po dodaniu do niej liczby urodzeń i imigrantów, a odjęciu liczby zgonów i emigrantów, stanowi natomiast podstawę wykonywanych projekcji. Przyjmuje ono postać:

$$P(t+1) = Pt + U - Z + I - E,$$

gdzie  $P$  oznacza liczbę ludności,  $t$  moment obserwacji,  $U$  – liczbę urodzeń,  $Z$  – liczbę zgonów, a  $I$  i  $E$  odpowiednio liczbę imigrantów i emigrantów. Szczegółowe założenia projekcji wynikające często z braku źródeł czy niedostatków dostępnych danych zostaną jeszcze bliżej omówione poniżej.

### Źródła i metoda

Pośród wykorzystanych w badaniu źródeł rozróżnić można te dotyczące stanu i struktury populacji Krakowa oraz prezentujące dane odnośnie do ruchu ludności. W pierwszej kategorii znajdują się przede wszystkim publikowane wyniki powszechnych spisów ludności. Punktem wyjścia stał się struktura ludności stwierdzona w wyniku austriackiego spisu z roku 1890, zaś punktem końcowym ustalenia pierwszego powszechnego spisu ludności II Rzeczypospolitej z dnia 30 września 1921 roku<sup>10</sup>. Spisy z roku 1900 i 1910 zostały wykorzystane kontrolnie, aby sprawdzić wiarygodność przyjętej metody<sup>11</sup>. Dla okresów międzyspisowych w latach pokoju przyjęto dane odnośnie do końcoworocznej liczby ludności

---

<sup>9</sup> Jacques Vallin i in., *A New Estimate of Ukrainian Population Losses During the Crises of the 1930s and 1940s*, „Population Studies” 56, 2004, issue 3, s. 249 – 264.

<sup>10</sup> *Statystyka Polski*, t. 26 (*Pierwszy Powszechny Spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 r. Mieszkania, ludność, stosunki zawodowe: województwo krakowskie*).

<sup>11</sup> Wyniki spisów z roku 1890 i 1900 przyjęto za: *Statystyka miasta Krakowa* 1894, z. 4; 1907, z. 9, cz. 2. Wyniki spisu z roku 1910 za: *Österreichische Statistik*, Neue Folge, 1, 1914, H. 3 (*Die Ergebnisse der Volkszählung vom 31. Dezember 1910 in den im Reichsrat vertretenen Königreiche und Ländern*).

publikowane w „Miesięcznych sprawozdaniach statystycznych” dla miasta Krakowa wydawanych przez Miejskie Biuro Statystyczne<sup>12</sup>. Dodatkowo wykorzystano wszelkie informacje pozwalające ustalić choćby szacunkowo liczbę ludności miasta w okresie 1914–1917. Były to przede wszystkim wyniki spisów ludności Krakowa z dnia 6 stycznia oraz 9 kwietnia 1915 roku oraz informacje dotyczące liczby rozdanych kart tłuszczowych i chlebowych w poszczególnych miesiącach roku 1916 i 1917<sup>13</sup>. Dane dotyczące liczby urodzeń oraz liczby zgonów oraz ich struktury według płci i wieku dla lat 1890–1909 pozyskano z kolejnych zeszytów „Statystyki miasta Krakowa”, zaś dla lat 1910–1921 z jednorazowej publikacji pt. *Statystyka miasta Krakowa 1936*<sup>14</sup>. Dzięki wspomnianemu powyżej równaniu ludności uzyskano również informację o rocznym wymiarze bilansu migracyjnego. Rozkład tego bilansu według wieku został przyjęty w wyniku procedury modelowania, która zostanie jeszcze opisana przy wykazie przyjętych założeń. Warto zaznaczyć, że jakość i spójność źródeł pod względem statystycznym została już dość dokładnie zbadana i opisana w innym miejscu<sup>15</sup>. Wyniki tej analizy pozwalają na utrzymanie opinii o dość wysokiej wiarygodności zarówno danych spisowych, jak i serii zestawianych przez Miejskie Biuro Statystyczne. Zebrane materiały posłużyły do przeprowadzenia projekcji corocznej liczby i struktury ludności miasta odrębnie dla każdej z płci. Procedura ta, zwana czasem „postarzaniem ludności”<sup>16</sup>, bazuje na wykorzystaniu przekrojowych (okresowych) tablic wymieralności<sup>17</sup>. Jednak w odróżnieniu od standardowego toku postępowania w ich tworzeniu, konieczne jest uzyskanie dodatkowego parametru, a mianowicie współczynników przeżywalności (*survivorship rates*) –  ${}_nS_x$ . Parametr ten jest obliczany na podstawie wzoru:

$${}_nS_x = \frac{{}_nL_{x+1}}{{}_nL_x},$$

<sup>12</sup> *Miesięczne sprawozdanie statystyczne 1913–1916 i 1918–1919*, wyd. Miejskie Biuro Statystyczne [w Krakowie].

<sup>13</sup> Archiwum Narodowe w Krakowie (dalej: ANKr), Akta miasta Krakowa, Miejskie Biuro Ewakuacyjne 1915, 33/ Kr 4742, Wyniki spisu z dnia 6 stycznia 1915, nlb.; ANKr, Akta miasta Krakowa, Miejskie Biuro Informacyjne dla spraw ewakuacji, 33/Kr 4743, Pismo Magistratu miasta Krakowa z dnia 27 kwietnia 1915, nlb.; ANKr., Akta wojenne miasta Krakowa, IT 952, Zapotrzebowanie na ziemniaki z 24 sierpnia 1916 roku, k. 591; ANKr., Akta wojenne miasta Krakowa, IT 955, Rozdawnictwo kart chlebowych w miesiącach XI 1916 – V 1917, k. 103.

<sup>14</sup> *Statystyka miasta Krakowa 1936*, Urząd Statystyczny w Krakowie, Kraków 1998.

<sup>15</sup> Zob. Bartosz Ogórek, *Populacja Krakowa w kontekście długofalowych procesów demograficznych na przełomie XIX i XX wieku*, „Przeszłość Demograficzna Polski” 32, 2013, s. 25–87.

<sup>16</sup> Jerzy Holzer, *Demografia*, Warszawa 2003, s. 288–292.

