

Bartosz Ogórek
Kraków

Populacja Krakowa w kontekście długofalowych procesów demograficznych na przełomie XIX i XX wieku

Teoria przejścia demograficznego (*demographic transition theory*) stanowi od połowy lat czterdziestych ubiegłego wieku najważniejszy punkt odniesienia w badaniach nad populacjami historycznymi i współczesnymi. Również w niniejszych badaniach teoria ta będzie centrum rozważań nad zmianami stanu i struktury ludności Krakowa oraz jej ruchu naturalnego i wędrownego w długim trwaniu. Jako że transformacja demograficzna jest zjawiskiem niezwykle złożonym, w ciągu ostatnich kilkudziesięciu lat rozwinięto wiele metod jej opisu i badania. Koniecznym wydaje się skrótowe zaprezentowanie ich w niniejszym artykule. Wszelkie próby wyczerpującego wyjaśnienia fenomenu przejścia demograficznego dalekie są od powodzenia, a jednak ich ciągłe podejmowanie zaowocowało ważkimi modyfikacjami pierwotnej wersji teorii, a także teoriami pomocniczymi, skupiającymi się raczej na jednym aspekcie przemian demograficznych. Transformacja epidemiologiczna, transformacyjny spadek płodności czy uwolnienie się społeczeństw od maltuzjańskich kryzysów subsystencji, to główne teorie pomocnicze — próbują one wyodrębnić siłę wiodącą w przemianach, zbiorczo określanymi mianem przejścia demograficznego, mają własną, ogromną literaturę i dysponują odrębnymi metodami badawczymi. W związku z powyższym niniejszy artykuł przyjmie następującą konstrukcję: 1. podstawa źródłowa i jej krytyka, 2. teoria transformacji demograficznej, 3. natężenie zgonów i urodzeń w populacji Krakowa w kontekście modelu transformacji demograficznej, 4. analiza spadku umieralności i jej wyznaczników, 5. analiza spadku rodności/płodności i jej wyznaczników, 6. podsumowanie.

* Artykuł prezentuje 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.

Wewnątrz każdej z tych części znajdzie się miejsce na zwięzłe przedstawienie aspektów teoretycznych badawczych podejść i używanej metodologii oraz dyskusję wyników badania.

Analiza procesów demograficznych w długim trwaniu wymaga spojrzenia na daną populację w okresie co najmniej 150 lat, jednak ze względu na konieczność utrzymania syntetycznego podejścia i ograniczenia źródłowe, niniejsze badanie zostało skoncentrowane na latach 1880–1931, a więc okresie 52 lat. Choć jest to okres krótszy niż optymalny, to stanowi on swego rodzaju okno, które pozwala wystarczająco dobrze przyrzeć się natężeniu zjawisk, ich kierunkowi i dynamice. Jest to również bodaj najważniejszych pięćdziesiąt lat pod względem formatywności i znaczenia dla rozwoju ludności tej części Europy w ogóle, a szczególnie badanej populacji. Wszędzie tam, gdzie wydawało się to korzystne dla analizy, a zasób źródeł na to pozwalał, jedna lub druga data krańcowa była przesuwana. Trzeba przyznać, że analiza przebiegu faz transformacji demograficznej dotyczy zwykle większych niż miasta jednostek administracyjnych, których populacja jest co najmniej kilkakrotnie liczniejsza¹. Stosunkowo niewielka w tym kontekście liczba analizowanej ludności (59 830 osób w 1880 oraz 219 286 w 1931 roku) wymusza szczególną ostrożność przy badaniu wskaźników ruchu naturalnego ludności — po pierwsze, ze względu na duże możliwe „nienaturalne” wahania struktury wieku i płci na skutek migracji i rozszerzania granic, a po drugie, przez większą wrażliwość serii współczynników na wahania koniunkturalne i przypadkowe. Dlatego bardzo pomocne w analizie umieralności i płodności ludności Krakowa okażą się porównania z populacją Galicji oraz z ludnością innych miast ziem polskich i Europy Środkowej. Postępowanie takie znacznie minimalizuje ryzyko niewłaściwej interpretacji szeregów czasowych oraz uprawdopodobnia stawiane wnioski. Zakres porównań nie jest w niniejszym artykule stały, co jest podyktowane dostępnością, jakością i porównywalnością źródeł oraz badań naukowych dotyczących innych populacji.

Podstawa źródłowa i jej krytyka

Ogromna zależność wyników analiz z zakresu demografii historycznej od dostępności i jakości źródeł powoduje, że badacz jest zmuszony bardzo skrupulatnie przyglądać się wykorzystywanym przez siebie materiałom. Co więcej, demografia historyczna w odróżnieniu od współczesnej posługuje się danymi, które „nie zostały sporządzone ani przez nią, ani dla niej”². Dlatego też badacz przeszłości

¹ Ubolewa nad tym Timothy Dyson, *The Role of the Demographic Transition in the Process of Urbanization*, „Population and Development Review” 37 (suplement), 2011, s. 34–54.

² Jacques Dupâquier, *W jaki sposób demografia historyczna pomaga nam w zrozumieniu współczesnych faktów demograficznych*, [w:] *Studia nad gospodarką, społeczeństwem i rodziną w Europie późnofeudalnej*, red. Jerzy Topolski, Cezary Kukło, Lublin 1987, s. 311.

częstokroć nie jest w stanie dokładnie odtworzyć metodologii powstawania danego źródła, nie mówiąc już o jakiegokolwiek próbie przeprowadzenia dodatkowych badań kontrolnych. Zaprezentowane poniżej wysiłki, zmierzające do wnikięcia w proces uzyskiwania danych co do stanu i struktury oraz ruchu naturalnego ludności Krakowa w badanym okresie, mają raczej ukazać ich wartość statystyczną, nie zaś czysto historyczną. Aspekt historyczny krytyki źródeł statystycznych badanej epoki, ze szczególnym uwzględnieniem austriackich spisów ludności, został już dość mocno rozwinięty, podczas gdy koherentność i wewnętrzna spójność tychże pozostaje w zasadzie nieznaną.

Prześledzenie długofalowych procesów ludnościowych dotyczących populacji Krakowa na przełomie XIX i XX wieku było możliwe dzięki wykorzystaniu źródeł będących efektem pracy czterech kategorii wytwórców. W pierwszym rzędzie sięgnięto po materiały wytworzone przez instytucje miejskie oraz na ich użytek. Oczywiście, prym wiodą tu wydawnictwa Miejskiego Biura Statystycznego w Krakowie (MBS)³. W szczególności wykorzystano: rocznik *Statystyka miasta Krakowa* (SMK) wydawany w latach 1887–1912, oraz jego jednorazową, powojenną kontynuację, *Statystykę miasta Krakowa, 1936*, wydaną dopiero w roku 1998 [sic], a także rękopis *Kraków w cyfrach 1918–1928* (zestawienie Miejskiego Biura Statystycznego na Powszechną Wystawę Krajową w Poznaniu), przechowywany w Bibliotece Katedry Historii Gospodarczej i Społecznej Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie (KHGS UEK). Kolejną pozycją, autorstwa której można upatrywać w MBS jest *Krakau. Statistischer Bericht über die wichtigsten demographischen Verhältnisse. Verfasst von Bürgermeisteramt von Krakau*, mimo że tytuł sugeruje przygotowanie jej przez Urząd Miejski. Co ważne, publikacja ta zawiera dane sprzed utworzenia MBS, jak choćby zbiorcze opracowanie spisu ludności z roku 1869 i stała się podstawą rozdziału dotyczącego Krakowa w pierwszym zeszycie „*Österreichisches Städtebuch*” z 1887⁴. Podobne pochodzenie ma publikacja *Ruch ludności miasta Krakowa*, kwartały 1–4, lata 1884–1886 (Kraków 1884–1886), pod redakcją Józefa Kleczyńskiego. Inne publikacje związane z instytucjami miasta, z których zaczerpnięto dane dotyczące okresu przed powstaniem MBS, to *Sprawozdania Fizykatu*⁵,

³ Biuro utworzono w roku 1884 na podstawie uchwały Rady Miasta z 9 lutego 1882 („Dziennik Rozporządzeń dla Stoł(ecnego) Król(ewskiego) Miasta Krakowa” 1882, s. 2.). Szerzej o rozwoju idei powstania Biura i jej realizacji, zob. Bolesław Lutostański, *Memorial w sprawie urzędzenia Biura Statystycznego m. Krakowa*, Kraków 1880; Józef Kleczyński, *Miejskie Biura Statystyczne*, Kraków 1884; Jan M. Małecki, *Początki Miejskiego Biura Statystycznego w Krakowie*, http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/POZ_Poczatki_Miejskiego_Biura_Statystycznego_w_Krakowie.pdf (dostęp: 8 marca 2013).

⁴ „*Österreichisches Städtebuch*” 1, 1887.

⁵ Jan Buszek, *Sprawozdanie fizykatu stoł. Król. m. Krakowa za 1883 [1884, 1885] rok*, Nałkładem Gminy Miasta Krakowa, 1885–1888.

„Dziennik Rozporządzeń dla Stoł. Król. Miasta Krakowa”, a także różnego rodzaju sprawozdania na temat stanu miasta, zawierające zwykle część statystyczną⁶.

Kolejnym wytwórcą interesujących nas źródeł jest administracja galicyjska, a szczególnie Krajowe Biuro Statystyczne we Lwowie. Główną publikacją tej instytucji był wydawany w latach 1886–1913 *Podręcznik (Rocznik) statystyki Galicji*. Jako że przed powstaniem MBS wszelkie dane dotyczące stanu i ruchu ludności odsyłano w pierwszym rzędzie do Namiestnictwa, publikacje krajowe są ważnym źródłem dla okresu do 1887 roku⁷.

Trzecią kategorię stanowią materiały gromadzone i wydawane na szczeblu centralnym — do roku 1918 przez Centralną Komisję Statystyczną w Wiedniu, a po odrodzeniu się niepodległego Państwa Polskiego przez Główny Urząd Statystyczny w Warszawie. W wypadku wydawnictw wiedeńskich wykorzystano głównie wyniki spisu z roku 1910⁸, gdyż wcześniejsze spisy zostały bardziej skrupulatnie przetworzone przez MBS, oraz monumentalny periodyk, wydawany w latach 1887–1914, dotyczący największych miast monarchii o tytule „Österreichisches Städtebuch”. Analogicznie, dla okresu powojennego użyto publikowanych przez GUS w serii „Statystyka Polski” wyników dwóch powszechnych spisów ludności⁹ oraz publikacji „Rocznik Statystyki Miast Polski”¹⁰.

Na ostatnią grupę źródeł składają się wreszcie prace badaczy ludności miasta Krakowa. Najważniejsze z nich stanowią niejako serię wydawnictw dotyczących trwania życia mieszkańców Krakowa, zapoczątkowaną przez pierwszego prezesa Akademii Umiejętności Jerzego Majera, a kontynuowaną przez fizyka miejskiego Jana Buszka oraz Jana Tambora¹¹. Ciekawe informacje o przyczynach zgonów w okresie przed powstaniem MBS można odnaleźć również w innej publikacji Buszka, a mianowicie *Przyczynek do statystyki śmiertelności głównie z chorób zakaźnych i ważniejsze jej przyczyny w m. Krakowie*¹². Wśród osób, dzięki któ-

⁶ Wiktor Kopff, *Zdanie sprawy o stanie i położeniu Kraju W.M. Krakowa i Jego Okręgu w Zgromadzeniu Reprezentantów w r. 1844 przez Senatora do tegoż Zgromadzenia delegowanego*, Drukarnia UJ, Kraków 1844; Zbigniew Strzelecki, *Gmina krakowska. Sprawozdanie urzędowe z roku 1867 [1869]*, Drukarnia „Czasu”, Kraków 1868–1869.

⁷ Por. „Statystyka miasta Krakowa”, z. 1, 1887, s. 5.

⁸ „Österreichische Statistik”, nowa seria, t. 1–4, Wien 1912.

⁹ *Pierwszy powszechny spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 r.*; *Mieszkania, ludność, stosunki zawodowe: województwo krakowskie, Statystyka Polski*, t. 26, GUS, 1926; *Drugi powszechny spis ludności z dnia 9 XII 1931. Miasto Kraków, Statystyka Polski*, seria C, z. 64, GUS, 1935.

¹⁰ „Rocznik Statystyki Miast Polski” 1–2, 1929–1931.

¹¹ Józef Majer, *Trwanie życia w Krakowie na zasadzie wykazu zmarłych w latach 1859–1868 obliczone co do ludności chrześcijańskiej*, „Zbiór wiadomości do antropologii krajowej” 5, 1881; Jan Buszek, *Porównanie trwania życia ludności chrześcijańskiej i żydowskiej zmarłej w Krakowie od r. 1859 do 1880*, „Zbiór wiadomości do antropologii krajowej” 6, 1882; Jan Tambor, *Trwanie życia ludzkiego w Krakowie w okresie od r. 1881–1925*, Kraków 1930.

¹² Jan Buszek, *Przyczynek do statystyki śmiertelności głównie z chorób zakaźnych i ważniejsze jej przyczyny w m. Krakowie*, Kraków 1880.

rych pracom jest możliwe pełniejsze poznanie demograficznej przeszłości miasta, należy wspomnieć również Klemensa Bąkowskiego, który w swoich diariuszach przechował praktycznie nieznaną opracowanie wyników spisu ludności Krakowa z 6 stycznia 1915 roku¹³.

Krytyka przedstawionej powyżej podstawy źródłowej zostanie podzielona na rozważania nad wiarygodnością i jakością materiałów dwojakiego rodzaju — dotyczących stanu i struktury ludności oraz jej ruchu. Punktem wyjścia będą znane już badania nad spisami austriackimi i polskimi. Następnie rozpatrzmy obowiązujące w badanym okresie zasady zbierania informacji na temat zdarzeń demograficznych i możliwości oszacowania ich poprawności. Na gruncie tych rozważań przeprowadzone zostanie „zderzenie” tych dwóch rodzajów źródeł na zasadzie równań bilansujących i metody *growth balance* oraz wiele testów statystycznych opierających się na biometrycznych prawidłowościach dotyczących urodzeń i zgonów (model biometryczny Bourgeois-Pichat’a, reguła Hellina). Celowo pomijamy zabiegi tradycyjnie używane w demografii historycznej epoki nowożytnej do szacunku jakości danych, takie jak stosunek urodzeń do ślubów, gdyż przedstawiają one, naszym zdaniem, niską wartość poznawczą w odniesieniu do społeczeństw nowoczesnych oraz do wykorzystywanych tu źródeł urzędowej statystyki ludności. Pomijamy również pojawiające się w tym kontekście badanie spisowego zaokrąglania wieku, gdyż bardziej niż o jakości spisu świadczy ono o poziomie alfabetyzacji i modernizacji społeczeństwa. Krytyka źródeł zostanie zamknięta przedstawieniem procedury ustalania średniorocznej liczby ludności stanowiącej podstawę obliczonych na potrzeby badania surowych współczynników urodzeń i zgonów.

Zagadnienie wartości poznawczej powszechnych spisów ludności w Monarchii Austro-Węgierskiej było już kilkakrotnie podejmowane przez badaczy przeszłości¹⁴. Z punktu widzenia niniejszego artykułu najistotniejszym ustaleniem tych prac jest uznanie spisu przeprowadzonego w roku 1857 za pierwszy spełniający ogólne zasady nowoczesności (powszechność, imiennosc, jednoczesność, bezpośredniość) i zaliczenie go wraz ze spisem z roku 1869 do okresu adaptacji systemu statystycznego Imperium Habsburgów do w pełni nowoczesnej działalności spisowej.

¹³ Klemens Bąkowski, *Dyaryusz życia krakowskiego w czasie wojny europejskiej 1914 i 1915*, zeszyt IV od dnia 29 grudnia 1914 do 25 lutego 1915, Biblioteka Jagiellońska, rkps 7283.

¹⁴ Krzysztof Zamorski, *Informator statystyczny do dziejów społeczno-gospodarczych Galicji. Ludność Galicji w latach 1857–1910*, Kraków-Warszawa 1989, s. 5; tenże, *Transformacja demograficzna w Galicji na tle przemian ludnościowych innych obszarów Europy Środkowej w drugiej połowie XIX i na początku XX w.*, Kraków 1991, s. 10 n.; Tomasz Gąsowski, *Austriackie spisy ludności z lat 1869–1910*, „Przeszłość Demograficzna Polski” (dalej: PDP) 13, 1981, s. 37–48; Andrzej Buczynski, *Z rozważań nad oceną austriackich powszechnych spisów ludności z lat 1869–1910*, PDP 15, 1984, s. 58–69; Lidia A. Zyblikiewicz, *Powszechne spisy ludności w monarchii Habsburgów*, [w:] *Celem nauki jest człowiek... . Studia z historii społecznej i gospodarczej ofiarowane Helenie Madurowicz-Urbańskiej*, red. Piotr Franaszek, Kraków 2000, s. 387–400.

Jednocześnie podkreśla się, że zasadnicze znaczenie miało badanie przeprowadzone w roku 1880, gdyż:

„dopiero poczynszy od tego spisu następuje epoka w pełni nowoczesnych, wzajemnie porównywalnych spisów powszechnych na terenie Monarchii Habsburskiej”¹⁵.