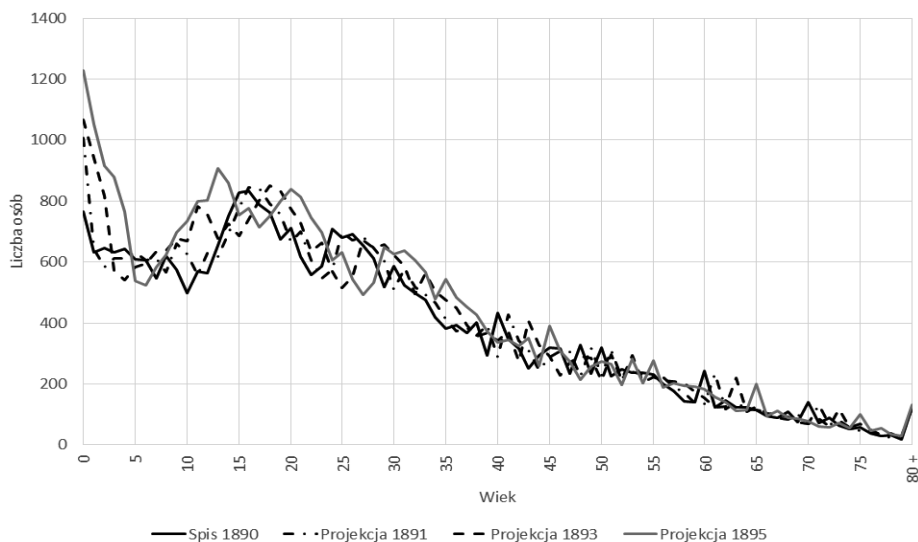
<sup>17</sup> W literaturze anglojęzycznej tego typu projekcje noszą nazwę *cohort-component method projection*, zob. Samuel H. Preston, *Demography. Measuring and Modeling Population Processes*, Oxford 2001, s. 119–129.

gdzie  ${}_nL_x$  to liczba osobo-lat przeżytych w danej klasie wieku. Współczynnik przeżywalności informuje nas, jaki odsetek osób z danej kategorii wiekowej przeżyje do następnej kategorii po upływie danego interwału czasu. Słowem, przemnożenie liczby krakowian w wieku 15 lat z roku 1890 przez parametr  ${}_1S_{15}$  pozwala uzyskać projekcję liczby krakowian szesnastoletnich w roku 1891. Stosując ten zabieg dla wszystkich klas wieku, otrzymujemy strukturę ludności w roku następnym dla osób w wieku od ukończonego pierwszego roku życia do ostatniej, otwartej grupy wieku (w tym przypadku 80+)<sup>18</sup>. Pozostaje jeszcze kwestia osób w tzw. wieku zero, czyli niemowląt poniżej pierwszego roku życia. W tym przypadku wykorzystujemy informację dotyczącą liczby urodzeń danej płci w danym roku przemnożoną przez prawdopodobieństwo przeżycia pierwszego roku życia uzyskane na bazie współczynnika umieralności niemowląt dla danego roku. Dzięki tym stosunkowo prostym operacjom dowiadujemy się, jak wyglądałaby ludność spisowa w kolejnym roku. W przeciwieństwie do standardowych projekcji demograficznych, w przypadku niniejszego badania, rokrocznie aktualizujemy dane dotyczące struktury ludności oraz umieralności i rodności. Oznacza to, że po uzyskaniu struktury ludności według wieku na koniec roku 1891 wykorzystujemy ją jako podstawę tablicy wymieralności dla roku 1892 i w połączeniu z informacjami na temat zgonów z roku 1892 uzyskujemy nowe współczynniki przeżywalności itd. Procedurę tę zobrazowano graficznie na wykresach 1 i 2. Ukazana na nich procedura projekcji ludności między 1890 a 1900 rokiem daje zadowalające wyniki. Współczynniki korelacji  $R^2$  pomiędzy wynikami projekcji subpopulacji mężczyzn i kobiet a wynikami spisu 1900 wynoszą odpowiednio 0,94 i 0,88. Maksymalna, relatywna różnica pomiędzy populacją wyprojektowaną a spisową występuje dla osób w wieku jednego roku zarówno dla kobiet (38,1% więcej niż w spisie) jak i mężczyzn (38,3%). Może to jednak oznaczać zarówno wadliwość przyjętych do badania danych, jak i niedostatki rejestracji najmłodszych mieszkańców w spisach ludności. Średnie odchylenie wartości projekcji od liczb spisowych dla jednorocznych klas wieku wynosiło 11,63% dla mężczyzn i 16,2% dla kobiet. Biorąc pod uwagę fakt, iż mamy do czynienia z populacją o niezbyt dużej liczebności i poszczególne klasy wieku są bardzo mało liczebne, nie są to, naszym zdaniem, wyniki dyskwalifikujące metodę. Warto podkreślić, że poza grupami noworodków i małych dzieci największe problemy z dopasowaniem występują w klasach wieku wczesno produkcyjnego, co sugeruje, że rozbieżności są powodowane słabym odwzorowaniem procesów migracyjnych.

---

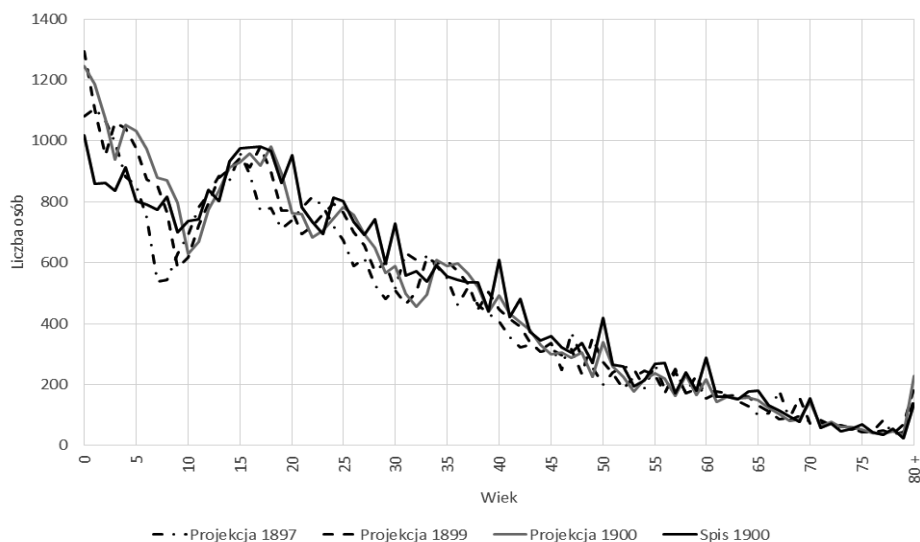
<sup>18</sup> Przy czym parametr przeżywalności do ostatniej, otwartej klasy wieku oblicza się na podstawie innego niż podany wyżej wzoru, tj.  ${}_+S_{80} = T_{80}' / {}_1T_{79}$ , gdzie  $T_x$  oznacza sumę osobo-lat przeżytych powyżej wieku  $x$ .

Wykres 1. Liczba mężczyzn według wieku w Krakowie według spisu z roku 1890 i projekcji dla lat 1891, 1893 i 1895



Źródło: *Statystyka miasta Krakowa* 1894, z. 4;

Wykres 2. Liczba mężczyzn według wieku w Krakowie według spisu z roku 1900 i projekcji dla lat 1897, 1899 i 1900



Źródło: *Statystyka miasta Krakowa* 1907, z. 9, cz. 2; obliczenia własne.

Dzięki corocznym projekcjom zyskujemy nie tylko informacje na temat struktury ludności, ale również roczne wartości przewidywanej dalszej długości życia ( $e_0$ ), a w prosty sposób możemy obliczyć również ogólny współczynnik płodności (GFR). Cały zabieg projektowania dla lat 1890–1921 wykonano czterokrotnie pod różnymi założeniami składającymi się na cztery scenariusze symulacyjne:

1. Scenariusz I – próba odtworzenia faktycznego przebiegu procesów demograficznych w okresie 1890–1921.
2. Scenariusz II – próba stworzenia kontrfaktycznego przebiegu procesów demograficznych w okresie 1890–1921 przy założeniu, że umieralność, rodność i bilans migracyjny w okresie 1914–1923 przyjmowały wartości wyznaczone przez trend z lat 1890–1913 i 1923–1931. Trend ten został estymowany za pomocą równań wielomianowych (w przypadku urodzeń – piątego, zgonów – czwartego, a migracji – trzeciego stopnia).
3. Scenariusz III – „wojenna rodność” – próba stworzenia kontrfaktycznego przebiegu procesów demograficznych w okresie 1890–1921 przy założeniu, że warunki wojenne zmieniły jedynie wartości rodności, nie zmieniając pokojowego trendu umieralności i migracji.
4. Scenariusz IV – „wojenna umieralność” – próba stworzenia kontrfaktycznego przebiegu procesów demograficznych w okresie 1890–1921 przy założeniu, że warunki wojenne zmieniły jedynie wartości umieralności, nie zmieniając pokojowego trendu rodności i migracji.

Jak wspomniano już powyżej, braki źródłowe, konieczność kontroli licznych zmiennych oraz występowanie w badanym okresie zjawisk „nienaturalnych” dla procesów demograficznych, takich jak przyłączanie gmin podmiejskich do Krakowa, mobilizacja, ewakuacja ludności twierdzy Kraków etc. wymusza przyjęcie całego zestawu upraszczających założeń. Z zasady założenia te mogą zostać falsyfikowane i z pewnością wielokrotnie nie są w stanie dokładnie odzwierciedlić przeszłej rzeczywistości, jednak przy ich przyjmowaniu kierowano się regułą, wedle której mają one jak najbliżej logicznie odpowiadać warunkom rzeczywistym. Na potrzeby niniejszego badania przyjęto następujące założenia:

Informacje na temat liczby zgonów według płci i wieku dla lat 1891–1909 są zgrupowane powyżej czwartego roku życia w klasy pięcioletnie, zaś dla lat 1910–1921 pomiędzy pierwszym a czwartym rokiem życia w klasy dwuletnie, pomiędzy piątym a dwudziestym w klasy pięcioletnie i powyżej lat dwudziestu w klasy dziesięcioletnie. Aby przeprowadzić procedurę projekcji z roku na rok, konieczne jest rozdzielenie liczb zgonów na jednoroczne klasy wieku. Tego typu zabieg przeprowadza się zwykle przy pomocy procedur statystycznych, np. z użyciem



funkcji sklepanych sześciennych<sup>19</sup>. Niniejszy przypadek jest jednak o tyle szczęśliwszy, że dysponujemy średnimi ilościami zgonów według płci w jednorocznych klasach wieku zbiorczo dla okresu 1881–1925<sup>20</sup>. Dzięki tym danym możemy rozdystrybuować liczby zgonów wewnątrz klas grupowanych do klas jednorocznych, zakładając, że rozkład ten był w całym okresie identyczny.

Liczby zgonów według płci i wieku w latach 1891–1909 są podawane łącznie ze zgonami osób spoza Krakowa. Problem nie dotyczy zgonów przed ukończeniem pierwszego roku życia, gdyż dysponujemy dokładnymi informacjami na temat zgonów miejscowych noworodków. Sytuacja ta wymusza założenie, iż zgony osób spoza Krakowa charakteryzują się identycznym rozkładem według wieku jak zgony mieszkańców miasta. Jako że znamy sumy zgonów dla obu grup według płci, pozostaje nam odjąć odpowiednią proporcję zgonów w każdej z klas wieku.

Dzięki wykorzystaniu ogólnego równania ludności uzyskujemy roczne wartości bilansu migracyjnego. Nie znamy jednak rozkładu tego bilansu według płci i wieku. Jedynym źródłem, które pośrednio mówi nam o dystrybucji rocznej migracji według tych dwóch charakterystyk, są opublikowane w „Statystyce miasta Krakowa” wyniki spisu z roku 1900<sup>21</sup>. Autorzy opracowania zestawili w nim bowiem tabelę pt. „Ludność Krakowa według wieku i czasu zamieszkania w mieście”. Struktura mieszkańców Krakowa, którzy mieszkali w mieście krócej niż rok, powinna więc teoretycznie ujawnić nam strukturę wieku imigracji. Problem jednak w tym, że zaproponowane w niej grupy wieku dalekie są od standardowych (0–10, 11–20, 21–23, 24–30 i dalej dziesięcioletnie). Po drugie suma wszystkich takich osób wyniosła niemal siedem tysięcy, gdy szacunek migracji za pomocą równań bilansujących wykazuje średni roczny przyrost wędrownikowy dla lat 1891–1900 nieco ponad 600 osób, a więc ponad dziesięć razy mniej. W związku z tym zdecydowano się na wykorzystanie modelowania statystycznego celem uzyskania prawdopodobnej struktury migracji według wieku. Na podstawie wspomnianych danych spisu roku 1900, jak i zwyczajowego rozkładu migrantów według wieku założono, że struktura ta może być określona za pomocą rozkładu gamma. Następnie używając metody najmniejszych kwadratów estymowano, osobno dla każdej z płci, parametry rozkładu dające najlepsze dopasowanie wyników projekcji do wyników spisu ludności. Dla całości projekcji, tzn. lat 1891–1921, uzyskano rozkłady przedstawione na wykresie 3.