W świetle powyższego uzasadnione wydaje się stwierdzenie, że wykorzystywane tutaj spisy z lat 1869–1910 są uznawane za nowoczesne badania stanu i struktury ludności, a jakość ich, przynajmniej jeżeli chodzi o organizację i cele, nie jest w zasadzie kwestionowana. Ponieważ wspomniani historycy koncentrowali się raczej na formalnej stronie organizacji spisu, co miałyby gwarantować wysoką jakość uzyskanych w jego drodze wyników¹⁶, ważnym głosem jest dobra opinia o spisach demografa Paula Demeny’ego, który na rzeczonych materiałach przeprowadził wiele testów statystycznych¹⁷. Oczywiście, można podejrzewać, że jakość spisów była odmienna w różnych częściach monarchii, a także, że znaczące różnice zachodziły pomiędzy populacjami miejskimi i wiejskimi. Co ważne, dokładność i szczegółowość spisów ludności miast miało gwarantować scedowanie w nich od roku 1880 obowiązku wypełniania ankiet spisowych z komisarzy na gospodarzy i mieszkańców domów (w Galicji dotyczyło to Lwowa i Krakowa)¹⁸. Z punktu widzenia badania ludności miast duże znaczenie należy również przypisać potencjalnym wpływom ruchów migracyjnych na wyniki spisu. W niniejszym artykule za najistotniejszą z punktu widzenia przemian ruchu naturalnego ludności została uznana tak zwana „ludność obecna”, która obejmuje zarówno ludność zamieszkałą, jak i ludność obcą, to jest:

„zanotowaną w spisie jako obecna w danej miejscowości, ale nie mieszkającej w niej na stałe”¹⁹.

Przy czym granicą stałej obecności miało być przebywanie w danej lokalizacji przez co najmniej miesiąc²⁰. Takie ujęcie podyktowane jest przekonaniem, że jest

¹⁵ Krzysztof Zamorski, *Informator statystyczny do dziejów społeczno-gospodarczych Galicji. Ludność Galicji w latach 1857–1910*, Kraków-Warszawa 1989, s. 5.

¹⁶ T. Gąsowski, *Austriackie spisy* [14], s. 37–48.

¹⁷ „Oczywiście, pochwała ilości i jakości danych istniejących dla Austro-Węgier powinna być rozpatrywana jedynie w sensie relatywnym. W wielu aspektach, a szczególnie w odniesieniu do najsłabiej rozwiniętych regionów państwa, statystyki te są prawdziwie unikatowe; gdzie indziej w Europie dostępność danych o podobnych standardach możliwa była dopiero na znacznie wyższym poziomie rozwoju ekonomicznego i społecznego. [...] testy statystyczne pokazują niezbicie, że [dane austro-węgierskiej statystyki ludności] są zasadniczo wolne od błędów spowodowanych wybiórczą czy niedokładną rejestracją”. Paul Demeny, *Early Fertility Decline in Austria-Hungary: A Lesson in Demographic Transition*, „Daedalus” 97, nr 2, *Historical Population Studies* (Spring 1968), s. 505.

¹⁸ T. Gąsowski, *Austriackie spisy* [14], s. 44, L. A. Zyblikiewicz, *Powszechne spisy* [14], s. 393 n.

¹⁹ K. Zamorski, *Informator statystyczny* [15], s. 16.

²⁰ L. A. Zyblikiewicz, *Powszechne spisy* [14], s. 394 n.

to zbiorowość najbardziej zbliżona do populacji faktycznie generującej notowane zdarzenia demograficzne, to jest miejscowe małżeństwa, urodzenia i zgony. Posługując się terminologią demograficzną, należałoby stwierdzić, że „ludność obecna” to zasób odpowiadający serii miejscowych zdarzeń demograficznych. Spośród użytych tu spisów znacząco różni się pod tym względem spis międzywojenny z roku 1931, w trakcie którego stosowano podwójną rejestrację — ludności obecnej i zamieszkałej, przy czym to ta druga kategoria została uznana za podstawową i to jej liczba jest zamieszczona w większości publikacji wyników (również w tej o Krakowie)²¹. Z jednej strony, jak ma to miejsce w wypadku spisów austro-węgierskich, historycy często podnoszą kwestię nowatorstwa i skrupulatności badań ludności Drugiej Rzeczypospolitej, planowanych i nadzorowanych przez Główny Urząd Statystyczny²². Z drugiej jednak, spisy II RP należy uznać za niezwykle trudne do przeprowadzenia, zarówno ze względu na towarzyszące im trudne warunki geopolityczne, jak i niezwykle krótki „staż” całego Państwa Polskiego i jego instytucji, biorących udział w badaniach ludności. Warto tu odnotować, że wątpliwości dotyczące doświadczenia i rzetelności instytucji przeprowadzających spis nie mogą dotyczyć miasta Krakowa, gdyż w tym wypadku podmiotem odpowiedzialnym uczyniono wzmiankowane wyżej MBS, co gwarantuje kontynuację wysokiej jakości spisów przedpierwszowojennych²³. Podobnie w niniejszym badaniu można odrzucić pojawiające się w literaturze zarzuty co do drugiego powszechnego spisu ludności Rzeczypospolitej Polskiej. Dotyczą one bowiem głównie kwestii nieistotnych w niniejszym badaniu, to jest języka i narodowości ludności, a mianowicie faktu, że wyniki badania pod tym względem miały być manipulowane przez Ministerstwo Spraw Wewnętrznych²⁴.

Niejako równoległe do oceny materiałów spisowych poddano krytyce dziewiętnastowieczne statystyki ruchu naturalnego ludności²⁵. W wypadku Galicji główna oś zarzutów dotyczyła fragmentaryczności rejestracji w pierwszej połowie XIX wieku²⁶. Nic więc dziwnego, że badacze koncertowali się raczej na tym okresie, który *nota bene* nie wchodzi w zakres niniejszej analizy, a co więcej — Kraków aż do roku 1846 nie był częścią Monarchii Habsburskiej, dlatego czynione przez

²¹ Samuel Fogelson, *Spisy i szacunki ludności*, [w:] *Spisy ludności Rzeczypospolitej Polskiej*, GUS, Warszawa 2002, s. 21 n.; *Drugi powszechny spis* [9], s. XI.

²² Zob. *Pierwszy powszechny spis ludności Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 r.*, [w:] *Spisy ludności Rzeczypospolitej Polskiej*, GUS, Warszawa 2002, s. 97–172, oraz *Drugi powszechny spis ludności Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 9 grudnia 1931 r.*, [w:] tamże, s. 173–250.

²³ Por. *Historia statystyki ziemi krakowskiej*, red. Andrzej Bindę, Urząd Statystyczny w Krakowie, Kraków 2007, s. 27–35.

²⁴ Zbigniew Strzelecki, *Spisy powszechne ludności w Polsce a potrzeby informacyjne administracji państwowej*, „Wiadomości Statystyczne” 2009, nr 8 (579), s. 6.

²⁵ Irena Gieysztorowa, *Niewiarygodność statystyki demograficznej ziem polskich w XIX w. i potrzeba jej korekty*, PDP 12, 1980, s. 179–190.

²⁶ Tamże, s. 189.

demografów dociekania co do jakości ówczesnej rejestracji nie mogą rzutować na ocenę precyzji użytych tutaj źródeł²⁷.

Znacznie dokładniej rysuje się problem dokładności rejestracji ruchu naturalnego ludności w pracach międzywojennych statystyków GUS-u²⁸. Jednoznacznie wskazują oni na znacznie lepsze odwzorowanie rzeczywistości demograficznej przez materiały zaborów pruskiego i austriackiego aniżeli miało to miejsce w wypadku Królestwa Polskiego i Ziemi Zabranych²⁹. Zaborcza spuścizna powodowała przedłużenie problemu jakości rejestracji metrykalnej w realia Drugiej Rzeczypospolitej, przy czym w wypadku ziem dawnego zaboru austriackiego główne wątpliwości wzbudzała kwestia tak zwanych małżeństw rytualnych ludności żydowskiej³⁰. Poważne zastrzeżenia odnoszą się również do niedostatecznej lub poważnie opóźnionej rejestracji urodzeń, szczególnie osób wyznania mojżeszowego³¹. Problem ten wiązał się z niechęcią ludności żydowskiej do rejestrowania dzieci, do momentu kiedy nie zachodziła konieczność administracyjna, a postawa ta pociągała za sobą jeszcze znacznie częstsze rejestrowanie chłopców niż dziewczynek³². Niestety, problem ten dotyczył również miast. Przeprowadzona w okresie II RP analiza porównawcza imiennych zapisów w aktach zgonów i aktach urodzeń, na wybranych obszarach, wykazała poważne braki po stronie rejestracji urodzeń ludności żydowskiej. Ekstremalnym przykładem może być wspomniana przez Szulca Łódź, gdzie niedorejestracja urodzeń dzieci żydowskich, które zmarły w okresie niemowlęcym, wynosiła w drugim kwartale 1935 roku aż 86%³³.

W Monarchii Habsburskiej urzędowy obowiązek prowadzenia przez duszpastery ksiąg ruchu naturalnego ludności, a więc urodzeń, małżeństw i zgonów, został wprowadzony patentem cesarskim Józefa II z 20 lutego 1784 roku³⁴. Prawo to było podstawą funkcjonowania bieżącej rejestracji ruchu naturalnego ludności również

²⁷ Zob. Egon Vielrose, *Przyczynek do demografii Galicji i Bukowiny w drugiej ćwierci wieku XIX*, „Przegląd Statystyczny” 7, 1961, z. 2, s. 137–154.

²⁸ Stefan Szulc, *Dokładność rejestracji urodzeń i zgonów*, [w:] *Zagadnienia demograficzne Polski*, Statystyka Polski, Seria C, zeszyt 41, GUS, Warszawa 1936, s. 133–173 (z uzupełnieniem Z. Zaremby na temat fałszywego zgłaszania dat urodzeń).

²⁹ Tamże, s. 136 i 151. Stefan Szulc, *Wartość materiałów statystycznych, dotyczących stanu ludności b. Królestwa Polskiego, Przyczynki do Statystyki byłego Królestwa Polskiego*, t. 1, GUS, Warszawa 1920; Benedykt Bornstein, *Analiza krytyczna danych statystycznych, dotyczących ruchu naturalnego ludności b. Królestwa Polskiego*, Przyczynki do Statystyki byłego Królestwa Polskiego, t. III, GUS, Warszawa 1920; Egon Vielrose, *Niedokładność statystyki ruchu naturalnego w Polsce w okresie międzywojennym*, „Studia Demograficzne” 1984, nr 2 (76), s. 89–92.

³⁰ Małgorzata Śliż, *Rytualne małżeństwa Żydów w Galicji w drugiej połowie XIX wieku*, „Studia Judaica” 4, 2001, nr 1–2 (7–8), s. 101.

³¹ Por. Elżbieta Stańczyk, *Płodność kobiet w II Rzeczypospolitej*, „Przegląd Prawa i Administracji” 56, 2003, s. 168–171.

³² Tamże.

³³ S. Szulc, *Dokładność rejestracji* [28], s. 144.

³⁴ Patent oraz wzory rejestrów ślubów, urodzeń i zgonów: *Sammlung der k.k. landesfürstlichen Verordnungen in Publico-Ecclesiasticis 1767–1784*, cz. 3, s. 26–31, http://alex.onb.ac.at/tab_vpe.htm

na ziemiach polskich pod zaborem austriackim. Z biegiem czasu metryki wyznań i religii zyskiwały status dokumentów publicznych, a od roku 1870 prowadzono również świeckie księgi stanu cywilnego, przy starostwach i magistratach miast, umożliwiające rejestrację małżeństw bezwyznaniowych³⁵. Z punktu widzenia niniejszej pracy istotny jest sposób zbierania i przetwarzania informacji dotyczących ruchu naturalnego przez odpowiednie instytucje administracyjne i statystyczne. W wypadku Krakowa aż do momentu rozpoczęcia w tym względzie działalności przez MBS (czyli do lipca 1884) system gromadzenia danych i przekazywania ich władzom politycznym nie różnił się od stosowanego w całej Galicji i Monarchii. Urzędnicy stanu cywilnego byli zobowiązani do zestawiania wykazów sumarycznych kwartalnych, „z całej parafii [...] według miesięcy i innych właściwości”³⁶. Dane te były odsyłane co kwartał do Namiestnictwa za pośrednictwem starostw powiatowych, które miały kontrolować materiał pod względem błędów rachunkowych. Po ponownej, pobieżnej kontroli Namiestnictwo przekazywało materiały zagregowane do poziomu jednostek administracyjnych (powiatów) Centralnej Komisji Statystycznej³⁷. Już współcześni statystycy byli świadomi licznych wad takiego stanu rzeczy. Po pierwsze, dane już na etapie przygotowywania kwartalnych zestawień traciły charakter nominatywny, przez co nawet wrywkowa kontrola ich jakości była niemożliwa. Po drugie, granice okręgów metrykalnych nie zawsze pokrywały się z granicami jednostek administracyjnych (na przykład gmin miejskich), co powodowało trudności w przyporządkowaniu zdarzeń właściwym okręgom. Wreszcie, wobec braku ustawodawstwa określającego termin zgłaszania zdarzeń duszpasterzom, wiele zawartych w kwartalnych zestawieniach zdarzeń zaszło nawet kilka lat wcześniej, szczególnie dotyczyło to urodzeń³⁸. Dopiero powstanie i rozwój MBS pozwoliły na zmianę tej negatywnej tendencji:

„Biuro statystyczne już od lipca 1884 wprowadziło »system kartkowy«, czyli użycie »kart osobistych«, przesyłanych co tydzień do biura. Od stycznia 1885 zmiana ta została nałożona przez Namiestnictwo jako obowiązkowa dla krakowskich duszpasterzy, przy równoczesnym

(dostęp: 21 marca 2013); J. Kleczyński, *Organizacja statystyki w Austrii*, Lwów 1883, s. 56, patent błędnie datowany przez autora na 10 lutego 1784 roku.

³⁵ *Reichsgesetzblatt für die im Reichsrath vertretenen Königreiche und Länder 1870*, 51, s. 83, http://alex.onb.ac.at/tab_rgb.htm (dostęp: 21 marca 2013), zob. J. Kleczyński, *Organizacja statystyki w Austrii* [34], s. 56. Więcej informacji na temat metryk austriackich: Bolesław Kumor, *Reforma metryk kościelnych w zaborze austriackim (1775–1788)* [w:] *Studia z historii gospodarczej i demografii historycznej*, „Zeszyty Naukowe”, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, nr 70, Kraków 1975, s. 327–336, oraz Zofia Sulc, *Przepisy prawne dotyczące prowadzenia ksiąg metrykalnych w Galicji*, „Prace Historyczno-Archivalne” 3, 1995, s. 27–42.

³⁶ *Statystyka miasta Krakowa*, z. II, Nakł. Gminy miasta Krakowa, Kraków 1889, s. 29.

³⁷ J. Kleczyński, *Organizacja statystyki* [34], s. 56.

³⁸ Wątpliwości i zarzuty odnośnie procesu gromadzenia danych statystyki ludności: „Statystyka miasta Krakowa”, z. II, Nakł. Gminy miasta Krakowa, Kraków 1889, s. 28 n.; J. Kleczyński, *Organizacja statystyki* [34], s. 56–58. Bolesław Lutostański, *Znaczenie i wartość tygodniowych wykazów śmiertelności miasta Krakowa*, Kraków 1877.

uwolnieniu od składania dawnych wykazów kwartalnych, które w Krakowie zostały zastąpione przez proste listy kwartalne, zawierające same imiona i nazwiska małżonków i urodzonych³⁹.

Od tego momentu nie tylko była możliwa dokładna, imienna kontrola wykazów tygodniowych i kwartalnych, ale również uwzględnianie w opracowaniach rocznych korekt braków, wywołanych późniejszą rejestracją zdarzeń demograficznych. Dzięki tej praktyce publikacje MBS pozwalają również w większości wypadków na wyodrębnienie z ogółu zanotowanych małżeństw, urodzeń czy zgonów liczby dotyczącej zdarzeń dotyczących ludności „miejscowej”. Zastrzeżenia co do centralnych i krajowych statystyk ruchu ludności z okresu przed powstaniem MBS legły u podstaw decyzji o wykorzystaniu dla tego okresu prac fizyków miejskich oraz badań Majera i Buszka. Również i w tym wypadku uzyskujemy informację na temat liczby, płci i wieku zmarłych mieszkańców Krakowa. Wprawdzie księgi fizykatu notowały ogół zmarłych w mieście, a więc również osoby przyjezdne, to jednak współcześni badacze podjęli się trudu identyfikacji i wyłączenia takich zdarzeń z publikowanych przez siebie danych⁴⁰. Gorzej sytuacja przedstawia się w stosunku do urodzeń, jako że nie prowadzono rejestracji analogicznej do miejskich ksiąg zmarłych, a sprawozdania fizykatu zawierały jedynie liczbę porodów zgłoszonych przez akuszerki, co stanowi bliżej nie znany odsetek ogółu zdarzeń⁴¹. W związku z powyższym, tam, gdzie było to możliwe, odwołano się do danych krajowych, prezentowanych w *Podręczniku statystyki Galicji* oraz do informacji zawartych w publikacji *Gmina krakowska. Sprawozdanie urzędowe*. Aby uwiarygodnić tę niepełną statystykę dla lat 1875–1884, przeprowadzono również procedurę projekcji wstecznej liczby urodzeń, opartej na wynikach spisów ludności i parametrach tablic wymieralności.

Wraz z powstaniem po pierwszej wojnie światowej niepodległego Państwa Polskiego system zbierania informacji o ruchu naturalnym ludności w dawnej Galicji nie uległ znacznym zmianom. Urzędnikami stanu cywilnego w głównej mierze wciąż pozostawali duchowni różnych wyznań, tudzież osoby wyznaczone

³⁹ *Statystyka miasta Krakowa*, z. 2, Nakładem Gminy miasta Krakowa, Kraków 1889, s. 29.

⁴⁰ „Ograniczając bowiem badanie jedynie do pewnego miejsca, zważać trzeba oczywiście tylko na osoby do zakresu tego ściśle należące. Tymczasem do ksiąg Urzędu miejskiego wciągano zmarłych i z wsi okolicznych, których mieszkańcy należą wprawdzie do parafii miejskich, nie wchodzą jednak do spisu ludności krakowskiej. Ponieważ jednak miejsce ich pochodzenia i zejścia wyraźnie było podawane, wyłączenie ich zatem z pomiędzy ludności Krakowa żadnej nie nasuwało trudności”, zob. Józef Majer, *Trwanie życia w Krakowie na zasadzie wykazu zmarłych w latach 1859–1868 obliczone co do ludności chrześcijańskiej*, „Zbiór wiadomości do antropologii krajowej” V, 1881, s. 4.