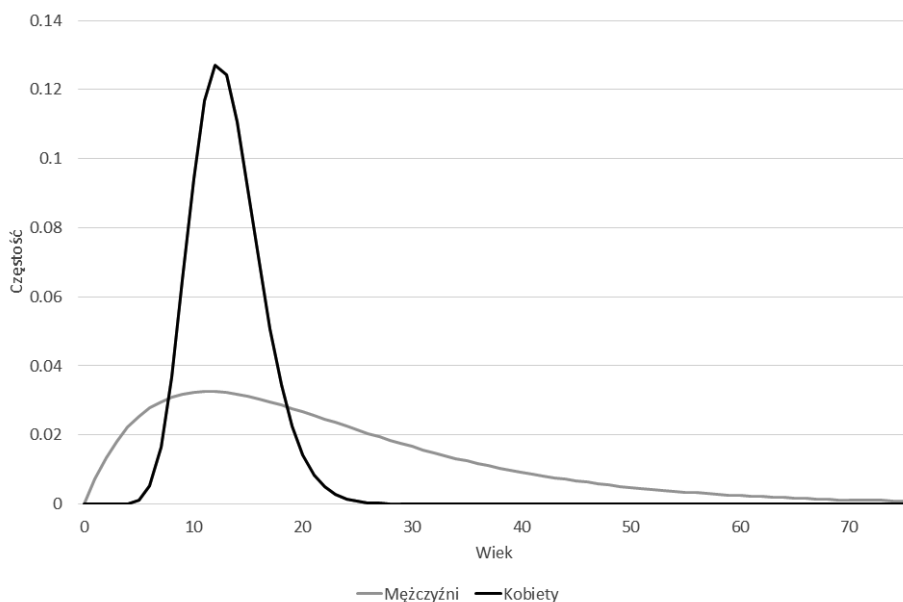
W ramach realizacji projektu „Wielki Kraków” w latach 1910–1912 włączono do obszaru miasta szereg gmin i obszarów dworskich. Zostały one wszystkie ujęte już w spisie z roku 1910. Jako że dokładna struktura ludności przyłączonych terenów

<sup>19</sup> John R. Wilmoth i in., *Methods Protocol for the Human Mortality Database*, version 5, <http://www.mortality.org/Public/Docs/MethodsProtocol.pdf> (17.12.2014).

<sup>20</sup> Jan Tambor, *Trwanie życia ludzkiego w Krakowie w okresie od r. 1881–1925*, Kraków 1930.

<sup>21</sup> *Statystyka miasta Krakowa* 1907, z. 9, cz. 2, Kraków 1907, s. 9.

Wykres 3. Dystrybucja migracji według wieku i płci przyjęta na potrzeby badania



Źródło: obliczenia własne.

nie jest znana, założono, że charakteryzowała się ona identyczną strukturą jak cała ludność Galicji w roku 1910<sup>22</sup>. W przypadku ludności Podgórza przyłączonego do Krakowa w roku 1915 założono, że jej struktura w tym roku była identyczna z projektowaną strukturą populacji Krakowa, uwzględniającą ewakuację i mobilizację.

Dzięki spisowi z 6 stycznia 1915 roku znamy przypuszczalną liczbę ewakuowanych oraz zmobilizowanych w roku 1914. Oczywiście procedura projekcji wymaga i w tym przypadku założeń odnośnie do struktury wieku osób dotkniętych tymi zdarzeniami. W przypadku ewakuacji przyjęto, że liczba osób, które musiały opuścić Kraków w każdej z klas wieku jest proporcjonalna do udziału tej klasy wieku w ogólnej liczbie ludności danej płci. Osoby te „postarzano” osobno przyjmując niższą przeżywalność. W przypadku mobilizacji i demobilizacji odwołano się do danych na temat poboru rekruta do armii austriackiej w poszczególnych latach I wojny światowej zestawionych w publikacji dotyczącej Polski z serii finansowanej przez Carnegie Foundation<sup>23</sup>. Powroty z armii i demobilizację rozłożono na lata 1916–1918, na co wskazywała skokowo wzrastająca liczba męskiej populacji miasta w tych latach.

<sup>22</sup> *Österreichische Statistik*, Neue Folge, 1, 1914, H. 3 (*Die Ergebnisse der Volkszählung vom 31. Dezember 1910 in den im Reichsrat vertretenen Königreiche und Ländern*).

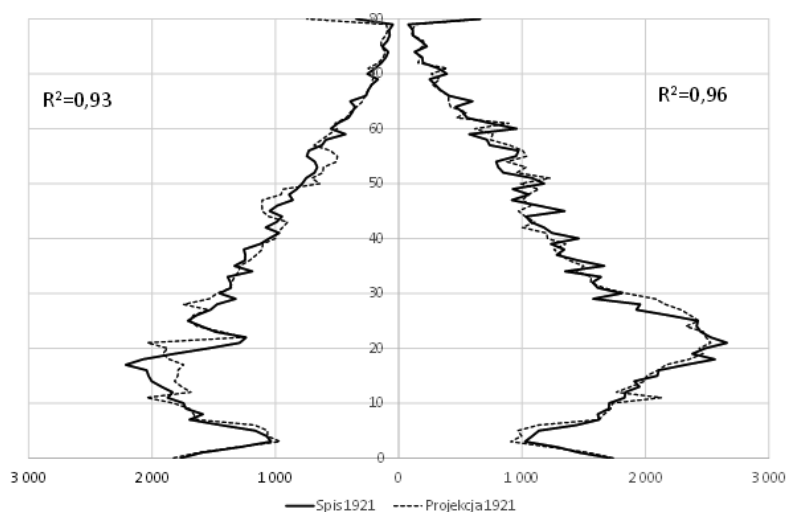
<sup>23</sup> M. Handelsman, *La Pologne* [2], wklejka między stronami 298 i 299.

W przypadku scenariuszy kontrfaktycznych, tj. II, III i IV, przyjęto założenie, że gdyby wojna nie wybuchła, rodnosc i umieralność oraz bilans migracyjny rozwijałyby się zgodnie z kierunkiem i tempem wyznaczonym przez długookresowy trend będący wynikiem przebiegu transformacji demograficznej. Ponieważ przyjęcie odmiennych od rzeczywistych parametrów ruchu naturalnego skutkuje zmianami liczby ludności, liczbę urodzeń i zgonów symulowano przy pomocy surowych współczynników, które następnie odnoszono do wyprojektowanej liczby ludności.

## Wyniki

Rezultaty projekcji według poszczególnych scenariuszy najłatwiej prześledzić na wykresach struktury ludności według płci i wieku, czyli tzw. piramidach ludności. Pierwszy scenariusz, mający na celu jak najlepsze odwzorowanie faktycznych charakterystyk demograficznych okresu wojennego, tak aby populacja wyprojektowana na koniec roku 1921 była jak najbardziej zbliżona do wyników spisu z września tego roku, wymagał od badacza wielu mniej lub bardziej arbitralnych decyzji, które złożyły się na wyliczone powyżej założenia.

Wykres 4. Zestawienie piramid ludności będących wynikiem projekcji wg scenariusza I i powszechnego spisu ludności. Kraków 1921

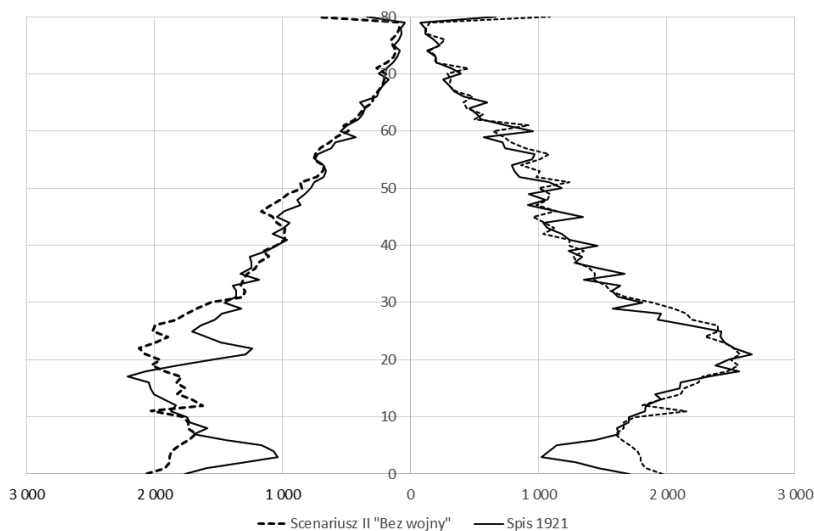


Źródło: obliczenia własne oraz *Pierwszy Powszechny Spis* [11]. Uwaga: mężczyźni lewa strona wykresu, kobiety prawa.

Pomimo tego uzyskany wynik jest dość mocno zbliżony do wyników spisu (wykres 4). Kwadraty współczynnika korelacji są tu równe 0,93 dla mężczyzn i 0,96 dla kobiet. Największe różnice są widoczne po stronie mężczyzn w klasach wieku 17–21. Musimy jednak pamiętać, że struktura wieku ludności w roku 1921 była zaburzona nie tylko wydarzeniami pierwszowojennymi, ale także kolejną mobilizacją i stratami z okresu wojny polsko-bolszewickiej, zaś sam spis, przeprowadzony przez władze cywilne, nie objął wojska skoszarowanego. Wysoka wartość współczynnika  $R^2$  napawa optymizmem, ale nie musi jednak oznaczać, iż wszystkie elementy wojennej demografii zostały prawidłowo odwzorowane w projekcji. Niemniej jednak rezultaty tego scenariusza będą reprezentować faktyczne wartości porównywanych miar demograficznych w analizie wyników badania (wykresy 9, 10).

Inną rolę pełni natomiast wynik projekcji według scenariusza II – „brak wojny”. Uzyskana w jego drodze struktura wieku pokazuje nam prawdopodobny rozwój ludności Krakowa, gdyby jej demograficzny rozwój nie został zakłócony I wojną światową. Dlatego też różnicę pomiędzy wynikiem tej projekcji a spisem z 1921 roku można by traktować jako potencjalne straty ludnościowe netto.

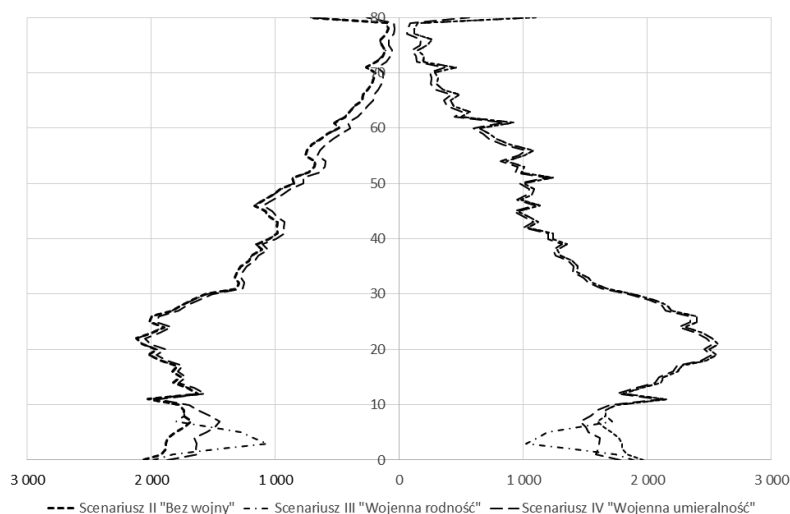
Wykres 5. Zestawienie piramid ludności będących wynikiem projekcji wg scenariusza II „brak wojny” i powszechnego spisu ludności. Kraków 1921



Źródło: jak przy wykresie 4. Uwaga: mężczyźni lewa strona wykresu, kobiety prawa.

Oczywiście pomiędzy zakończeniem wojny a spisem część braków ludności spowodowanych stratami wojennymi została wyrównana przez napływ migracyjny. Z drugiej strony nie znamy również wymiaru szkód demograficznych spowodowanych przez wojnę polsko-bolszewicką<sup>24</sup>, co nakazuje uznanie wspomnianej różnicy za sumę strat nieuzupełnionych imigracją dla lat 1914–1921. Co istotne, straty te dotyczą zarówno skutków wzmożonej umieralności, jak i spadku urodzeń spowodowanych obniżoną rodnością. Porównanie tego hipotetycznego stanu i struktury ludności z wynikami spisu zobrazowano na wykresie 5. Widzimy, iż straty wojenne nie są rozłożone równo według wieku i płci. Bardzo poważne ubytki obserwujemy wśród najmłodszych, w klasach wieku 0–6, czyli osób urodzonych w latach 1915–1921. Bezpośrednie straty wojenne zawierające poległych i zaginionych żołnierzy stanowią dużą część ubytku mężczyzn w klasie wieku 19–29, choć należy pamiętać o nieuwzględnieniu w spisie wojska skoszarowanego, *gros* którego stanowili mężczyźni w wieku poborowym. Jednak i po stronie kobiet znaczne różnice przypadają właśnie na klasy 26–29, co odzwierciedla już wyłącznie straty cywilne.

Wykres 6. Zestawienie piramid ludności będących wynikiem projekcji wg scenariusza II „brak wojny”, scenariusza III „wojenna rodność” i IV „wojenna umieralność”. Kraków 1921



Źródło: obliczenia własne. Uwaga: mężczyźni lewa strona wykresu, kobiety prawa.

<sup>24</sup> Nieznana jest również dokładna liczba wojskowych skoszarowanych rekrutujących się z miasta, nieujętych spisem cywilnym z 1921 roku. Zob. *Statystyka Polski*, t. 31 (*Pierwszy Powszechny Spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku. Mieszkania, ludność, stosunki zawodowe: tablice państwowe*), s. V–VI.