„Wypisałem przeto z ksiąg zmarłych prowadzonych w V Wydziale magistratu najpierw ludność chrześcijańską zmarłą 1869–1880 [...] a następnie żydowską zmarłą od r. 1859–1880, wykluczyłem z niej wszystkich obcych przywiezionych do tutejszych zakładów leczniczych i tamże zmarłych”, zob. Jan Buszek, *Sprawozdanie fizykatu stol. Król. m. Krakowa za 1883 rok*, Nakładem Gminy Miasta Krakowa, 1885, s. 24.

⁴¹ J. Buszek, *Sprawozdanie fizykatu* [40], s. 177.

przez nich do prowadzenia rejestracji metrykalnej⁴². Podobnie jak w okresie poprzednim szczególnie znaczenie w gromadzeniu, kontroli i publikowaniu danych o małżeństwach, urodzeniach i zgonach miały miejskie urzędy statystyczne, które co tydzień otrzymywały sprawozdania od osób prowadzących księgi, a następnie odsyłały je do Głównego Urzędu Statystycznego⁴³. Praktyka ta pozwala zakładać ciągłość i stabilność prowadzonej przez MBS zbiorczej rejestracji ruchu naturalnego ludności Krakowa, a co za tym idzie wysoką jakość wykorzystywanych na potrzeby niniejszego badania materiałów MBS.

Zaprezentowane powyżej skrótowo zagadnienia związane z prawną i organizacyjną stroną statystyk ludnościowych Krakowa w badanym okresie, pomimo swej istotności i mniejszego lub większego przełożenia na potencjalną wadliwość wyników teŝe statystyki, nie dostarczają żadnych informacji na temat rozmiarów i przedmiotu ewentualnych błędów. Niestety, jakakolwiek próba oszacowania jakości danych na drodze analizy statystycznej nie została dotąd podjęta (wspomniane powyŝej testy statystyczne przeprowadzone przez Paula Demeny'ego nie doczekały się publikacji). Nie moŝe się ona równieŝ pomieścić w całości w niniejszej pracy, jednak ze względu na duŝą wagę zagadnienia poniŝej zaprezentowano wycinkowe badania jakości źródeł dotyczących stanu i struktury oraz ruchu naturalnego ludności, będących wytworem centralnych i lokalnych instytucji statystycznych Monarchii Austro-Węgierskiej i Drugiej Rzeczypospolitej Polskiej.

Podstawową moŝliwość zestawienia danych co do stanu i struktury ludności z informacjami na temat liczby zdarzeń ruchu naturalnego ludności daje procedura bilansowania liczby ludności. Zastosowanie znajdzie tu więc fundamentalne z punktu widzenia badań demograficznych równanie liczby ludności postaci:

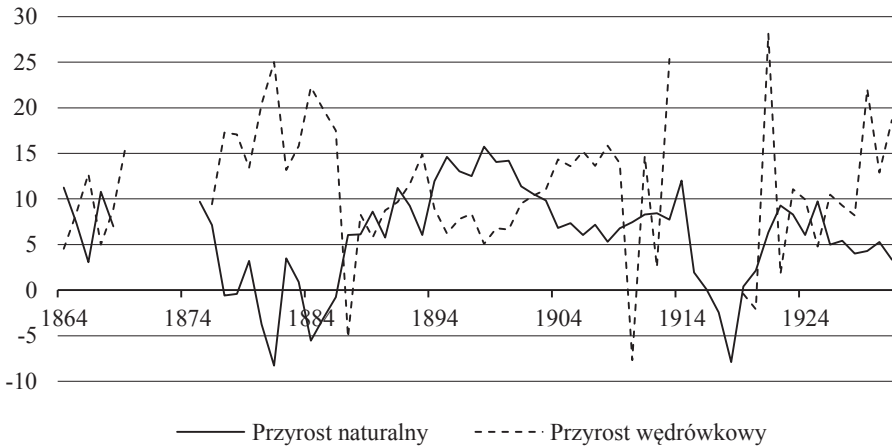
$$P(t+1) = P_t + U - Z + I - E$$

gdzie P oznacza liczbę ludności, t moment obserwacji, U liczbę urodzeń, Z liczbę zgonów, a I i E odpowiednio liczbę imigrantów i emigrantów. Dzięki omówionym powyŝej źródłom znamy liczbę ludności w latach spisowych oraz coroczne liczby urodzeń i zgonów. Dodatkowo, publikacje MBS prezentują szacunki liczby ludności na koniec kaŝdego roku kalendarzowego. Jedyne więc niewiadome to liczby imigrantów i emigrantów, których suma stanowi wymiar brutto ruchu wędrownego. W wypadku badania określonego administracyjnie terytorium naleŝy równieŝ bacznie zwrócić uwagę na zmiany jego obszaru i związane z tym faktem skokowe zmiany liczby ludności. W tym miejscu warto jedynie zaznaczyć,

⁴² *System rejestracji zdarzeń ruchu naturalnego ludności na mocy Ustawy z dnia 21 paŝdziernika 1919 r. o organizacji statystyki administracyjnej* (Dz.U. RP, nr 85, poz. 464) normowały rozporządzenia Rady Ministrów, zob. *Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 18 paŝdziernika 1920 roku w sprawie organizacji statystyki ruchu naturalnego ludności* (Dz.U. RP, nr 108, poz. 710).

⁴³ *Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 1 kwietnia 1925 r. w sprawie organizacji statystyki ruchu naturalnego ludności* (Dz.U. RP, nr 40, poz. 273).

Wykres 1. Porównanie przyrostu naturalnego i wędrownego na tysiąc mieszkańców Krakowa w latach 1864–1931



Źródło: *Sprawozdanie fizyka...* 1885; J. Buszek, *Porównanie trwania życia...*, SMK, z. 10–12, *Statystyka miasta...*; obliczenia własne.

że uzyskany na podstawie równań ludności przyrost wędrowny brutto waha się w latach przed pierwszą wojną w granicach $-4,65$ do $24,68$ osób na każdy tysiąc ludności obecnej. Średni przyrost wędrowny ludności między latami 1865 i 1914 wyniósł $11,54$ promille, co nie jest liczbą wygórowaną, biorąc pod uwagę, że mamy tu do czynienia z regionalnym centrum miejskim o bardzo silnym przyciąganiu ekonomicznym, otoczonym terenami w istocie wiejskimi. Celowo pominięto tu lata 1914–1916, w których to — w związku z ewakuacją ludności cywilnej Krakowa — ruch wędrowny notował niebotyczne poziomy. W pozostałych latach przyrost wędrowny nie odbiega jednak zasadniczo poziomem od przyrostu naturalnego (wykres 1). Co więcej, przyrost wędrowny osiąga tu podobne poziomy, jak w wypadku posiadającego w tym względzie lepsze źródła statystyczne miasta Poznania⁴⁴.

Dość duża zgodność danych dotyczących stanu ludności i jej ruchu pozwala przypuszczać, że w obu aspektach wykorzystane tu źródła prezentują ogólnie wysoką jakość. Nie można jednak poprzestać na tym stwierdzeniu, gdyż praktyka

⁴⁴ Za lata 1906, 1908, 1910 średnio $16,07$ imigranta na 1000 ludności miasta, zob. *Dzieje Poznania*, red. Jerzy Topolski, Lech Trzeciakowski, t. 2. *1793–1918*, cz. 1, Warszawa-Poznań 1994, s. 243.

badań demograficznych i historycznych pozawala zdefiniować obszary szczególnie podatne na błędy i zafałszowania.

W populacjach historycznych, należących do tradycyjnego reżimu demograficznego, jednym z najczęstszych błędów statystyki ludności jest niedorejestracja urodzeń. Na problem ten składa się kilka aspektów. Po pierwsze, jak wspominaliśmy wyżej, zgłoszenie urodzenia w całym badanym okresie wiązało się z czynnościami religijnymi, takimi jak chrzest czy obrzezanie, nie zaś z samym faktem urodzenia dziecka, co mogło skutkować nieraz bardzo długim interwałem pomiędzy narodzinami a zapisaniem dziecka w księgach metrykalnych. Jednocześnie zachodzi obawa, że jeżeli dziecko urodziło się martwe lub zmarło przed przyjęciem sakramentu chrztu nie zostało uchwycone przez obowiązującą rejestrację. Wprawdzie w niniejszym studium mamy do czynienia ze społecznością miejską, dość często korzystającą z pomocy akuserek czy personelu szpitalnego przy porodach, gdzie dodatkowo istniał obowiązek zgłaszania zarówno urodzeń martwych, jak i zgonów niemowląt, to warto bliżej rozważyć ten potencjalny obszar zafałszowań wymiaru ruchu naturalnego.

W populacjach ludzkich stosunek liczby urodzeń chłopców do liczby urodzeń dziewczynek jest w zasadzie stały i przy wystarczającej liczbie obserwacji wynosi $105 : 100$ ⁴⁵. Prawidłowość ta pozwala się więc w łatwy sposób zorientować w ewentualnych zaburzeniach rejestracji noworodków, a przynajmniej w nierównej preferencji dopełniania tego obowiązku w wypadku urodzeń różnych płci. Powyżej wspominaliśmy już o takiej sytuacji w wypadku ludności wyznania mojżeszowego, stwierdzonej na niektórych obszarach ziem polskich⁴⁶. Warto więc sprawdzić, jak w badanej populacji na przestrzeni lat kształtował się wskaźnik maskulinizacji urodzeń, czyli liczba urodzeń dzieci płci męskiej na 100 urodzonych dziewczynek. Jednocześnie, aby sprawdzić obecną w literaturze tezę, przytoczymy ów indeks również osobno dla urodzeń chrześcijańskich i żydowskich (tabela 1).

Jak widzimy, średnie wartości wskaźnika maskulinizacji urodzeń nie mogą budzić specjalnych zastrzeżeń, choć istotnie w wypadku urodzeń żydowskich rysuje się nieznacznie większa aniżeli przewiduje norma, przewaga chłopców nad dziewczynkami. Musimy jednocześnie pamiętać, że społeczność żydowska jest jednak o wiele mniej liczna, a co za tym idzie i liczba urodzeń jest znacznie szczuplejsza, przez co o wiele mocniej uwidaczniają się w tym wypadku wahnięcia przypadkowe. W niektórych latach wskaźnik przyjmuje wartości powyżej 115 i poniżej 95, i choć nie jest to zjawisko częste, to może ono świadczyć o zaburzeniach rejestracji w konkretnym roku. Zarazem przyjmowane w literaturze demograficznej przedzia-

⁴⁵ Graziella Caselli, Jacques Vallin, *Population Dynamics: Movement and Structure*, [w:] *Demography analysis and synthesis*, red. G. Caselli, J. Vallin, G. Wunsch, t. 1, Amsterdam-Tokyo 2006, s. 36; dalej jest cytowany także tom 2.

⁴⁶ Zob. wyżej, przypis 33.

ły ufności, w wypadku liczby urodzeń oscylującej wokół jednego tysiąca, każdą uznawać za normalne wartości współczynnika maskulinizacji z zakresu 92–118⁴⁷.

Tabela 1. Wskaźnik maskulinizacji miejscowych urodzeń żywych w populacji Krakowa w latach 1885–1936

Rok	Urodzenia		
	chrześcijańskie	żydowskie	ogółem
1885	106,42	117,68	110,89
1886	120,75	100,79	113,56
1887	108,33	106,91	105,27
1888	119,08	107,05	113,89
1889	108,81	106,87	107,76
1890	106,22	105,71	106,14
1891	106,97	110,35	107,04
1892	103,19	115,09	106,92
1893	106,10	103,64	104,81
1894	101,17	104,25	102,23
1895	110,81	114,18	110,99
1896	106,02	113,60	107,48
1897	109,30	107,86	108,74
1898	105,57	99,58	101,67
1899	105,31	111,71	106,19
1900	106,05	110,62	107,49
1901	113,16	111,40	112,32
1902	104,98	105,53	105,20
1903	101,65	111,20	104,35
1904	109,43	105,88	106,89
1905	103,34	106,68	104,44
1906	100,39	101,90	100,52
1907	106,22	108,70	107,36
1908	99,24	112,81	102,18
1909	102,45	113,28	104,10
1910	101,33	103,78	102,00
1911	104,67	105,53	104,86

⁴⁷ Massimo Livi-Bacci, *Introduzione alla demografia*, Torino 1999, s. 26.

1912	107,61	99,76	105,90
1913	101,35	95,75	100,10
1914	102,99	109,31	104,32
1915	105,77	89,78	102,34
1916	94,25	109,09	97,03
1917	102,40	93,38	100,54
1918	113,70	112,36	113,41
1919	98,42	114,40	101,65
1920	103,05	115,38	105,83
1921	97,25	110,55	100,23
1922	115,71	109,20	114,04
1923	108,18	104,29	107,38
1924	98,75	108,93	101,47
1925	105,28	105,84	110,50
1926	100,64	100,64	100,75
1927	105,87	107,04	106,75
1928	110,19	101,15	107,92
1929	99,40	112,20	102,26
1930	102,58	105,86	103,15
1931	109,29	100,49	106,92
1932	102,05	106,91	103,44
1933	111,56	96,63	107,24
1934	111,12	84,60	103,12
1935	99,68	110,66	102,81
1936	103,75	94,06	100,91
Średnio	105,53	106,17	105,49
Średnie odchylenie od 105	4,04	5,42	3,17

Źródło: obliczenia własne na podstawie: *Statystyka miasta Krakowa (SMK)*, z. 3–12; *Statystyka miasta*.

Uwaga: dla lat 1885 i 1886 również urodzenia osób spoza Krakowa.

Jednocześnie wartości zagregowane — zarówno dla ludności chrześcijańskiej, żydowskiej, jak i ogółem — są zbliżone i można uznać je za prawidłowe, również

dlatego, że nie występuje tu wyraźna tendencja zmian w czasie, co przemawia raczej za wyjątkowością niedorejestracji. Po raz kolejny przykładem mogą być lata po rozszerzeniu granic miasta czy lata okółwojenne. Na podstawie zaprezentowanych powyżej danych nie można utrzymać tezy — przynajmniej w stosunku do populacji miasta Krakowa — o znacznie gorszej sytuacji pod względem dokładności rejestracji urodzeń jednej z płci wśród ludności żydowskiej.

Rodzajem cięż szczególnie narażonych na komplikacje były w związku ze stanem wiedzy i praktyki medycznej w badanym okresie ciężę wielorakie⁴⁸. Jeżeli więc faktycznie urodzenia martwe lub następujące krótko po porodzie umykałyby w znacznym stopniu rejestracji, to powinno się to odbić przede wszystkim na stosunku porodów wielorakich do porodów ogółem. Stosunek ten był przedmiotem wielu badań medycznych i demograficznych⁴⁹, jednak na ogół jego wymiar zwykło się ustalać orientacyjnie na podstawie tak zwanej reguły Hellina⁵⁰. Głosi ona, że wynosi on 1 : 89 w wypadku porodów bliźniaczych oraz 1 : 892 (to jest 1 : 7921) w wypadku trojaczek. W latach, dla których dysponujemy odpowiednimi danymi, to jest 1887–1936, na 89 urodzeń ogółem przypadało średnio 0,99 urodzeń bliźniaczych, a trojaczki zdarzały się w stosunku 1,01 : 892. W odróżnieniu od społeczności wiejskich, w wypadku Krakowa z jego szpitalami i klinikami możemy jednak mieć do czynienia z sytuacją, gdzie właśnie ciężę i porody potencjalnie szczególnie zagrożone były znacznie bardziej monitorowane, a co za tym idzie rejestrowane aniżeli „normalne”, teoretycznie niezagrażone. Prawidłowy stosunek urodzeń wielorakich do urodzeń ogółem może więc zatem świadczyć jednocześnie o dokładności rejestracji tych drugich.

Jedną z podstawowych metod rozwiniętych przez współczesną demografię w celu oznaczania zgodności między wynikami badań spisowych a bieżącą rejestracją zgonów (*consistency checks*) jest *growth balance method*, zwana również, od nazwiska jej twórcy, metodą Brass⁵¹. Praktyka ta jest w zasadzie jedynie rozwinięciem prezentowanego powyżej ogólnego równania liczby ludności i opiera się na zaobserwowanej w populacjach zamkniętych prawidłowości, że dystrybucja

⁴⁸ Samuel Fogelson, *Urodzenia wielorakie w Polsce na tle międzynarodowym*, [w:] *Zagadnienia demograficzne Polski*, Statystyka Polski, Seria C, zeszyt 41, GUS, Warszawa 1936, s. 182, szacuje, że „odsetek martwo urodzonych wśród noworodków z porodów wielorakich jest na ogół 2–3 razy wyższy niż wśród ogółu noworodków”.

⁴⁹ Szersze omówienie zagadnienia oraz jego bibliografia, zob. Johan Fellman, Aldur W. Eriksson, *On the History of Hellin's Law*, „Twin Research and Human Genetics” 12, 2009, nr 2, s. 183–190.

⁵⁰ Dionys Hellin, *Die Ursache der Multiparität der uniparen Tiere überhaupt und der Willingsschwangerschaft beim Menschen insbesondere Seit & Schauer*, München 1895. O użyteczności reguły przy szacowaniu dokładności rejestracji urodzeń, zob. S. Fogelson, *Urodzenia wielorakie* [48], s. 183–186; Agnieszka Zielińska, *Przemiany struktur demograficznych w Toruniu w XIX i na początku XX wieku*, Toruń 2012, s. 134.

⁵¹ Kenneth Hill, *Indirect estimation methods*, [w:] *Demography analysis* [45], s. 619–631; Samuel Preston, Patrick Heuveline, Michel Guillot, *Demography. Measuring and modeling population processes*, Oxford 2001, s. 218–221.