O wiele mniejsze różnice występują w klasach wieku 45+, choć i tu wojna poczyniła pewne szkody. Suma wszystkich braków po stronie rzeczywistej liczby ludności we wszystkich klasach wieku pokazuje, iż Kraków stracił w okresie 1914–1921 potencjalnie 14 725 osób (8,45% ludności Krakowa i Podgórza z roku 1910). Opierając się na ustaleniach austriackiego statystyka badającego wymiar szkód ludnościowych spowodowanych w Monarchii przez I wojnę światową, jesteśmy w stanie stwierdzić, że straty wojskowe Krakowa wyniosły około 2 500 osób<sup>25</sup>. Stąd proste obliczenie pokazuje nam, że straty dotyczące ludności cywilnej wyniosły ok. 12 225 mieszkańców, co stanowi nieco ponad 7% ludności Krakowa i Podgórza z roku 1910, przy stratach wojskowych sięgających zaledwie 1,44%. Kolejne dwa scenariusze, tj. III – „wojenna rodność” i IV – „wojenna umieralność” pozwalają na odseparowanie strat wojennych spowodowanych nadumieralnością, od tych będących wynikiem spadku płodności. W przypadku scenariusza III wynik jest dość oczywisty – projekcja struktury ludności na rok 1921 wykazuje braki w porównaniu ze scenariuszem „brak wojny” jedynie w klasach wieku 0–6, co odpowiada właśnie wojennemu deficytowi urodzeń.

Tabela 1. Podsumowanie różnic pomiędzy projekcją II „bez wojny” a spisem ludności z roku 1921 i projekcjami wg scenariuszy III i IV

Wariant	Liczba ludności			Różnica w stosunku do scenariusza II		
	mężczyźni	kobiety	ogółem	mężczyźni	kobiety	ogółem
Spis 1921	83029	100076	183105	–8910	–5815	–14725
Scenariusz II „bez wojny”	91939	105891	197830	–	–	–
Scenariusz III „wojenna rodność”	89254	103290	192544	–2685	–2600	–5285
Scenariusz IV „wojenna umieralność”	84459	100399	184858	–7480	–5492	–12972

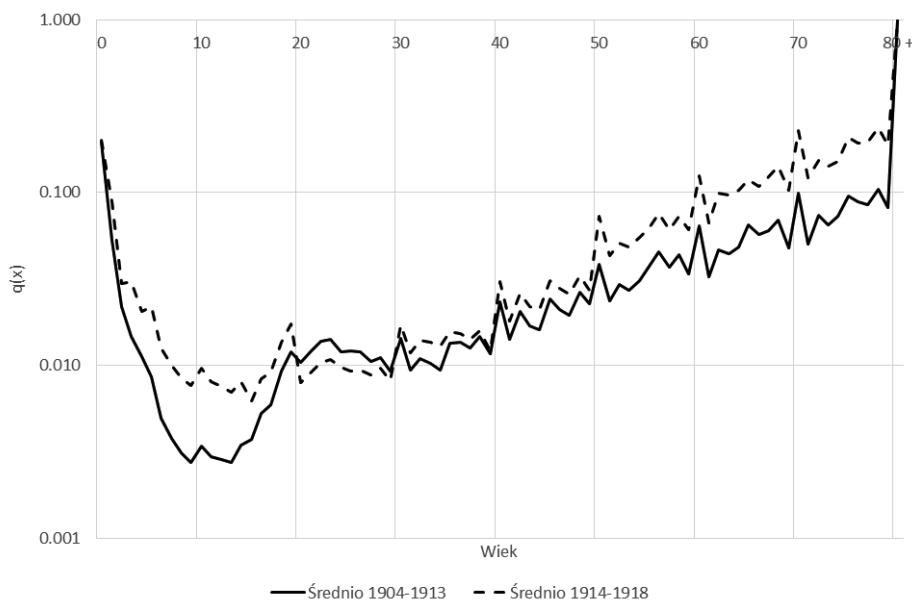
Źródło: obliczenia własne oraz *Pierwszy Powszechny Spis* [11].

Deficyt ten spowodował względem potencjalnego maksimum ludności stratę 5285 istnień ludzkich. Znacznie większe spustoszenie poczyniła wśród ludności miasta wojenna umieralność, zarówno wśród dzieci, jak i osób starszych.

<sup>25</sup> W. Winkler, *Die Totenverluste der öst.-ung. Monarchie nach Nationalitäten*, Wien 1919. Obliczenia dokonano przez przemnożenie podanych przez autora natężeń zgonów na 1000 ludności przez liczbę mieszkańców z roku 1910. Ponieważ Winkler estymował straty z podziałem na miejsce przynależności nie zamieszkania ogólny współczynnik strat dla Krakowa przyjęto jako średnią ważoną współczynnika dla przynależnych do Krakowa i przynależnych do powiatu krakowskiego.

Potwierdzenie takiej identyfikacji najsilniej poszkodowanych grup przynoszą wykresy 7 i 8, porównujące prawdopodobieństwo zgonu w ciągu roku mężczyzn i kobiet według wieku zaobserwowane średnio w latach 1904–1913 i 1914–1918. Różnice pomiędzy umieralnością pokojową a wojenną koncentrowały się w klasach wieku 3–19, a w dalszej kolejności pośród osób w wieku 50+. W przypadku dzieci i osób starszych zjawisko to jest dowodem na intuicyjne przekonanie o dużej wrażliwości tych dwóch grup na pogorszenie warunków życia. Co do mieszkańców miasta w wieku 15–19 lat warto zaznaczyć, że najwyższe prawdopodobieństwo zgonu takich osób przypada na lata 1917 i 1918, które były naznaczone wysoką śmiertelnością z powodu chorób zakaźnych, a więc również grypy „hiszpanki”, której ofiarami relatywnie często padały osoby w młodym wieku<sup>26</sup>.

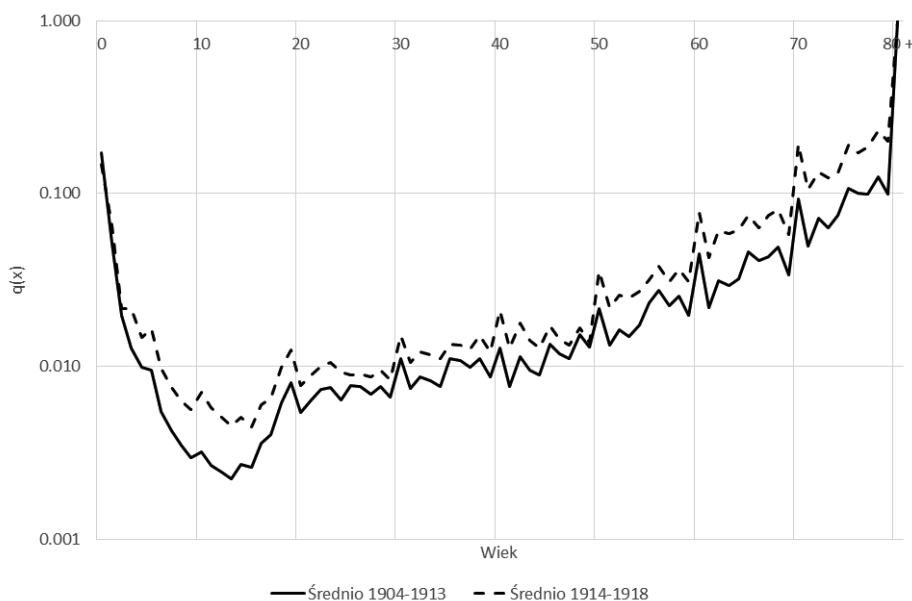
Wykres 7. Porównanie średniego prawdopodobieństwa zgonu wg wieku w latach 1904–1913 i 1914–1918. Kraków, mężczyźni



Źródło: obliczenia własne. Uwaga: skala logarytmiczna.