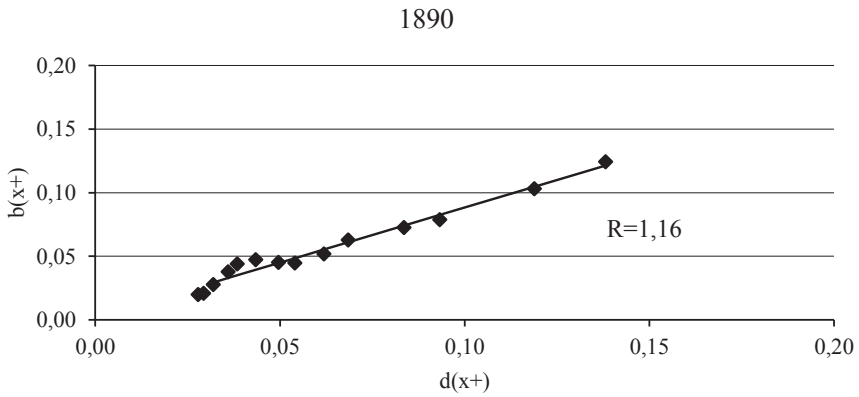
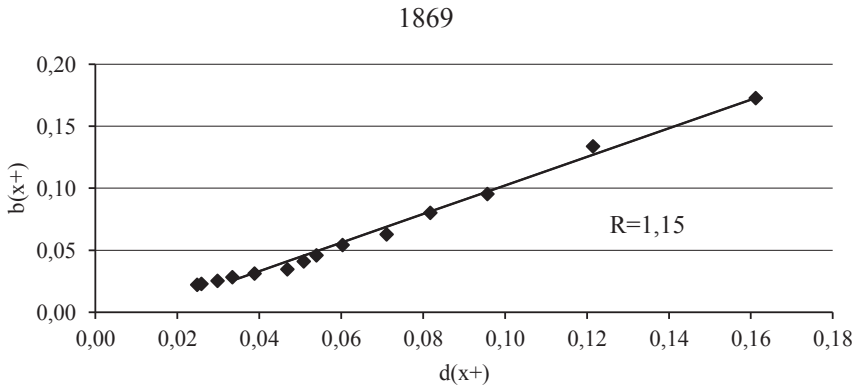
zgonów według wieku jest liniowo zależna od struktury wieku badanej ludności. Klasyczny model opiera się również na czterech założeniach: badana populacja jest populacją stabilną (to jest o nieziennej strukturze wieku), populacja ta jest zamknięta na migracje, kompletność rejestracji zgonów nie zależy od wieku zmarłych, wiek zmarłych i żyjących jednostek należących do populacji jest poprawnie zgłaszany. Już na podstawie tych czterech warunków możemy stwierdzić, dlaczego metoda ta rzadko jest stosowana w demografii historycznej, choć takie próby z dużym powodzeniem były podejmowane⁵². Jednocześnie jest jasne, że badana populacja, to jest ludność Krakowa w interesującym nas okresie, również nie spełnia wyliczonych powyżej kryteriów. Niemniej jednak, jak zobaczymy poniżej, dzięki zastosowaniu modelu Brass'a możemy się przekonać, choćby częściowo, o jakości rejestracji umieralności dorosłych. Zaprezentowane na wykresie 2 wyniki tej procedury niosą z sobą kilka informacji. Po pierwsze, możemy zaobserwować, że pomimo niespełniania przez populację Krakowa prerekwizytu stabilności i zamknięcia na migracje, zachodzi wyraźna liniowa zależność między liczbą zgonów w różnych grupach wieku (punkty na wykresie symbolizują kolejne pięcioletnie klasy wieku pomiędzy 5. a 75. rokiem życia a liczebnością tychże). Świadczy to zarówno o „normalności” krakowskiej umieralności, gdyż żadna z grup wieku nie wykazuje istotnych odchyleń, jak i o braku wyraźnych uchybień rejestracji zgonów. W przekonaniu tym umacnia nas widoczna na każdym z podwykresów linia prosta, estymowana metodą najmniejszych kwadratów według wzoru:

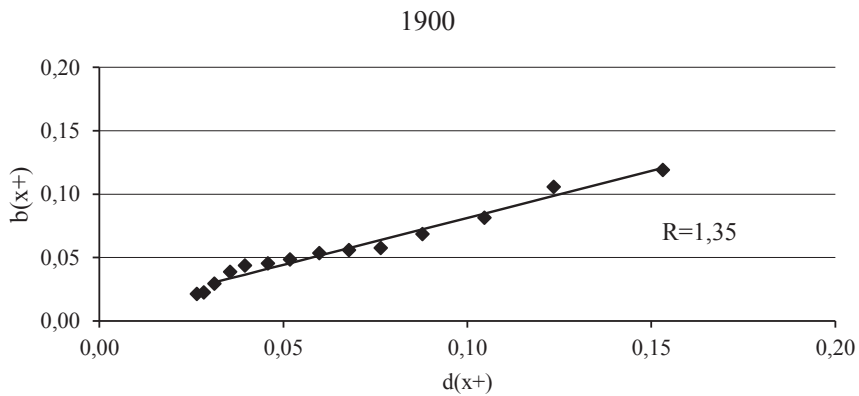
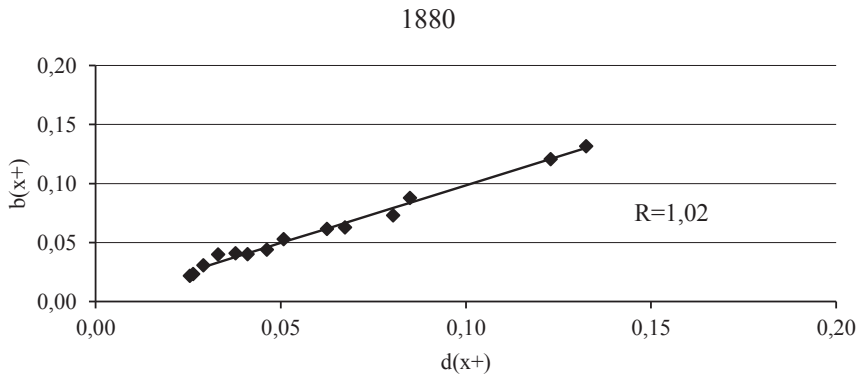
$$b'_{(x+)} = r + \frac{1}{R} * d'_{(x+)}$$

Odległość wskaźnika dokładności rejestracji R , będącego *de facto* odwrotnością nachylenia prostej regresji liniowej, od jedności pokazuje wymiar błędu rejestracji zgonów.

Rozważmy teraz osobno lata 1869 i 1880 oraz 1890 i 1900. W pierwszych dwóch wypadkach dane na temat liczby zgonów według wieku zaczerpnięto z publikacji Majera i Buszka, którzy z kolei, jak zaznaczono powyżej, opierali się na księgach fizykatu, skrupulatnie eliminując spośród zapisów zgony osób niezamieszkałych w Krakowie. Ponadto w tych dwóch latach populacji Krakowa znacznie bliżej do spełniania wymogu stabilności i ograniczonej migracji (świadczą o tym zbliżone liczby zgonów i urodzeń oraz mniej aniżeli w latach następnych perturbowana migracjami struktura populacji według płci i wieku). Wykorzystany model pokazuje nam, że w roku 1880 zarejestrowano o 0,02 razy więcej zgonów, niż wynikałoby to ze struktury ludności. Jest to wynik bardzo dobry, często nieosiągalny obecnie w krajach rozwijających się, świadczący o niezwykle precyzyjnej rejestracji

⁵² Marc Luy, *Mortalitätsanalyse in der Historischen Demographie: Die Erstellung von Perioden Sterbetafeln unter Anwendung der Growth-Balance-Methode und statistischer Testverfahren*, VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden 2004.





Wykres 2 a–d. Wyniki zastosowania modelu Brass'a do krakowskich danych na temat liczby zgonów według wieku i struktury ludności Krakowa według wieku w latach spisowych 1869–1900

Źródło: obliczenia własne na podstawie: *Krakau. Statistischer Bericht...*; *Sprawozdanie fizyka...* 1885; J. Buszek, *Porównanie trwania życia...*; SMK, z. 1–12, *Statystyka miasta*.

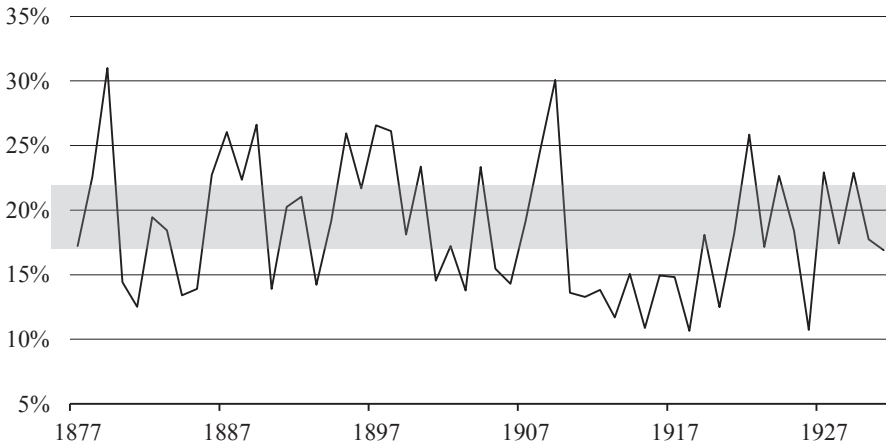
umieralności⁵³. Nieco gorzej przedstawia się wartość R dla roku 1869, świadcząca o 0,15-krotnej nadrejestracji zgonów. Może to być efektem bądź faktycznie wadliwej ewidencji zgonów, bądź niepełnego wyłączenia spośród zgonów osób spoza Krakowa. Za tą drugą przyczyną przemawia analiza lat 1890 i 1900, co do których nie mamy danych o liczbie zgonów według wieku dla ludności miejscowej, ale jedynie dla ogółu zgonów. Kwestia ta wyraźnie rzutuje na wymiar wskaźnika dokładności rejestracji R. O ile w roku 1890 wskaźnik ten jest bardzo zbliżony do wartości z roku 1869, to już w ostatnim roku XIX stulecia wyniósł aż 1,35, co świadczy, że zarejestrowano wówczas o ponad 1/3 zgonów za dużo. Zarazem relacja liniowa zostaje utrzymana, co pozwala przypuszczać, że gdyby odliczyć osoby, które zmarły w Krakowie, lecz nie przebywały w nim przez dłuższy czas, to wartość R zbliżyłaby się do jedności. Uwagę zwraca również zachwianie liniowości w przedziałach 20–24 do 30–34, które należy tłumaczyć nadreprezentacją osób w wieku produkcyjnym w strukturze populacji za sprawą intensywnych procesów migracyjnych. Dane dla lat 1910–1931 nie pozwalają na wykonanie podobnej procedury z zachowaniem wymaganej porównywalności, jednak zakładamy tu, że z biegiem czasu jakość rejestracji się poprawia.

Przedstawione powyżej szacunki kompletności danych o urodzeniach i zgonach pozwalają na utrzymanie pozytywnej opinii o jakości rejestracji ruchu naturalnego w badanym okresie. Niejako na styku obydwu zagadnień leży problem wymiaru umieralności niemowląt, która zależy zarówno od rejestracji urodzeń, jak i zgonów do momentu ukończenia pierwszego roku życia. W związku z tym zasadnie uznaje się ją za obszar bardzo wrażliwy na wszelkie zafałszowania rejestracji ruchu naturalnego ludności. Możliwość oszacowania dokładności wskaźnika umieralności niemowląt i jego składowych jest jedną z wielu własności tak zwanego modelu Bourgeois-Pichata⁵⁴. Opierając się na dużej liczbie danych empirycznych, ten francuski badacz stwierdził prostą zależność między wymiarem skumulowanej umieralności przed ukończeniem pierwszego roku życia a wyrażonym w liczbie dni wiekiem zmarłych niemowląt. Pozwoliło mu to na oddzielenie zagregowanego poziomu umieralności endogenicznej (związanej z deformacjami i wadami rozwoju płodowego) od umieralności egzogenicznej (spowodowanej chorobami i wypadkami) bez wiadomości o faktycznych przyczynach zgonów niemowląt. Budowane na tej podstawie przez Bourgeois-Pichata i późniejszych badaczy modele jednoznacznie wskazywały, że przy dostatecznie dużej liczbie obserwacji i dobrej jakości rejestracji umieralność endogeniczna powinna stanowić nie mniej

⁵³ Zob. podobna procedura dla danych na temat ludności Salwadoru — S. Preston, P. Heuveline, M. Guillot, *Demography* [51], s. 220, oraz Zimbabwe — K. Hill, *Indirect estimation* [51], s. 629.

⁵⁴ Jean Bourgeois-Pichat, *Analyse de la mortalité infantile*, „Revue de l'Institut International de Statistique” 18, 1950, nr 1–2, s. 45–68.

Wykres 3. Endogeniczna umieralność niemowląt jako procent umieralności niemowląt ogółem. Kraków 1878–1931



Źródło: obliczenia własne na podstawie: SMK, z. 1–12, *Sprawozdanie fizyka...* 1885; *Statystyka miasta*, „Österreichisches Städtebuch” z. 1–10.

niż 15–20% całkowitej umieralności niemowląt⁵⁵. Własność ta została wykorzystana do detekcji niedorejestracji zgonów niemowląt w pierwszych czterech tygodniach życia (a więc zazwyczaj przed wpisaniem urodzenia do metryk), która znacząco zaniża wymiar umieralności endogenicznej⁵⁶.

Odpowiednią wartość procentową dla poszczególnych lat prezentuje wykres 3. Z kolei tabela 2 ukazuje iloczyn tych dwóch rodzajów umieralności w przecięciach pięcioletnich, gdyż w krótszym ujęciu przy nie dość dużych rocznych liczbach urodzeń miara może być podatna na wahania przypadkowe i spowodowane wyjątkowymi zdarzeniami (wojny, epidemie i tym podobne zdarzenia). Na wyniki modelowania niewątpliwie wpływa również praktyka karmienia piersią⁵⁷.

W latach 1877–1931 stosunek umieralności endogamicznej do egzogamicznej niemowląt wyniósł średnio 23,37%, a poniżej 20% spadał w wypadku pięcioleci 1912–1916 (15,38%) oraz 1917–1921 (17,35%). Fakt ten może świadczyć o nieznacznej niedorejestracji zgonów niemowląt w pierwszym miesiącu życia w okresie

⁵⁵ Za przykład można tu podać przytaczane przez Jeana Bourgeois-Pichat’a dane o Danii, Szwecji czy Francji z początków XX wieku, zob. tenże, *La mesure de la mortalité infantile. I. Principes et méthodes*, „Population” (French Edition), 6, 1951, nr 2, s. 233–248.

⁵⁶ Edward A. Wrigley, *Births and Baptisms: The Use of Anglican Baptism Registers as a Source of Information about the Numbers of Births in England before the Beginning of Civil Registration*, „Population Studies” 31, 1977, nr 2, s. 281–312.

⁵⁷ John Knodel, Hallie Kintner, *The Impact of Breast Feeding Patterns on the Biometric Analysis of Infant Mortality*, „Demography” 14, 1977, nr 4, s. 391–409.

Tabela 2. Endogeniczna umieralność niemowląt jako procent umieralności niemowląt ogółem. Pięciolecia, Kraków 1878–1931

Okres	Endogeniczna/całkowita umieralność niemowląt (%)
1877–1881	19,21
1882–1886	17,50
1887–1891	21,92
1892–1896	20,13
1897–1901	21,51
1902–1906	16,98
1907–1911	20,45
1912–1916	13,33
1917–1921	14,78
1922–1926	18,75
1927–1931	19,60

Źródło: jak przy wykresie 3.

po rozszerzeniu granic miasta w roku 1910 oraz podczas pierwszej wojny światowej, choć w tym drugim wypadku mamy zapewne do czynienia również z okresowym wzrostem umieralności egzogenicznej.

Pomimo tych niedociągnięć jakość ewidencji urodzeń i zgonów niemowląt przekładająca się na wartość współczynnika umieralności niemowląt należy ocenić jako wysoką, szczególnie w kontekście ustaleń innych badaczy dotyczących obszarów wiejskich, gdzie w niektórych wypadkach umieralność endogeniczna była poważnie zaniżona przez wadliwość rejestracji⁵⁸.

Zakładając, że rezultaty modelowania umieralności niemowląt świadczą o ich wysokiej wiarygodności, warto jeszcze raz przyjrzeć się wynikom spisów ludności Krakowa w badanym okresie. Grupą szczególnie wrażliwą na spisowe niedoszacowanie, również w dzisiejszych czasach, są bowiem niemowlęta i dzieci do lat pięciu⁵⁹. Biorąc pod uwagę fakt, że migracja niemowląt i małych dzieci z rodzicami

⁵⁸ Tommy Bengtsson, Christer Lundh, *La mortalité infantile et post-infantile dans les pays nordiques avant 1900*, „Annales de démographie historique” 84, 1994, s. 23–43.

⁵⁹ Frank B. Hobbs, *Age and Sex composition*, [w:] *The methods and materials of demography*, red. Jacob S. Siegel, David A. Swanson, Amsterdam-Tokyo 2004, s. 125–174.

jest dość ograniczona, możemy porównać wyniki kolejnych spisów dla kategorii wiekowych 0–4 lat z danymi na temat liczby urodzeń i zgonów osób w tym wieku w poprzedzających spisy pięcioleciach. Od liczby urodzeń miejscowych są odliczane co roku zgony osób w danym wieku, co sprawia, oczywiście, że jest to jedynie szacunek liczby ludności, gdyż nie znamy dokładnej dystrybucji zgonów w ciągu roku (zgony niemowląt w roku 1880 dotyczą bowiem nie tylko osób urodzonych w tym samym roku, ale i dzieci z rocznika 1879). Na przykład: od liczby osób urodzonych w roku 1879 odejmujemy liczbę zgonów niemowląt w tym samym roku, dzięki czemu uzyskujemy szacunkową liczbę osób w wieku 0 pod koniec 1879, od tej liczby odejmujemy liczbę zgonów osób w wieku 1 roku, które nastąpiły w 1880, aby otrzymać szacunkową liczbę ludności w wieku 1 roku pod koniec 1880, którą z kolei możemy porównać bezpośrednio z wynikiem spisu dla tej klasy wieku. Wyniki tej procedury dla spisów 1880, 1890 i 1900 przedstawia tabela 3.

Tabela 3. Porównanie liczby ludności Krakowa w wieku 0–5 w latach 1880, 1890 i 1900 według spisów oraz szacunków na podstawie rejestracji ruchu naturalnego ludności

Wiek	1880 liczba ludności			1890 liczba ludności			1900 liczba ludności		
	wg szacunku	wg spisu	różnica	wg szacunku	wg spisu	różnica	wg szacunku	wg spisu	różnica
0	1575	1356	-219	1859	1510	-349	2519	1943	-576
1	1364	1208	-156	1602	1323	-279	2280	1683	-597
2	1421	1197	-224	1421	1300	-121	2199	1749	-450
3	1351	1209	-142	1301	1229	-72	1909	1662	-247
4	1424	1174	-250	–	–	–	–	–	–
5	1467	1153	-314	–	–	–	–	–	–

Źródło: obliczenia własne na podstawie SMK, z. 1–12.

Jak widzimy, każdorazowo w wyniku szacunków uzyskujemy dość znaczną przewagę osób w wieku 0–5 nad liczbami zarejestrowanymi przez spisy. Rzecz jasna, braki w rejestracji najmłodszych przez spisy ludności są problemem obecnym nawet we współczesnych badaniach, jednak w wypadku populacji historycznych są znacznie bardziej znaczące. Należy tu jednak nadmienić, że braki te mogą mieć podłoże nie tyle statystyczne, ile kulturowe, co wiąże się z praktyką oddawania niemowląt i dzieci na „wychowanie” lub „wykarmienie” za miasto. Uzyskana

w tabeli 4 różnica stanowi bowiem od 6 aż do 26% szacowanej liczby ludności w kolejnych klasach wieku (tabela 4).

Tabela 4. Niedobór rejestracji osób w wieku 0–4 w spisach z lat 1880, 1890 i 1900 w Krakowie jako procent populacji szacowanej (%)

Wiek	1880	1890	1900
0	14	19	23
1	11	17	26
2	16	9	20
3	10	6	13
4	18	–	–

Źródło: obliczenia własne na podstawie tabeli 2.

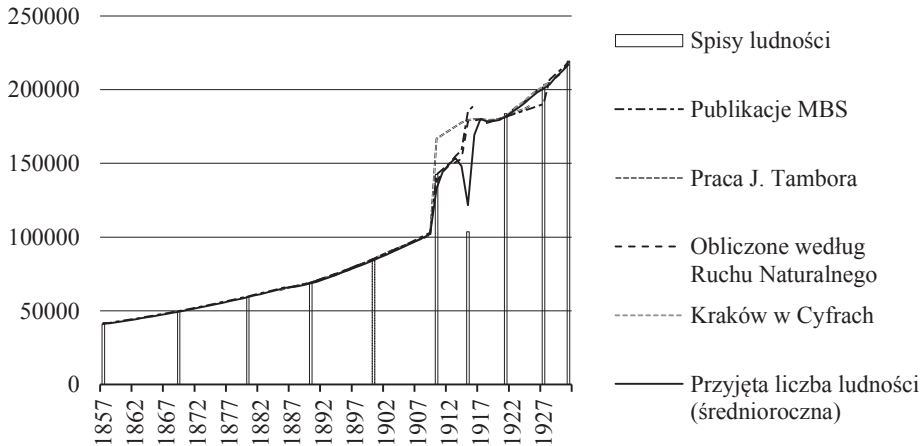
Jakkolwiek wymiar niedoborów ewidencji niemowląt i dzieci młodszych może wydawać się w wypadku populacji Krakowa bardzo duży, to kiedy porównamy go z wynikami znacznie późniejszych spisów ludności Stanów Zjednoczonych Ameryki Północnej możemy się przekonać, że nie odbiega on znacząco od standardowych uchybień badań spisowych pierwszej połowy XX wieku (tabela 5).

Tabela 5. Niedobór rejestracji osób w wieku 0–4 w spisach z lat 1920 i 1930 w USA jako procent populacji szacowanej (%)

Klasa wieku	1920		1930	
	ludność biała	ludność „kolorowa”	ludność biała	ludność „kolorowa”
0–1	9	14	7	20
1–2	10	20	8	21
2–3	8	14	4	15
3–4	7	6	3	15
4–5	8	4	5	17

Źródło: A. J. Jaffe, *Handbook of Statistical Methods for Demographers*, U.S. Bureau of the Census, Washington 1951, s. 116.

Wykres 4. Zestawienie liczby ludności Krakowa według różnych źródeł oraz przyjętej na potrzeby badania liczby średniorocznej; lata 1857–1931



Źródła: *Krakau. Statistischer Bericht...*; SMK, z. 1, 10–12; „Miesięczne sprawozdanie statystyczne” styczeń 1910–grudzień 1931; J. Tambor, *Trwanie życia ludzkiego...*; *Kraków w cyfrach; Statystyka miasta...*; K. Bąkowski, *Dyaryusz życia...*; obliczenia własne.

Zwiększenie się niedoboru ewidencji niemowląt i dzieci z czasem zarówno w wypadku Krakowa, jak i populacji porównawczej można tłumaczyć nie tyle pogorszeniem jakości spisów, ile poprawieniem precyzji rejestracji ruchu naturalnego ludności. Zarazem, o ile ukazana tu niedorejestracja miała faktycznie dokładnie taki wymiar, to jej wpływ na ogólny wynik spisu nie jest już tak znaczący (braki roczników 0–5 w roku 1880 stanowią zaledwie 2,18% ogólnej liczby ludności).

Podsumowując przedstawioną powyżej krytyczną analizę źródeł, należy stwierdzić, że dane dotyczące badanej populacji przedstawiają nawet w rozumieniu dzisiejszej analizy demograficznej dość wysoką wartość. Wydaje się uzasadnione porównanie ich do powstających obecnie materiałów charakteryzujących ludność krajów rozwijających się. W związku z tym w perspektywie historycznej należy uznać źródła zarówno o stanie i strukturze ludności, jak i o jej ruchu za w pełni wiarygodne. Wprawdzie pokazaliśmy tu drobne uchybienia danych demograficznych, szczególnie zaś spisów ludności, nie decydujemy się na jakiegokolwiek korekty liczb podawanych przez źródła. Postępowanie to ma, po pierwsze, uzasadnienie czysto historyczne, związane z koniecznością zachowania ogromnej ostrożności przy jakiegokolwiek interwencji badacza w źródła. Po drugie, towarzyszy nam przekonanie o konsekwencji i systematyczności ewentualnych błędów w krótkim okresie, które przy konstrukcji długookresowych serii współczynników demograficznych nie

rzutują istotnie na analizę przebiegu procesów ludnościowych, dobrze obrazując ich kierunek i dynamikę, choć może nie idealnie odwzorowując dokładną wartość.

Ustalenie średniorocznej liczby ludności

Abstrahując od wątpliwości dotyczących dokładności źródeł, główną decyzją przy przygotowaniu danych do analizy było przyjęcie średniorocznej liczby ludności, która stanowi podstawę surowych współczynników demograficznych. Problem ten wiąże się z niekoherentnością wykorzystanych tu źródeł podających stan populacji Krakowa w badanym okresie. Różnice te można zaobserwować na wykresie 4. Jak widzimy, dotyczą one przede wszystkim okresu pierwszej wojny światowej i lat powojennych. Absolutne pierwszeństwo przyznano tu spisom ludności, biorąc jednak pod uwagę fakt, że nie podawały one liczby średniorocznej, ale zwykle końcoworoczną. Podobnie szacunki MBS dotyczyły stanu na koniec roku, więc pierwszą przyjętą tu zasadą stało się wyciąganie średniej z dwóch kolejnych liczb ludności szacowanej na koniec roku. Kolejną regułą było założenie na temat w miarę harmonijnych zmian stanu populacji (za wyjątkiem wojennej ewakuacji i przyłączeń gmin podmiejskich). Przyjętą na potrzeby badania liczbę ludności możemy prześledzić w postaci linii ciągłej na wykresie 4. Stała się ona mianownikiem przy obliczaniu podstawowych współczynników ruchu naturalnego ludności, licznik zaś stanowiły liczby zdarzeń zarejestrowanych w Krakowie, z wyłączeniem osób w nim niezamieszkałych. Zarysowana tu procedura zadecydowała o tym, że uzyskane surowe współczynniki demograficzne niejednokrotnie odbiegają (choć nie są to różnice duże) od tych publikowanych przez same źródła oraz innych badaczy.

Teoria przejścia demograficznego

Za datę powstania teorii przejścia demograficznego przyjmuje się rok 1945⁶⁰, kiedy to Frank Notestein, dyrektor Office of Population Research na Princeton University w USA, opublikował artykuł dotyczący sytuacji demograficznej na świecie i jej powojennych perspektyw. Jest to jednak data mocno umowna, gdyż rodowód teorii jest znacznie starszy, bo sięga przełomu XIX i XX wieku⁶¹. Nową jakością

⁶⁰ Data ta wiąże się z publikacjami naukowców z Office of Population Research na Princeton University, zob. Frank W. Notestein, *Population — the long view*, [w:] *Food for the world*, red. Theodore W. Schultz, Chicago 1945, s. 37–57; Dudley Kirk, *Population changes and the postwar world*, „American Sociological Review” 9, 1944, nr 1, s. 28–35; Kingsley Davis, *The world demographic transition*, „Annals of American Academy of Political and Social Sciences” 1945, nr 237, s. 1–11.

⁶¹ Zob. John Billings, *The diminishing birth-rate in the United States*, „The Forum” 15, 1893, nr 4, s. 467–477; Walter Willcox, *The expansion of Europe and its influence upon population*,

było w wypadku uczonych amerykańskich wykorzystanie, płynących z danych empirycznych, generalizacji na temat trendów ludnościowych do projektowania jej przyszłego rozwoju, a co za tym idzie stworzenie modelu teoretycznego. Zważywszy na ogromną liczbę publikacji poruszających tematykę formowania się teorii przejścia demograficznego, zgłębiających jej recepcję i próby korekt, zagadnienie to nie może zostać tu szerzej omówione⁶². Warto jednak przedstawić pokrótce sposób wykorzystania pojęcia transformacji demograficznej w niniejszym artykule, gdyż nie będzie ono oznaczać wspomnianej teorii, ale jedynie empiryczny model, pozwalający opisać i zinterpretować przeszłą rzeczywistość demograficzną. Sam model jest złożony z czterech faz, momenty przejścia między którymi wyznaczają poziomy i dynamika podstawowych współczynników ruchu naturalnego ludności, to jest umieralności i rodności.

I tak, faza przedtranszitoryjna charakteryzuje się wysokimi i niestabilnymi wartościami zarówno stopy zgonów, jak i urodzeń. Faza druga rozpoczyna się w momencie, gdy umieralność wykazuje oznaki trwałego i konsekwentnego spadku i trwa do momentu, gdy taki spadek zaczyna dotyczyć również rodności. Faza trzecia to okres spadku płodności, który prowadzi do uzyskania nowej, niskiej równowagi

[w:] *Studies in Philosophy and Psychology*, New York 1906; tenże, *The nature and significance of the changes in the birth and death rates in recent years*, „Publications of the American Statistical Association” 15, nr 113, 1916, s. 1–15; John Brownlee, *The history of the birth and death rates in England and Wales taken as a whole, from 1570 to the present time*, „Public Health” 29, 1915–1916, s. 211–222; Robert Kuczynski, *The Balance of Births and Deaths*, t. 1. *Western and Northern Europe*, New York 1928. Wśród badaczy polskich: Józef Buzek, *Pogląd na wzrost ludności ziem polskich w wieku XIX*, Kraków 1915.

Do nurtu przedklasycznego teorii przyjęło się zaliczać: Adolphe Landry, *Les trois théories principales de la population*, [w:] *Scientia*, Paris 1909, s. 3–29; tenże, *La révolution démographique. Études et essais sur les problèmes de la population*, INED, Paris 1934; Alexander M. Carr-Saunders, *The population problem: a study in human evolution*, Oxford 1922; tenże, *World Population: Past Growth and Present Trends*, London 1936; Thomas H. C. Stevenson, *The laws governing population*, „Journal of the Royal Statistical Society” 88, 1925, s. 63–90; Warren Thompson, *Population*, „The American Journal of Sociology” 34, 1929, nr 6, s. 959–975.

⁶² Najważniejsze artykuły poruszające tą tematykę: Simon Szreter, *The idea of demographic transition and the study of fertility change: a critical intellectual history*, „Population and Development Review” 19, 1993, nr 4, s. 659–701; Dennis Hodgson, *Demography as Social Science and Policy Science*, „Population and Development Review” 9, 1983, nr 1 (marzec), s. 1–34; Dov Friedlander, Barbara S. Okun, Sharon Segal, *The demographic transition then and now: Processes, perspectives, and analyses*, „Journal of Family History” 24, 1999, s. 493–533; Dudley Kirk, *Demographic Transition Theory*, „Population Studies: A Journal of Demography” 50, 2003, s. 361–387. W języku polskim, zob. *Teoria przejścia demograficznego*, red. Marek Okólski, Warszawa 1990, a także: Marek Okólski, *Refleksje nad mechanizmem przejścia demograficznego*, „Studia Demograficzne” 1987, nr 2 (88), s. 33; Edward Rosset, *Teoria przejścia demograficznego. Jej logika, technika i perspektywy*, [w:] E. Rosset, W. Billig, *Studia nad teoriami ludnościowymi*, Warszawa 1987 (= „Monografie i Opracowania SGPiS” 228), s. 11–98; Mikołaj Szoltysek, *Dowody i refutacje: wczoraj i dziś w historyczno-demograficznych studiach nad transformacją postaw prokreacyjnych*, „Studia Demograficzne” 2006, nr 1 (149), s. 3–27.

pomiędzy natężeniem zgonów i urodzeń. Sytuacja wzajemnego bilansowania się umieralności i rodności otwiera czwartą, potranzytoryjną fazę przejścia demograficznego. Fazy druga i trzecia, w okresie których jest notowany największy przyrost naturalny, stanowią istotę transformacji demograficznej, dlatego bywają nazywane „właściwym przejściem demograficznym”⁶³. Wprawdzie klasyczna teoria transformacji demograficznej wskazuje na jednoznaczny związek przyczynowo-skutkowy pomiędzy przemianami demograficznymi a procesami modernizacji, to relacja ta była jednak wielokrotnie podważana przez badaczy⁶⁴. Jako że niniejszy artykuł nie może rozstrzygnąć, czy w badanej populacji główną siłą napędową transformacji demograficznej są zmiany cywilizacyjne, czy też jest dokładnie odwrotnie, przyjmujemy jedynie, że przejście demograficzne i procesy modernizacyjne są z sobą bardzo blisko związane, a ich współwystępowanie świadczy o wzajemnym oddziaływaniu.

Celem lepszego umiejscowienia populacji Krakowa w szerszym kontekście przebiegu transformacji demograficznej na ziemiach polskich warto przyrzeć się podstawowym ustaleniom demografów i historyków⁶⁵. Pionierską pracą w tym zakresie jest artykuł autorstwa Stefana Szulca, zawierający analizę ruchu naturalnego ludności wielu krajów europejskich. Na jej podstawie ten czołowy demograf okresu międzywojnia postawił tezę, że rozwój demograficzny populacji ziem polskich był znacznie opóźniony w stosunku do państw Europy Północnej i Zachodniej. Zapóźnienie to miało wynosić w zakresie umieralności niespełna 20 lat, gdyż Szulc początki spadków stopy zgonów w zachodnich i południowych regionach Drugiej Rzeczypospolitej datował na okolice roku 1890⁶⁶. Niewiele większy dystans chronologiczny dzielił populację Polski od krajów zachodnioeuropejskich pod względem rodności, gdyż, zdaniem Szulca:

„wyraźny przełom [trendu rodności] nastąpił w r. 1903, i to we wszystkich dzielnicach jednocześnie, w zachodniej tylko może o rok wcześniej”⁶⁷.

Szulc miał jednak do dyspozycji jedynie dość zgrubne dane co do całości terytorium Drugiej Rzeczypospolitej lub trzech zaborów, których to danych jakość, siłą rzeczy, musiała być dość mocno zróżnicowana.

⁶³ Krzysztof Zamorski, *Początki przejścia demograficznego w Polsce*, „Studia Demograficzne” 1993, 2 (112), s. 15–22.

⁶⁴ Dowodem na aktualność debaty może być: Timothy Dyson, *Population and Development: The Demographic Transition*, London-New York 2010.

⁶⁵ Celowo pomijam tu liczną grupę badań regionalnych i opartych na danych nominatywnych, spośród których na szczególną uwagę zasługują: Stanisław Borowski, *Procesy demograficzne w mikroregionie Czacz w latach 1598–1975*, PDP 9, 1976, s. 95–191; Edmund Piasecki, *Ludność parafii bejskiej (woj. kieleckie) w świetle ksiąg metrykalnych z XVIII–XX w. Studium demograficzne*, Warszawa-Wrocław 1990.

⁶⁶ Stefan Szulc, *Ruch naturalny ludności w Polsce w latach 1895–1935*, [w:] *Zagadnienia demograficzne Polski*, Warszawa 1936 (= „Statystyka Polski”, seria C, z. 41, GUS), s. 37.

⁶⁷ Tamże, s. 31.