<sup>26</sup> Por. Alain Gagnon i in., *Age-Specific Mortality During the 1918 Influenza Pandemic: Unravelling the Mystery of High Young Adult Mortality*, „PLoS ONE” 8, 2013; Szymon Słomczyński, *There Are Sick People Everywhere-in Cities, Towns and Villages. The Course of the Spanish Flu Epidemic in Poland*, „Roczniki Dziejów Społecznych i Gospodarczych” 72, 2012, s. 73–93.

Wykres 8. Porównanie średniego prawdopodobieństwa zgonu wg wieku w latach 1904–1913 i 1914–1918. Kraków, kobiety



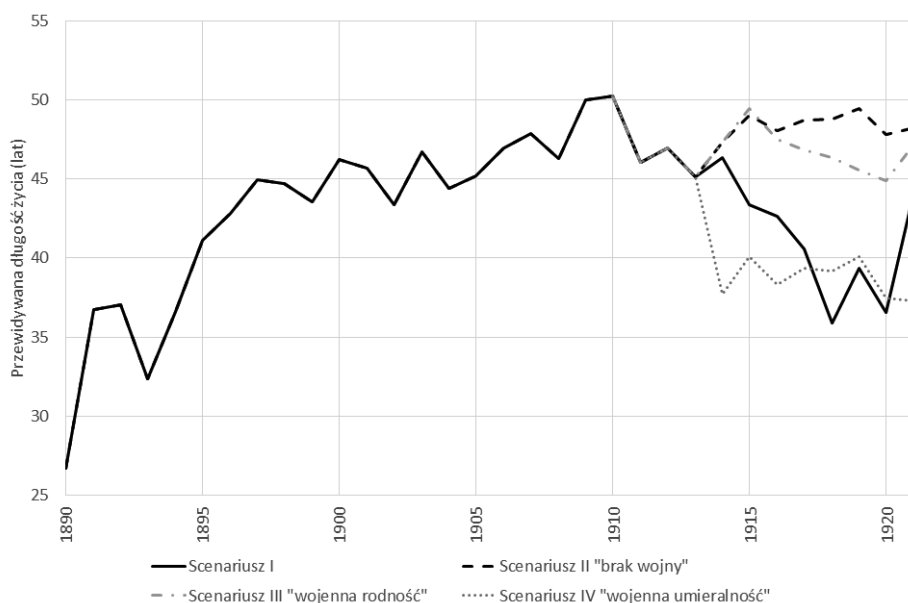
Źródło: obliczenia własne. Uwaga: skala logarytmiczna.

Straty, które możemy przypisać podniesionej umieralności wynoszą niemal 13 000 osób, a więc prawie 2,5 raza więcej aniżeli ubytki spowodowane zmniejszoną rodnością. Różnice pomiędzy poszczególnymi scenariuszami są również wyraźnie widoczne przy porównaniu dwóch istotnych syntetycznych miar demograficznych – przewidywanej dalszej długości życia ( $e_0$  – wykres 9) oraz ogólnego współczynnika płodności (GFR – wykres 10). Rzecz jasna, różnice pojawiają się dopiero w roku 1914, gdyż wcześniej parametry projekcji są identyczne dla wszystkich scenariuszy. Rzeczywisty spadek  $e_0$  kobiet reprezentowany jest przez serię dla scenariusza I i dowodzi, że pod względem tej miary ludność Krakowa cofnęła się podczas wojny do czasów schyłku XIX wieku. Rekordowo niska wartość przewidywanej długości życia w roku 1918 (35,90) jest o ponad 11 lat mniejsza niż średnia dla lat 1909–1914 (47,67). Przedwojenne wartości byłyby jeszcze wyższe, gdyby nie wyraźnie widoczny efekt przyłączenia do Krakowa gmin podmiejskich w roku 1910. Dopiero rok 1921 przynosi pewną rekuperację długości życia krakowianek, jednak nie osiąga ono jeszcze poziomów przedwojennych. Dla porównania warto dodać, że w roku 1931 przewidywana dalsza długość życia



w momencie urodzenia mieszkanki Krakowa wyniosła 57,38 lat, co pokazuje, że w dłuższym trwaniu wojna nie zaburzyła znacząco procesu wydłużania się życia ludzkiego<sup>27</sup>.

Wykres 9. Przewidywana dalsza długość życia w momencie urodzenia ( $e_0$ ). Subpopulacja kobiet w Krakowie w latach 1890–1920. Porównanie wyników projekcji według scenariuszy



Źródło: obliczenia własne.

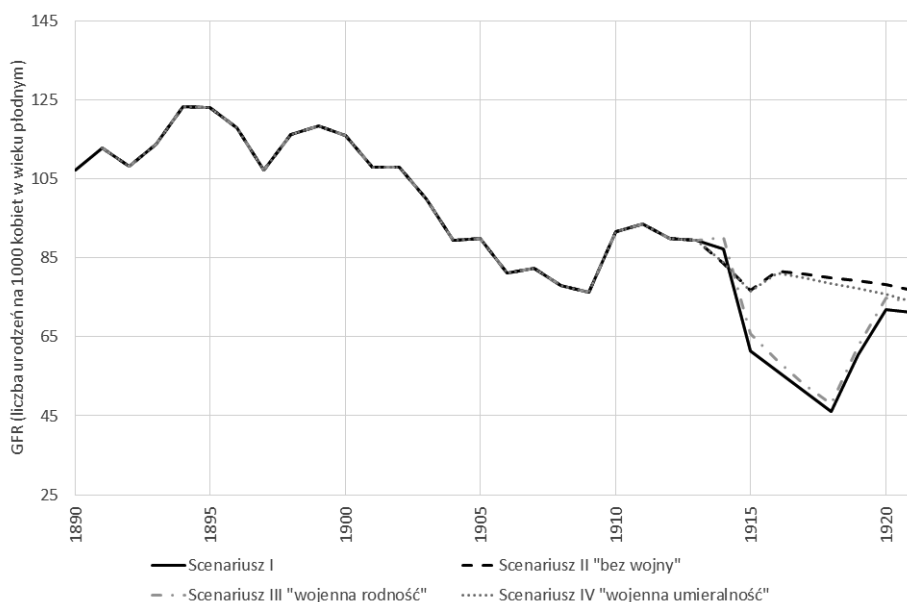
Ciekawe wyniki przynosi pod tym względem projekcja według scenariusza IV – „wojenna umieralność”.  $E_0$  będące jej wynikiem jest znacznie niższe niż rzeczywiste już w pierwszych latach wojny. Sytuacja ta wynika z faktu liczniejszych niż w przypadku wojennej rodności urodzeń, które z kolei dostarczają „pożywki” dla wzmożonej, wojennej umieralności, szczególnie w młodszych klasach wieku.