Inaczej rzecz ma się w wypadku pracy Stanisława Borowskiego, jednego z pierwszych polskich historyków demografów bezpośrednio odnoszących się do zjawiska transformacji demograficznej⁶⁸. Autor ten podstawą swej analizy uczynił bowiem źródła archiwalne będące w dużej mierze wytworem statystyki pruskiej, a jej przedmiotem — rozwój ruchu naturalnego ludności w Wielkopolsce oraz na Pomorzu i Śląsku w latach 1807–1914. Graficzna analiza surowych współczynników urodzeń i zgonów doprowadziła go do wniosku, że od 1871 roku mamy na badanych przez niego terenach do czynienia z „okresem rewolucji i kontrrewolucji demograficznej”⁶⁹. Okres ten charakteryzuje się ograniczeniem wielkich wahań ruchu naturalnego ludności oraz istotnym spadkiem wartości stopy zgonów, a w kilka lat później nieco bardziej rozłożonym w czasie początkiem spadku rodności.

Zdecydowanie odmienną interpretację tych samych danych przedstawił Tadeusz Ładogórski. Autor ten przesunął proponowaną przez Borowskiego datę wejścia ziem zachodnich w fazę obniżania umieralności aż na rok 1886, a datę początkowych spadków rodności na okres pomiędzy latami 1898 i 1904⁷⁰. Jest to więc w zasadzie powrót do przedwojennych szacunków Szulca.

O wiele bardziej kompleksowo i skrupulatnie kwestią transformacji demograficznej populacji ziem polskich zajął się Krzysztof Zamorski⁷¹. Koncentrując się na analizie ruchu naturalnego i wędrownego Galicji w drugiej połowie XIX i w początkach XX wieku stwierdził, że wprawdzie okres znacznego wzrostu ludności tego kraju rozpoczyna się już po roku 1857, ale dopiero po 1880, wraz ze stopniową eliminacją klęsk elementarnych, nabiera charakteru „zasadniczej transformacji demograficznej”⁷². Zdaniem Zamorskiego, za daty początkowe drugiej i trzeciej fazy przejścia demograficznego populacji byłego zaboru austriackiego należy uznać odpowiednio okolice roku 1880 i pierwszą dekadę XX wieku. Co do całości ziem polskich, autor proponuje przyjęcie ostatniego pięciolecia XIX wieku jako momentu wejścia ich populacji w zasadniczą fazę transformacji, zauważając jednak, że pierwsze symptomy obniżania się stopy zgonów pojawiają się na terytorium Wielkopolski, Śląska, Galicji i Królestwa Polskiego już w latach siedemdziesiątych. Dlatego, jego zdaniem, zapóźnienie demograficzne populacji ziem polskich wynosiło co najmniej ćwierć wieku⁷³.

⁶⁸ Stanisław Borowski, *Rozwój demograficzny i problem maltuzjański na ziemiach polskich pod panowaniem niemieckim w latach 1807–1914*, PDP 3, 1970, s. 125–142.

⁶⁹ Tamże, s. 168.

⁷⁰ Tadeusz Ładogórski, *Periodyzacja rozwoju demograficznego ludności polskich ziem zachodnich i północnych w latach 1816–1914*, PDP 5, 1972, s. 114 n.

⁷¹ K. Zamorski, *Transformacja demograficzna w Galicji* [14]; tenże, *Początki przejścia demograficznego* [63]; tenże, *Specyfika transformacji demograficznej. Historyczna reinterpretacja znanej teorii demograficznej*, [w:] *Celem nauki jest człowiek... Studia z historii społecznej i gospodarczej ofiarowane Helenie Madurowicz-Urbańskiej*, red. Piotr Franaszek, Kraków 2000.

⁷² K. Zamorski, *Transformacja demograficzna w Galicji* [14], s. 21.

⁷³ K. Zamorski, *Początki przejścia demograficznego* [63], s. 17.

Nową jakość do analizy przejścia demograficznego w rodzimym piśmiennictwie historyczno-demograficznym wniosła Elżbieta Stańczyk⁷⁴. Opierając się na danych prezentowanych już uprzednio przez Szulca, badaczka ta zaproponowała bardziej zobiektywizowaną procedurę wyznaczania dat początkowych kolejnych faz przejścia demograficznego, wykorzystując w tym celu modelowanie statystyczne. W wyniku tego zabiegu Stańczyk wyznacza początek spadku umieralności dla populacji całości ziem polskich na rok 1885, a redukcji rodności na 1903. Rzecz jasna, jak słusznie zauważa autorka, są to daty zgrubne, widzimy jednak, że blisko im do tez postulowanych przez Szulca i Zamorskiego. Praca Stańczyk daje również wgląd w zróżnicowanie regionalne procesu przejścia demograficznego. O ile spadek natężenia zgonów wystąpił na ziemiach zachodnich i południowych odpowiednio w 1871 i 1875, to w regionach wchodzących w II RP w skład województw centralnych i wschodnich grubo ponad dekadę później (odpowiednio 1889 i 1898). Transformacyjne obniżanie rodności miało się rozpocząć na terenach zachodnich w 1893, południowych w 1901, centralnych w 1902 i wreszcie w województwach wschodnich około 1907⁷⁵.

Rezultaty uzyskane przez Stańczyk dowodzą, że wejście populacji Galicji w transformację demograficzną miało miejsce tylko nieco wcześniej, niż postulował Zamorski, wyniki zaś otrzymane dla ziem zachodnich plasują się bliżej wartości proponowanych przez Borowskiego niż Ładogórskiego. Pomimo dość znacznych różnic pomiędzy ustaleniami cytowanych badaczy można przyjąć, że w populacji Galicji, będącej dla Krakowa punktem odniesienia, początki spadku umieralności przypadają na dekadę 1871–1880, a redukcja rodności rozpoczęła się między rokiem 1900 a 1910. Jednocześnie warto zwrócić uwagę na — podnoszony pośrednio przez przywoływanych powyżej autorów — fakt występowania na ziemiach polskich dwóch schematów transformacji demograficznej: zachodnio-południowym i centralno-wschodnim. Populację Krakowa należy lokować, rzecz jasna, w schemacie pierwszym, co pozwoli przyjrzeć się jej ewentualnej wyjątkowości pod względem poziomów i dynamiki zmian współczynników demograficznych.

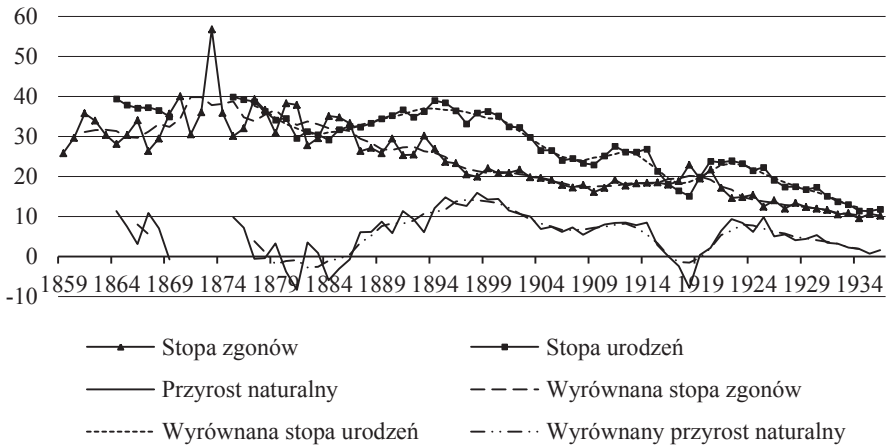
Natężenie zgonów i urodzeń w populacji Krakowa w kontekście modelu transformacji demograficznej

Analiza surowych współczynników zgonów i urodzeń będzie pierwszym krokiem w procedurze umiejscawiania ludności Krakowa w przebiegu długofalowych procesów demograficznych przełomu XIX i XX wieku.

⁷⁴ Elżbieta Stańczyk, *Rodność i umieralność na ziemiach polskich w kontekście teorii przejścia demograficznego*, „Wiadomości Statystyczne” 2009, nr 9, s. 16–32.

⁷⁵ Tamże, s. 25.

Wykres 5. Surowe współczynniki zgonów i urodzeń oraz przyrost naturalny w populacji Krakowa w latach 1859–1936



Źródła: wymienione w tekście; obliczenia własne.

Uwaga: w wypadku stopy urodzeń obliczeń dokonano na podstawie szacunków (szacunku liczby urodzeń w latach 1864–1869 i 1875–1880 dokonano na podstawie liczby osób w wieku 0–4 zarejestrowanych przez powszechne spisy ludności w roku 1869 i 1880 oraz parametru L_x zbudowanych tablic wymieralności. Procedura estymacji wstecznej tzw. ‘reverse survival’ opisana w: Manual X, *Indirect techniques for demographic estimation*, New York 1983, s. 179–181).

Wyznaczenie przybliżonych granic kolejnych etapów transformacji demograficznej dla populacji Krakowa musi się zacząć od spojrzenia na surowe współczynniki zgonów, urodzeń i przyrostu naturalnego (wykres 5). Na podstawie serii dotyczących umieralności możemy zauważyć, że współczynnik zgonów jest bardzo niestabilny w okresie 1859–1883, w późniejszym czasie jego fluktuacje znacznie maleją, a po roku 1900 właściwie zanikają. Stopa zgonów swoje maksimum (57,22) osiąga w roku 1873, w związku z ostatnią epidemią cholery w regionie. Już po tej dacie możemy obserwować powolny spadek wartości współczynnika, który nabiera większego tempa w drugiej połowie lat osiemdziesiątych. Co ciekawe, to dopiero w tym okresie umieralność spada do poziomu sprzed epidemii cholery⁷⁶. Spadek ten zostaje jeszcze zahamowany w latach 1890–1893, co jest zapewne wynikiem epidemii grypy (w latach 1889–1891) i jednego z ostatnich rzutów ospy prawdziwej w roku 1893⁷⁷. Na przestrzeni lat 1894–1910 umieralność obniża się z poziomu

⁷⁶ Średni poziom umieralności w latach 1859–1869 wyniósł 31,15, a w latach 1882–1887, 31,12.

⁷⁷ Tomasz Janiszewski, *Epidemia influenzy czyli t.z. choroby hiszpańskiej w Krakowie*, „Przegląd Lekarski” 40, 1918 (5 października), s. 270 n.; Włodzimierz Brenner, *Stan sanitarny, ochrona zdrowia i sytuacja epidemiologiczna chorób zakaźnych w Krakowie w okresie autonomii galicyjskiej (lata 60./70. XIX w.–do 1914 r.)*, „Przegląd Epidemiologiczny” 62, 2008, s. 188 n.

25,87 zgonów miejscowych na 1000 mieszkańców (w pięcioleciu 1892–1896) do 17,25 (w pięcioleciu 1906–1910), a więc o 8,62 zgonów na 1000 mieszkańców. Regres po roku 1910 jest spowodowany rozszerzeniem granic miasta i włączaniem w jego obręb gmin wiejskich i obszarów dworskich. Jeszcze wyraźniejsze pogorszenie sytuacji przynosi pierwsza wojna światowa i dopiero w roku 1922 średnia pięcioletnia stopa zgonów spada poniżej poziomu z okresu przed włączeniem gmin podmiejskich. Po tej dacie następuje kontynuacja trendu obniżania umieralności, dzięki czemu w roku 1934 możemy odnotować minimalną w całym badanym okresie wartość stopy zgonów, równą 9,50.

W wypadku stopy urodzeń w latach 1865–1900 możemy zaobserwować fluktuację jej wartości pomiędzy poziomem 40 a 30 urodzeń miejscowych na 1000 ludności zamieszkałej. Maksimum przypadające na rok 1866 (41,42) tylko nieznacznie przekracza tę górną granicę. Ostatni okres wzmożonej rodności przypada na lata 1890–1900 i może być związany ze zmianami struktury ludności miasta, spowodowanej dużym napływem migracyjnym⁷⁸. Inna sprawa, że równie dobrze mogą to być wahania koniunkturalne oraz zjawisko echa demograficznego spowodowane pocholeryczną kompensacją. W każdym razie rozpoczęty w ostatnim pięcioleciu XIX wieku spadek stopy urodzeń trwa aż do roku 1910, kiedy to znowu możemy zaobserwować skutki włączenia do Krakowa ludności podmiejskiej. Spowodowany tym faktem wzrost rodności jest przerwany bardzo drastycznym jej spadkiem w okresie pierwszej wojny światowej, po której możemy zaobserwować jedynie delikatne zjawisko kompensacji. W efekcie intensywnego, powojennego spadku stopy urodzeń przyjmuje ona w roku 1935 wartość minimalną, to jest 11,30 urodzeń miejscowych na 1000 osób zamieszkałych w Krakowie.

Wypadkową tych dwóch serii jest linia obrazująca przemiany przyrostu naturalnego ludności miejscowej Krakowa w badanym okresie. Aż do roku 1887 mamy tu do czynienia z niskim, oscylującym wokół zera, przyrostem naturalnym. Z jednej strony, jest to związane z sytuacją charakterystyczną dla demograficznego *ancien régime'u*, o czym przekonuje nas dodatkowo ostatni kryzys umieralności z lat 1870–1874, z drugiej zaś — niski przyrost naturalny w środowisku miejskim jest sytuacją typową. Po roku 1887 następuje istotny wzrost przyrostu naturalnego, co świadczy o otwieraniu się „nożyc” umieralności i rodności, a kulminację tego procesu stanowi wartość przyrostu 15,90 osoby na każdy 1000 mieszkańców Krakowa. Okres dużego pozytywnego bilansu demograficznego Krakowa podtrzymuje włączenie gmin podmiejskich w jego granice, co świadczy o tym, że rodność znacznie przewyższała umieralność na przyłączanych terenach. Zapaść wojenna trwająca od roku 1914 aż do 1922 przynosi znowu ujemny przyrost naturalny. Po krótkiej rekuperacji wartości wskaźnika możemy obserwować jego konsekwentny spadek, co skutkuje przyrostem w wysokości jedynie 0,7 osoby na 1000 ludności miasta w roku 1935.

⁷⁸ K. Zamorski, *Transformacja demograficzna w Galicji* [14], s. 89.

Na podstawie analizy natężenia podstawowych współczynników ruchu naturalnego ludności otrzymujemy dość niejednoznaczny obraz przebiegu procesu transformacji demograficznej w populacji Krakowa. Spróbujmy jednak określić zgrubnie ramy poszczególnych jej faz. Nie ma wątpliwości, że co najmniej do roku 1879 mamy do czynienia z fazą przedtranzytoryjną, charakterystyczną dla społeczności tradycyjnych. Świadczą o tym wysokie i niestabilne wartości stopy zgonów, przewyższające okresowo poziom stopy urodzeń, co skutkuje negatywnym przyrostem naturalnym. Podobna sytuacja, choć na mniejszą skalę, utrzymuje się jeszcze po rok 1887, ale po 1879 pięcioletnia średnia ruchoma stopy zgonów wykazuje wyraźny trend spadkowy. Oczywiście, początkowe lata redukcji umieralności można uznać za powrót do niskich wartości przedtranzytoryjnych (z lat 1859–1869) — jeżeli istotnie tak było, faktyczny spadek stopy zgonów, związany bezpośrednio z transformacją demograficzną, należałoby umiejscowić pod koniec lat osiemdziesiątych XIX wieku i to z pewną reminiscencją demograficznego *ancien régime* w latach 1890–1893. W związku z powyższym, przyjmijmy na razie, że w fazę obniżania umieralności ludność Krakowa weszła pomiędzy 1879 a 1894, a w dokładniejszym oznaczeniu jej daty początkowej pomogą nam w dalszej części tekstu porównania z ludnością Galicji i innych miast regionu oraz bardziej wyszukane metody statystyczne.

Równie trudnym zadaniem okazuje się podanie daty wyznaczającej początek trzeciej fazy przejścia demograficznego, a więc fazy obniżania rodności. Średnia ruchoma zaczyna wprawdzie wyraźnie spadać po roku 1894, ale jeśli punktem odniesienia stanie się dla nas pięciolecie 1881–1885, to za punkt początkowy faktycznego obniżania rodności należałoby przyjąć rok 1903. Analiza przyrostu naturalnego pozwala przychylić się raczej do tej pierwszej daty, jako że po 1894 możemy odnotować mocno pozytywny bilans urodzeń i zgonów, nie mający precedensu w latach wcześniejszych. Również w wypadku transformacyjnego obniżania rodności konieczne będą dalsze ustalenia, pozwalające rozwiązać te wątpliwości. Trzeba jednocześnie podkreślić, że nie możemy przywiązywać tu zbyt dużej wagi do amplitudy wahań stóp urodzeń i zgonów oraz ich transformacyjnej stabilizacji. Zastrzeżenie to powodowane jest faktem, że mamy tu do czynienia z — mimo wszystko — niezbyt liczną populacją, o szybko zwiększającej się liczbie i gwałtownie zmieniającej się strukturze, częściowo za sprawą czynników całkowicie zewnętrznych, jak zmiany granic miasta. Stabilizacja wartości współczynników natężenia urodzeń i zgonów może być więc efektem zwiększania się liczby ludności, co marginalizuje wahania przypadkowe i/lub kwestii niekoherentności źródeł, czy następującej zwykle z czasem poprawy jakości rejestracji zdarzeń ruchu naturalnego ludności.

Bardziej obiektywną formą oceny momentów podstawowych dla populacji miasta Krakowa w kontekście przejścia demograficznego jest odwołanie się do modelowania statystycznego. Stosujemy tu metodę zaproponowaną przez Marc Artzrounigo, a rozwiniętą i wykorzystywaną na gruncie polskim przez Barbarę

Radzikowską i Elżbietę Stańczyk⁷⁹. Metoda ta zakłada wykorzystanie funkcji antylogistycznej do modelowania transformacyjnego spadku umieralności i rodności w badanych populacjach. Funkcja antylogistyczna to w istocie stała pomniejszona o funkcję logistyczną, przyjmuje więc formę⁸⁰:

$$f(t) = C - \frac{A}{1 + Be^{-rt}}$$

a jej przebieg, środkowo symetryczny do przebiegu funkcji logistycznej właściwie odzwierciedla przebieg transformacji demograficznej. Oszacowanie parametrów funkcji — na podstawie średnich pięcioletnich wartości surowych współczynników urodzeń i zgonów — przy pomocy metody najmniejszych kwadratów pozwala wykreślić modelowane serie stóp ruchu naturalnego dla kolejnych lat. Pomysł Artzrouniego został twórczo rozwinięty przez Radzikowską, która sugeruje połączenie modelowania transformacji demograficznej przy pomocy funkcji antylogistycznej z metodą substytucji prostej⁸¹. Dzięki temu zabiegowi za początek transformacyjnego obniżania umieralności i rodności (T_1) przyjmujemy dziesięcioprocentowy spadek wartości modelowanych surowych współczynników zgonów i urodzeń od wartości teoretycznie maksymalnej. Argument funkcji odpowiadający temu momentowi szacujemy za pomocą wzoru:

$$T_1 = \frac{\ln B}{r} - \frac{2,1972}{r}$$

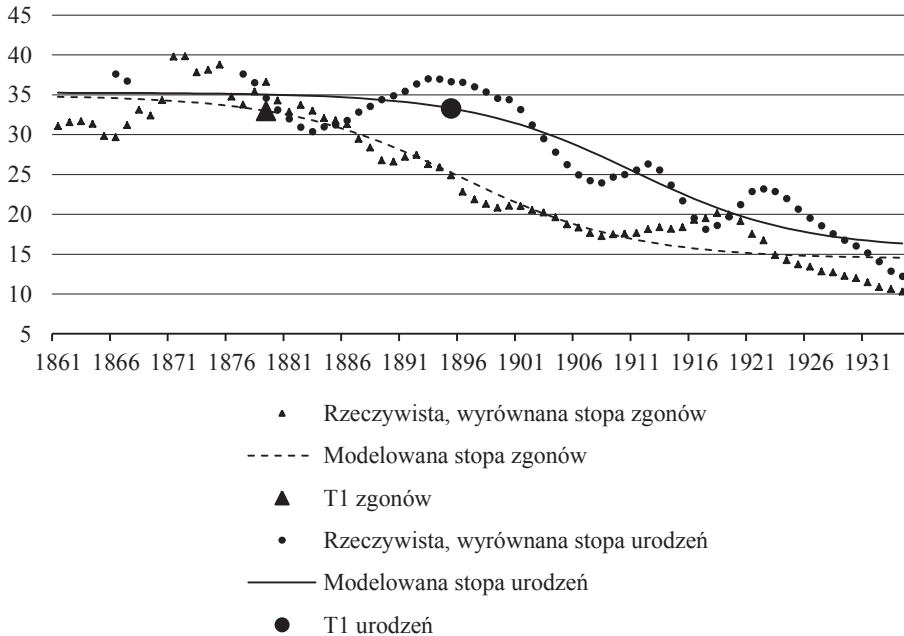
Wyniki aproksymacji przedstawia wykres 6. W ich świetle należałoby utrzymać wcześniejsze z proponowanych powyżej dat wejścia Krakowa w kolejne fazy transformacji demograficznej, gdyż wyniki modelu wskazują na rok 1879 jako początek istotnego spadku zgonów i rok 1895 jako początek redukcji rodności. Wydaje się, że zaprezentowany tu model dość dobrze oddaje poziom przedtranzitoryjnego *plateau*, wpisując się we fluktuacje pomiędzy wysokimi i niskimi poziomami umieralności i rodności. Ponadto usunięcie z analizy stopy zgonów lat 1871–1875, jako obserwacji odstających, nie zmienia właściwie wyniku estymacji, nie poprawiając dobroci dopasowania i przesuując wartość T_1 zgonów zaledwie o rok w przód

⁷⁹ E. Stańczyk, *Rodność i umieralność* [74]; Barbara Radzikowska, *Płodność w Polsce w kontekście teorii przejścia demograficznego. Modelowanie i prognozowanie*, Wrocław 1995, oraz też, *Funkcja antylogistyczna i możliwość jej zastosowania w analizie procesu transformacji demograficznej*, „Wiadomości Statystyczne” 1988, nr 8, s. 5–7.

⁸⁰ Marc Artzrouni, *Une nouvelle famille de courbes de croissance: Application a' la transition démographique*, „Population” 41, 1986, nr 3, s. 497–509.

⁸¹ Stosowana w prognozowaniu przemysłowym i ekonomicznym zasada badania faz przemian technologicznych — więcej, zob. John C. Fisher, Robert H. Pry, *A simple substitution model of technological change*, „Technological Forecasting and Social Change” 3, 1971–1972, s. 75–88, oraz B. Radzikowska, *Płodność w Polsce* [79], s. 33–35.

Wykres 6. Model transformacji demograficznej estymowany funkcją antylogistyczną na podstawie średnich ruchomych centrowanych pięcioletnich surowych współczynników zgonów i urodzeń w populacji miasta Krakowa w latach 1859–1936



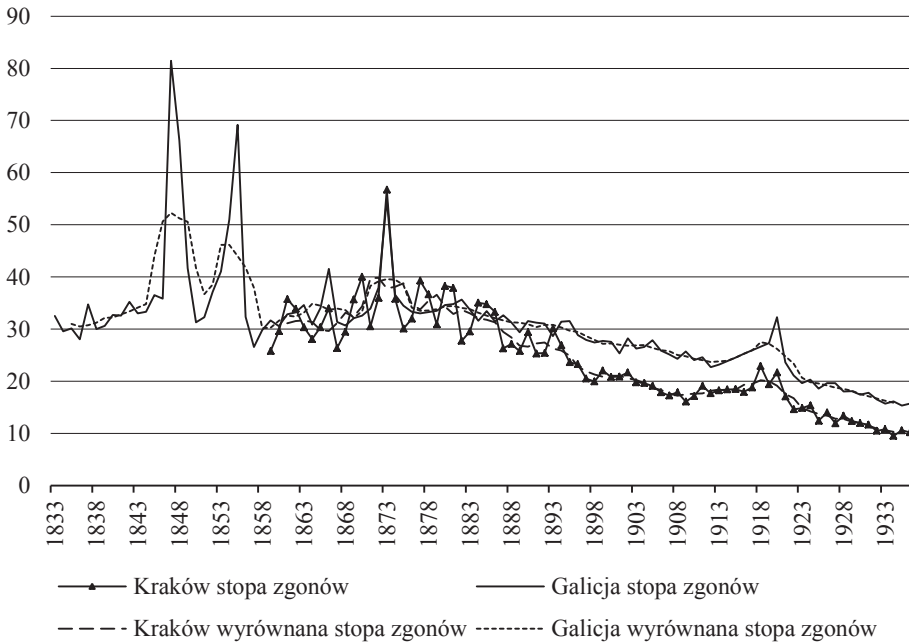
Źródło: wymienione w tekście; obliczenia własne.

(1880). Zaprezentowany powyżej model zwraca również uwagę na bardzo niskie poziomy umieralności i rodności już w latach trzydziestych XX wieku. Świadczy to o bardzo gwałtownym przebiegu procesu w badanej populacji, gdyż spadek z poziomów przedtranszitoryjnych do nowoczesnych obu głównych współczynników ruchu naturalnego zamknął się w okresie niespełna pięćdziesięcioletnim.

Przyjmując za początek drugiej fazy przejścia pierwszą połowę lat osiemdziesiątych XIX wieku i połowę lat dziewięćdziesiątych dla fazy trzeciej, przyjrzyjmy się spadkowi stopy zgonów i urodzeń w populacji Krakowa w kontekście porównawczym. W pierwszym rzędzie warto odnieść się do ludności Galicji, której część stanowi badana populacja.

Jak możemy zaobserwować na wykresie 7, wartości surowego współczynnika zgonów dla Galicji i Krakowa nie różnią się znacząco od siebie aż do początku lat osiemdziesiątych. Średnia pięcioletnia stopy zgonów jest wyższa w mieście tylko w latach 1869–1872 oraz 1875–1880, po czym różnica staje się coraz większa na korzyść Krakowa. W rekordowym 1907 w Krakowie umierało o ponad 8 osób na 1000 ludności mniej niż w populacji Galicji. Spory dystans między umieralnością

Wykres 7. Surowe współczynniki zgonów w populacjach Galicji (1833–1936) i Krakowa (1859–1936)

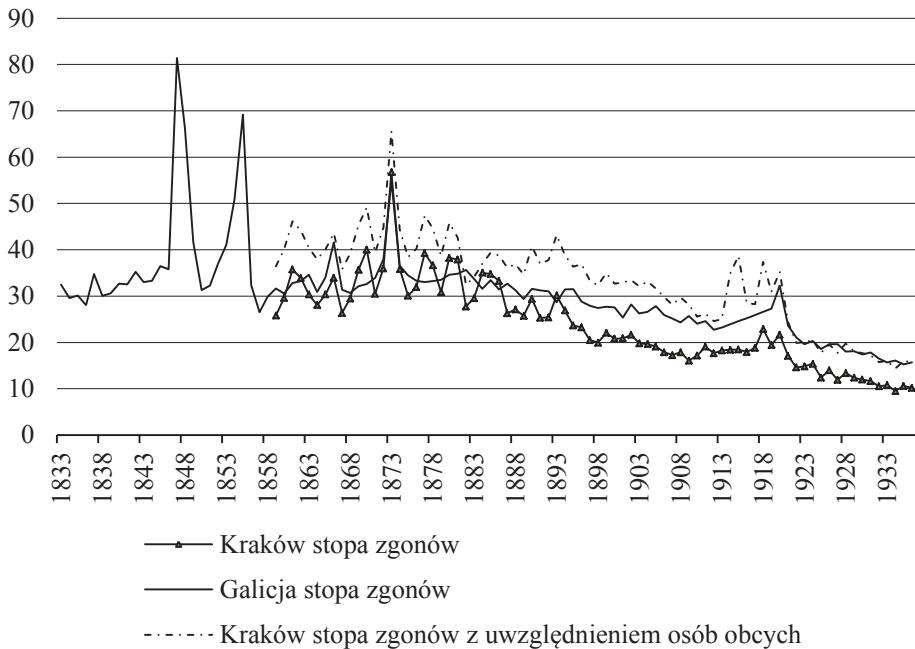


Źródło: wymienione w tekście; obliczenia własne.

całego kraju i miasta utrzymuje się aż do końca badanego okresu. Należy jednak podkreślić, że bezpośrednie porównania poziomu surowych współczynników urodzeń czy zgonów mogą być w tym wypadku niezwykle mylące, ze względu na różnice w strukturze wieku i płci obu populacji. Dlatego obserwując wykres 7 trzeba zwrócić uwagę głównie na rytm i głębokość zmian, nie zaś na wartości współczynników. Można wówczas zauważyć, że moment spadku umieralności zarówno w populacji, jak i subpopulacji występują w zasadzie w bardzo zbliżonym czasie (pierwsze pięciolecie lat osiemdziesiątych). Świadczy to o w miarę jednoczesnym ustaniu warunków wstrzymujących poprawę sytuacji zdrowotnej mieszkańców Galicji i Krakowa. Zasadnicza różnica leży po stronie większej dynamiki procesu w wypadku ludności Krakowa (średnie roczne tempo zmian $-1,80$ w porównaniu z $-0,97$ dla Galicji), co może być wytłumaczone przez znacznie szybszą modernizację populacji prawie zupełnie miejskiej, o ile priorytetowymi przyczynami spadku umieralności były aspekty związane z poprawą opieki medycznej czy różnorodnością i dostępnością żywności.

Odmienne przedstawia się sytuacja surowych współczynników urodzeń w populacjach Galicji i Krakowa. Zwraca uwagę nie tylko znacznie niższa w całym

Wykres 8. Surowe współczynniki zgonów w populacjach Galicji (1833–1936) i Krakowa z uwzględnieniem zgonów osób niezamieszkałych na stałe w mieście (1859–1936)

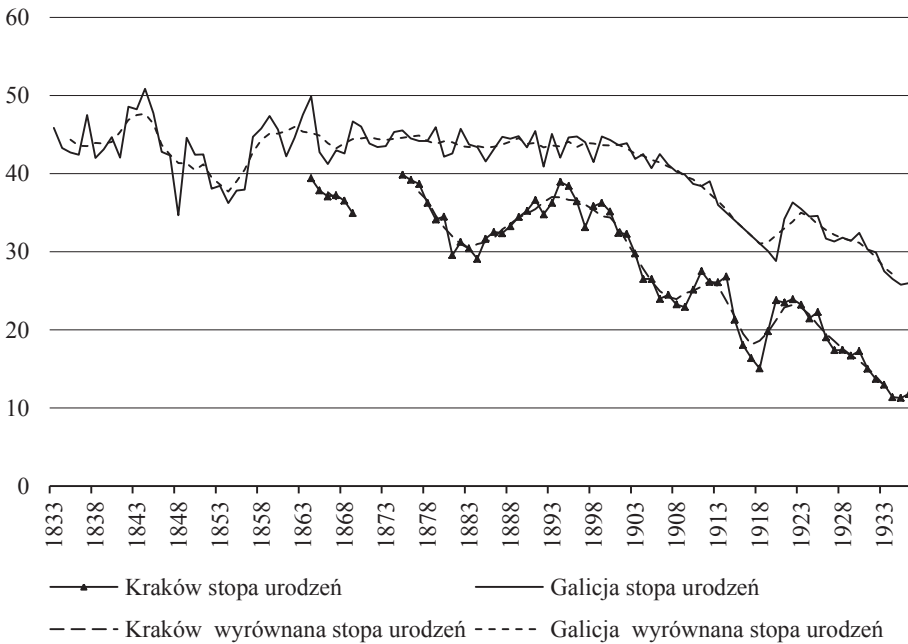


Źródła: wymienione w tekście; obliczenia własne.

okresie rodność ludności miejskiej, ale również mniejsza jej pod tym względem stabilność. Oczywiście, licząca w roku 1857 niewiele ponad 40 tysięcy populacja Krakowa znacznie bardziej jest narażona na wszelkiego rodzaju wahania przypadkowe i koniunkturalne, związane z sytuacją ekonomiczną czy obecnymi jeszcze do lat siedemdziesiątych epidemiami. Efekty te grają mniejszą rolę, a czasem wzajemnie się znoszą w wypadku większych populacji zaludniających duże obszary, gdzie zdarzenia wpływające na poziom rodności rzadko kiedy występują w pełni synchronicznie. Pomimo tych różnic, w kwestii transformacyjnego spadku stopy urodzeń, wykres 9 nie pozostawia wątpliwości. Jeżeli przyjmiemy, że ograniczanie rodności rozpoczęło się w wypadku Krakowa w połowie lat dziewięćdziesiątych, to wejście Galicji w trzecią fazę przejścia demograficznego nastąpiłoby niespełna dekadę później (średnia pięcioletnia wykazuje zdecydowaną tendencję spadkową w pierwszych latach XX wieku). Również tutaj populacja miejska charakteryzuje się większą dynamiką, choć spadek rodności w populacji Krakowa jest wyraźnie perturbowany przez rozszerzenie granic administracyjnych.

Warto w tym miejscu zastanowić się nad wnioskami płynącymi z powyższego porównania ludności Krakowa z całą ludnością Galicji. W literaturze demo-

Wykres 9. Surowe współczynniki urodzeń w populacjach Galicji (1833–1936) i Krakowa (1864–1936)



Źródło: wymienione w tekście; obliczenia własne.

graficznej dość często podnoszonym problemem jest ujemny przyrost naturalny miast w okresie przed transformacją demograficzną i we wczesnych jej stadiach⁸². Zdaniem badaczy, jest on wynikiem, z jednej strony, niższej niż w społecznościach wiejskich rodności, a z drugiej — gorszą sytuacją zdrowotną w miastach nazywaną często obrazowo miejskim cmentarzem (*urban graveyard* lub *urban penalty*)⁸³. W badanej populacji możemy zaobserwować to zjawisko w pierwszej części interesującego nas okresu, to jest do połowy lat osiemdziesiątych XIX wieku. Na przykładzie Krakowa i Galicji widać wyraźnie, że główną przyczyną tej

⁸² Allan Sharlin, *Natural Decrease in Early Modern Cities: A Reconsideration*, „Past and Present” 79, 1978, maj, s. 126–138; także polemiczny wobec tego autora: Roger Finlay, *Natural Decrease in Early Modern Cities*, „Past and Present” 92, 1981, s. 169–174.

⁸³ Zob. David Reher, *In Search of the ‘Urban Penalty’: Exploring Urban and Rural Mortality Patterns in Spain during the Demographic Transition*, „International Journal of Population Geography” 7, 2007, s. 105–127; Samuel H. Preston, Etienne van de Walle, *Urban French Mortality in the Nineteenth Century*, „Population Studies” 32, 1978, nr 2, s. 275–297; William H. Hubbard, *The urban penalty: towns and mortality in nineteenth-century Norway*, „Continuity and Change” 15, 2000, s. 331–350.

sytuacji była niższa rodność w miastach, przedtranzytoryjna umieralność ludności Krakowa nie jest bowiem znacząco wyższa niż galicyjska. Należy zwrócić tu uwagę na dwa potencjalne aspekty związane z tą niespodziewaną równością. Po pierwsze, dzięki danym publikowanym przez Miejskie Biuro Statystyczne możemy oddzielić zgony miejscowe i obce, co nie jest częstą praktyką w statystyce ludności tamtego okresu. Gdyby brać pod uwagę zarówno urodzenia, jak i zgony osób niezamieszkałych w Krakowie, sytuacja wyglądałaby o wiele gorzej. Duże ośrodki miejskie przyciągają bowiem nie tylko ludność poszukującą zarobku, ale również osoby chore, potrzebujące specjalistycznej pomocy w szpitalach i zakładach leczniczych. Proces ten i jego znaczenie dla wymiaru krakowskiej umieralności dobrze obrazuje wykres 8. Drugim czynnikiem mającym wpływ na fakt, że surowa stopa zgonów w mieście nie przekraczała w badanym okresie znacząco stopy zgonów Galicji, jest znacząca różnica w strukturze ludności według płci i wieku. W zasadzie surowe współczynniki ruchu naturalnego ludności nie powinny być porównywane w oderwaniu od badania struktury ludności, w której owe zdarzenia zachodzą, choć w literaturze historyczno-demograficznej tego typu porównania są przyjętą praktyką. Zobrazowane w tabeli 6 wyniki standaryzacji prostej surowych współczynników zgonów w populacji Krakowa i Galicji w dwóch wybranych latach spisowych uświadamiają nam potencjalne zagrożenia płynące z takich porównań.