Nieco mniejsze szkody obserwujemy w przypadku wojennych zaburzeń płodności. Wprawdzie rzeczywisty GFR, podobnie jak  $e_0$ , notuje minimum w roku 1918 (46,12) wobec średniego poziomu 88,11 w pięciu latach przed wojną, ale spadek ten jest tu znacznie szybciej kompensowany w pierwszych latach po wojnie. Wyniki projekcji „wojenna rodność” są siłą rzeczy bardzo zbliżone

<sup>27</sup> B. Ogórek, *Populacja* [16].

do rzeczywistych, gdyż oba scenariusze pod tym względem różnią się jedynie liczbą i strukturą kobiet według wieku. Scenariusze wykorzystujące przedwojenne trendy rozwoju rodności wykazują ciekawą tendencję dość wolnego spadku w latach 1915–1921, co jest wynikiem okresowego zatrzymania redukcji rodności po przyłączeniu do miasta gmin podmiejskich.

Wykres 10. Ogólny współczynnik płodności (GFR) kobiet krakowskich w latach 1890–1920. Porównanie wyników projekcji według scenariuszy



Źródło: obliczenia własne.

Podobnie jak w przypadku  $e_0$ , tak i tu możemy stwierdzić, że wojenne zaburzenia płodności nie przyniosły istotnych zmian długookresowego trendu związanego z transformacją demograficzną, pomimo poważnych konsekwencji dla liczby i struktury ludności Krakowa.

## Podsumowanie

Główną ideą niniejszego artykułu była próba oszacowania demograficznych skutków I wojny światowej znajdujących odbicie w stanie i strukturze ludności miasta Krakowa. Mimo że potencjalne konsekwencje wojny dla populacji wydają się być dość oczywiste, to jednak rozmiar i wzajemny stosunek strat

spowodowanych poszczególnymi zjawiskami demograficznymi pozostawał do tej pory nieznany. W takiej sytuacji zgodnie z zasadą analizy demograficznej brzmiącej, iż „nawet, gdy intuicyjna odpowiedź pokazuje właściwy kierunek efektu [działania zjawiska], techniczna analiza jest wciąż konieczna dla estymowania jego rozmiaru”<sup>28</sup>, należało podjąć próbę ich oszacowania. W tym celu odtworzono hipotetyczny przebieg zmian tych dwóch aspektów analizy demograficznej dla badanej populacji w latach 1890–1921. Uzyskane w ten sposób informacje zestawiono następnie zarówno z wynikami spisu z roku 1921, jak i z rezultatami trzech projekcji – zakładających brak wojny, oddziaływanie wojny jedynie na rodność i oddziaływanie wojny jedynie na umieralność. Zabieg ten pozwolił stwierdzić, iż potencjalne straty ludności Krakowa uchwycone w roku 1921 wyniosły ok. 8,45% stanu badanej populacji z roku 1910: 7,01% przypadło na straty cywilne, a jedynie 1,44% na poległych i zaginionych. Użycie projekcji wariantowych umożliwiło oddzielne oszacowanie rozmiarów strat spowodowanych zmianami umieralności i rodności, ich wzajemny stosunek wyniósł w populacji Krakowa 70:30. Wykorzystanie projekcji demograficznych pomogło również w identyfikacji grup ludności szczególnie podatnych na wojenną nadumieralność. Zarówno wśród kobiet, jak i mężczyzn *gros* cywilnych ofiar wojny stanowiły dzieci i osoby po pięćdziesiątym roku życia. Warunki wojenne przekładały się także na wartości syntetycznych wskaźników demograficznych. Przewidywana dalsza długość życia w momencie urodzenia dla subpopulacji kobiet spadła w rekordowym pod tym względem roku 1918 o 25%, zaś ogólny współczynnik płodności aż o 47%.

Niniejszy artykuł pokazał, że projekcje demograficzne znajdujące się wśród metod często wykorzystywanych przez współczesną demografię mogą znaleźć zastosowanie w badaniach nad populacjami przeszłymi. Co więcej, uzyskane rezultaty pozwalają dobrze ocenić ich użyteczność. Pomimo pewnych oczywistych zastrzeżeń co do precyzji metody, wydaje się, że projekcje wariantowe ułatwiają badaczowi uzmysłwić mechanizmy procesów demograficznych operujących w analizowanej populacji, a także kierunek i rozmiar opisywanych zmian.

---

<sup>28</sup> Nathan Keyfitz, Hal Caswell, *Applied Mathematical Demography*, vol. 47, New York 2005, s. XIII.

## **The Impact of the First World War on the State and Structure of the Cracow Population. Research Based on Demographic Variant Projections**

### **Summary**

The article assesses the effects of the First World War on the population of Cracow, visible in the state and structure of the town's population.

The collected statistical materials (mainly the publications of the City's Statistical Office) have been used to carry out an annual projection of the size and structure of the city's population, separately for each sex for the years 1890–1921. The procedure, sometimes called cohort-component method population projection, is based on sectional (periodical) tables of mortality. In that way four projections have been constructed, which allows to separately assess the impact of the war mortality and reproduction on the state and structure of the population and to visualise a hypothetical growth of the city's population, which would have taken place if the war had not broken out.

Thanks to that it is possible to state that the potential population losses of Cracow in 1921 amounted to 8.45% of the 1910 population. Within those losses 7% were civil losses, and only 1.45% were the killed and the missing. The impact of the war on the population was much stronger through intensified mortality, and not through limited reproduction. The ratio between losses caused by changes in mortality and reproduction for the population of Cracow was 70:30. The use of demographic projections has also allowed to identify populational groups especially prone to the increased war mortality. Both in women and in men the biggest part of civil victims of the war were children and youngsters aged 3 to 19 years old and people over 50 years old. The war situation influenced also the values of the synthetic demographic indicators. The life expectancy for women decreased by 25% in 1918 (the record year), and the overall reproduction rate by 47%.

In addition to strictly research conclusions, the article has a methodological value, as it shows how the use of demographic projections allows to present the effects of war in the sphere of the population.

**Keywords:** Cracow, the First World War, population losses, demographic projections