Tabela 6. Porównanie surowych współczynników zgonów i wyników ich standaryzacji względem struktury wieku Galicji w populacji Krakowa i Galicji w latach 1869 i 1880

Rok	Galicja	Kraków	
		wartość surowa	wartość standaryzowana
1869*	32,86	35,38	39,41
1880	34,60	37,97	42,68

Źródło: wymienione w tekście; obliczenia własne.

Uwaga: w wypadku Galicji użyto do obliczeń zgonów z roku 1870.

Zamieszczone tu liczby pokazują nam, jaką wielkość przyjęłyby surowe współczynniki zgonów ludności Krakowa, gdyby ta charakteryzowała się taką samą strukturą, jak ludność Galicji. Powyższy przykład dotyczy jedynie dwóch lat, dla których dane pozwalają przeprowadzić procedurę standaryzacji prostej, ale prawidłowość ta jest obecna w pozostałych latach badanego okresu. Dzieje się tak dlatego, że populacja całości Galicji jest demograficznie młodsza, to jest charakteryzuje się

większym odsetkiem niemowląt i dzieci. W momencie, gdy to właśnie umieralność w tych grupach stanowi gros ogólnej liczby zgonów, społeczność, której mniejszą część stanowią najmłodsi, będzie zawsze charakteryzować się w perspektywie porównawczej zaniżonymi surowymi współczynnikami zgonów. Paradoks ten warto zobrazować dodatkowo wykresem średnich cząstkowych współczynników umieralności dla dwóch wybranych powyżej lat (wykres 10). Jak widzimy, populacja Krakowa charakteryzuje się tu „gorszą” umieralnością we wszystkich grupach wieku, za wyjątkiem dwóch najstarszych.

Odwrotną tendencję możemy zauważyć w wypadku surowych współczynników urodzeń. Wyniki standaryzacji pokazują, że gdyby populacja Krakowa cechowała się taką samą strukturą osób w wieku reprodukcyjnym co całość ludności Galicji jej współczynnik urodzeń byłby jeszcze niższy. W tym wypadku decydującą rolę grają nadwyżki osób w wieku 15–30 lat.

Tabela 7. Porównanie surowych współczynników zgonów i wyników ich standaryzacji względem struktury wieku Galicji w populacji Krakowa i Galicji w latach 1890 i 1900

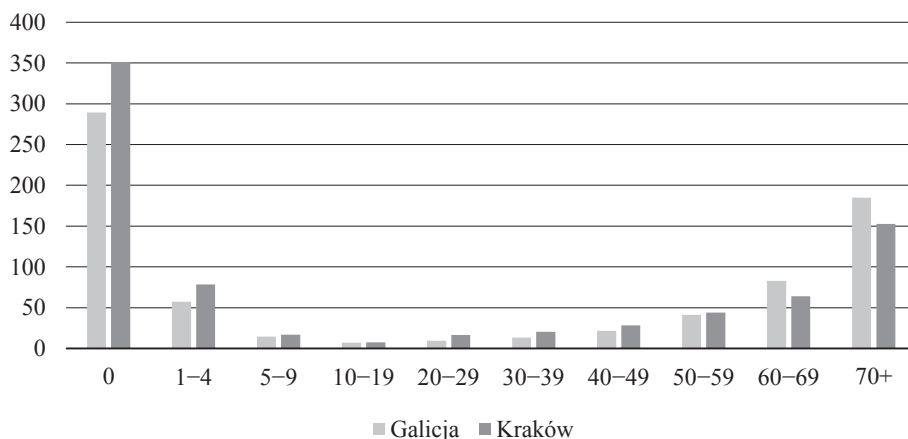
Rok	Galicja	Kraków	
		wartość surowa	wartość standaryzowana
1890	43,38	38,68	32,05
1900	44,31	40,54	32,90

Uwaga: w wypadku Krakowa ze względu na ograniczenia źródłowe, surowe i standaryzowane współczynniki urodzeń dotyczą ogółu urodzeń mających miejsce w mieście w wybranych latach (to jest osób miejscowych i zamiejscowych).

W rzeczywistości mamy więc faktycznie do czynienia ze znacznie wyższą umieralnością i znacznie niższą rodnością w środowisku miejskim aniżeli w całej populacji Galicji, w której przeważa komponent agrarny, co potwierdza zjawisko *urban penalty* w badanej zbiorowości.

Inną kwestią jest moment początkowy i dynamika transformacyjnego spadku głównych współczynników ruchu naturalnego w populacjach miejskich. Zdaniem badaczy, redukcja umieralności następuje nieco wcześniej w sektorze miejskim aniżeli w populacjach wiejskich, i charakteryzuje się znacznie większą dynamiką. Wiąże się to w pierwszym rzędzie z ograniczaniem śmiertelności epidemicznej i zakaźnej, co dokładniej zostanie jeszcze przedstawione poniżej. Niemniej jednak przedtranzitoryjna różnica poziomów umieralności przemawiająca na niekorzyść

Wykres 10. Średnie cząstkowych współczynników umieralności według wieku w populacjach Krakowa i Galicji w latach 1869 i 1880

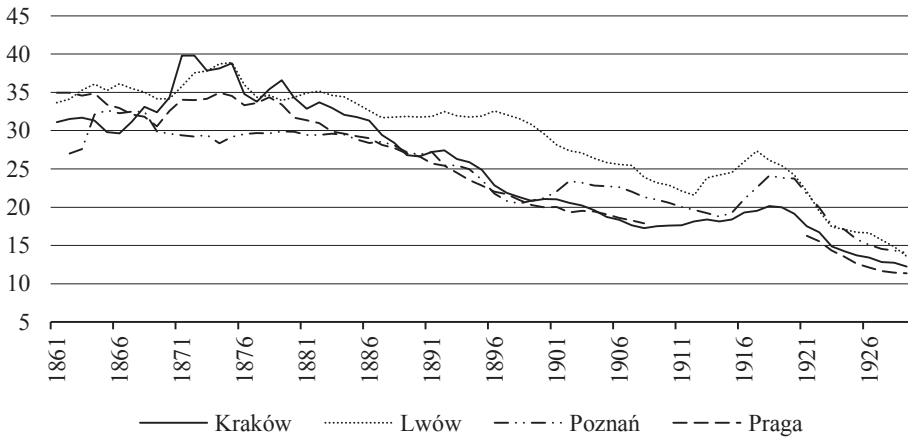


Źródło: wymienione w tekście; obliczenia własne.

miast powoduje, że wartości stopy zgonów w społecznościach miejskich spadają poniżej poziomu charakterystycznego dla wsi dopiero u progu trzeciej fazy transformacji demograficznej⁸⁴. Różnica w dynamice procesu transformacji pomiędzy populacjami miejskimi i wiejskimi prowadzi również do przejściowo większego przyrostu naturalnego w miastach niż na wsi, co okresowo zwiększa udział ludności miejskiej w ogóle ludności danej populacji, choć nie zmienia to faktu, że głównym wyznacznikiem tak rozumianego procesu urbanizacji jest migracja ze wsi do miast. Wydaje się, że kwestia znacznie szybszego wchodzenia społeczności miejskich w fazę obniżania płodności jest dość prosta. Zakładając, że głównym mechanizmem stojącym za spadkiem płodności są innowacje w zakresie kultury, mentalności czy ekonomii i że to właśnie miasta są zazwyczaj głównymi nośnikami szeroko pojętej nowoczesności, oczywistym faktem staje się pierwszeństwo społeczności miejskich pod względem modyfikacji zachowań reprodukcyjnych. Faktycznie, o ile w badanych populacjach mamy do czynienia z prawie jednoczesnym spadkiem umieralności, o tyle różnica między Krakowem a Galicją pod względem spadku rodności wynosi około dziesięciu lat.

⁸⁴ Zob. stylizowany graficzny model transformacji demograficznej miast: Jan de Vries, *Problems in the measurement, description, and analysis of historical urbanization*, [w:] *Urbanization in History*, red. Ad van der Woude, Akira Hayami, J. de Vries, Oxford 1990, s. 58. Również: Timothy Dyson, *The Role of the demographic transition in the process of urbanization*, „Population and Development Review” 37 (suplement), 2011, s. 34–54.

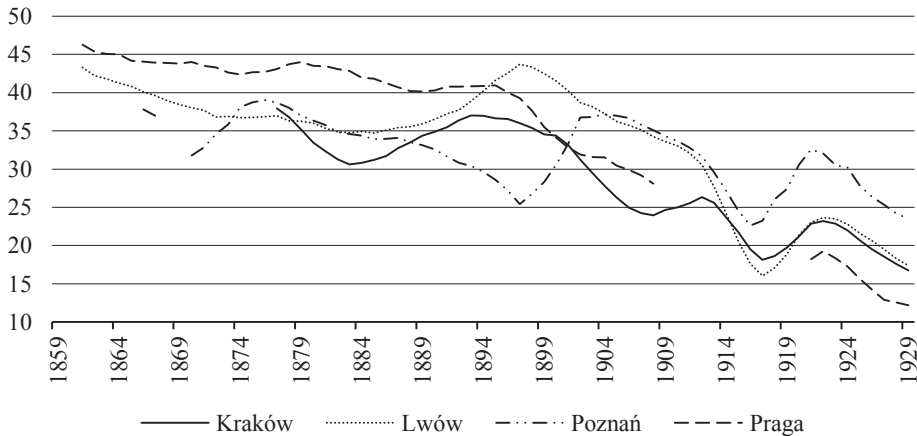
Wykres 11. Średnie ruchome centrowane pięcioletnie surowych współczynników zgonów w populacjach Krakowa (1861–1929), Lwowa (1861–1929), Poznania (1862–1929) i Pragi (1872–1929)



Źródło: dla Krakowa — wymienione w tekście. Pozostałe miasta: K. Wnęk, L. Zyblikiewicz, E. Callahan, *Ludność nowoczesnego Lwowa w latach 1857–1938*, Kraków 2006; „Rocznik statystyczny stoł. miasta Poznania” (1925–1927); *Dzieje Poznania*; „Österreichisches Städtebuch”, 1887–1914; *Obyvatelstvo v Praze 1918–2011* (http://www.praha.czso.cz/xa/redakce.nsf/i/casove_rady_lide_time_series_people).

Przedstawiona powyżej analiza porównawcza utwierdza nas w przekonaniu o wejściu populacji Krakowa w drugą i trzecią fazę transformacji demograficznej odpowiednio około 1880 i 1895 roku. Jednocześnie trudności w porównywaniu tak różnych populacji, jak czysto miejska i mieszana, z przewagą czynnika wiejskiego, skłania nas do próby porównania procesu transformacji demograficznej zachodzącej wśród ludności Krakowa z populacjami innych miast regionu. W tym wypadku możemy zakładać, że struktura wieku ludności porównywanych miast jest zbliżona. Bez dokładnego przesiedlenia metodologii i jakości zbierania danych przez biura statystyczne poszczególnych miast należy jednak zachować daleko idącą ostrożność w bezpośrednim porównywaniu poziomów współczynników. Głównym problemem może tu być odmienne traktowanie zdarzeń osób nie zamieszkałych stale w mieście czy ustalanie średniorocznej liczby ludności w okresach międzypisowych. Po raz kolejny będziemy więc zwracać bacniejszą uwagę na kierunek, głębokość i tempo zmian, nie zaś na dokładne wskazania stóp urodzeń i zgonów. Wykresy 11 i 12 obrazują procesy spadku umieralności i rodności w populacjach Krakowa, Lwowa, Poznania i Pragi. W trosce o przejrzystość obrazu zastosowano średnie pięcioletnie, które jednocześnie lepiej niż dane surowe ukazują trend przemian. Analiza umieralności pozwala zauważyć, że ludność wszystkich porównywanych

Wykres 12. Średnie ruchome centrowane pięcioletnie surowych współczynników urodzeń w populacjach Krakowa (1867–1929), Lwowa (1861–1929), Poznania (1877–1929) i Pragi (1861–1929)



Źródła: jak przy wykresie 11.

miast w początkach badanego okresu możemy zaliczyć do populacji przedtazytoryjnych. Za sprawą wspomnianych już powyżej epidemii cholery z początku lat siedemdziesiątych XIX wieku, a w wypadku Poznania z roku 1866, średnie stóp zgonów są wysokie i niestabilne. Wydaje się, że populacje Krakowa i Pragi najwcześniej wchodzą w drugą fazę transformacji demograficznej (przełom lat siedemdziesiątych i osiemdziesiątych), nieco później ma to miejsce w wypadku Poznania (około roku 1885). Sytuacja Lwowa jest o tyle różna, że prezentowane tu dane zawierają zgony osób niezamieszkałych nawet przez krótszy okres w mieście. W związku z tym wykazywana po roku 1883 tendencja spadkowa umieralności zostaje zahamowana aż do drugiej połowy lat dziewięćdziesiątych.

Uderzająca jest zbieżność linii reprezentujących średnie surowe współczynniki zgonów Krakowa, Poznania i Pragi pomiędzy latami 1888 i 1900. Po tej dacie sytuacja zdrowotna w Poznaniu znacznie się pogarsza, wiąże się to jednak z włączeniem w obręb miasta osiedli Łazarz, Górczyn, Wilda i Jeżyce⁸⁵. Podobny proces możemy zaobserwować w Krakowie w początkowych latach realizacji projektu Wielkiego Krakowa (od 1910). Uniwersalnym zjawiskiem jest również wzmożona śmiertelność w trakcie pierwszej wojny światowej i w latach bezpośrednio po niej następujących. W latach powojennych, które zbliżają porównywane populacje

⁸⁵ *Dzieje Poznania* [44], t. 2, cz. 1, s. 227.

miejskie do potrancytoryjnej, fazy przejścia demograficznego wartości stóp zgonów ponownie zbliżają się do siebie.

Większe zróżnicowanie charakteryzuje wartości surowych współczynników urodzeń w wybranych miastach. Zdecydowanie najwcześniej o istotnym spadku rodności możemy mówić w wypadku populacji Poznania. Proces ten zaczyna się w stolicy Wielkopolski około 1888 roku, a więc jedynie kilka lat po znaczącym spadku stopy zgonów. Proces ten zostaje jednak cofnięty wraz z rozszerzeniem granic miasta⁸⁶. Prawie dekadę później rozpoczyna się spadek rodności w populacjach Pragi i Krakowa, przy czym bardzo wysokie wartości współczynnika w wypadku stolicy Czech sugerują, że mamy tu do czynienia z ogółem urodzeń w mieście, nie wyłączając osób w nim niezamieszkałych. Podobnie jest zresztą w wypadku stopy urodzeń we Lwowie, której spadek rozpoczyna się pod koniec lat osiemdziesiątych XIX wieku⁸⁷. Szczególny rodzaj podobieństwa charakteryzuje serie dla Krakowa, Poznania i Lwowa. W tych miastach w fazie przedtrancytoryjnej mamy do czynienia ze sporymi wahaniami współczynnika urodzeń, których kulminacyjnym punktem jest wyraźnie widoczny wyż (jego szczyt przypada w Poznaniu na rok 1876, w Krakowie na lata 1893–1894, a we Lwowie na rok 1897). Ten spory wzrost stopy urodzeń w wypadku miast galicyjskich był do tej pory tłumaczony głównie jako efekt wzmożonych migracji ze wsi do większych ośrodków miejskich⁸⁸. Można się jednak zastanawiać, czy wahania te nie są powiązane ze zjawiskiem echa demograficznego po dziewiętnastowiecznych kryzysach ludnościowych i następujących po nich fazach kompensacji. Tezę tę uprawdopodobnia podobny wyż w populacji Poznania, który przypada na lata po ostatniej epidemii cholery (1866) i wojnie francusko-pruskiej (1870–1871)⁸⁹, a jego echo zostaje zdławione przez transformacyjny spadek rodności i skutkuje jedynie krótkim *plateau* średniej stopy urodzeń w latach 1884–1887. Fakt, że zjawisko to jest bardziej widoczne w wypadku Krakowa niż Lwowa, może być spowodowany uwzględnieniem w tym pierwszym jedynie urodzeń miejscowych, a także mniejszą liczbą ludności tego miasta i związaną z tym większą wrażliwością współczynników demograficznych na wszelkie czynniki koniunkturalne.

Podobnie jak miało to miejsce w wypadku umieralności, wojna odciska znaczące piętno na wysokości i dynamice stopy urodzeń w porównywanych miastach, z tym, że w wypadku Krakowa i Poznania wojenny spadek rodności nie jest istotnie głębszy niż spadek transformacyjny. Lata powojenne przynoszą wyraźną rekuperację rodności, po której jednak możemy zaobserwować kontynuację przedwojennych trendów spadkowych.

⁸⁶ Tamże.

⁸⁷ Konrad Wnęk, Lidia Zyblikiewicz, E. Callahan, *Ludność nowoczesnego Lwowa w latach 1857–1938*, Kraków 2006, s. 111.

⁸⁸ K. Zamorski, *Transformacja demograficzna w Galicji* [14], s. 89.

⁸⁹ Por. *Dzieje Poznania* [44], s. 240.

Zaprezentowana tu analiza porównawcza transformacji demograficznej w populacjach czterech wybranych miast przynosi kilka istotnych wniosków. Po pierwsze, podobieństwo poziomów i przebiegu serii utwierdza w przekonaniu o porównywalnej jakości danych i braku istotnych błędów rejestracji⁹⁰. Po drugie, uwidacznia się duże znaczenie rozszerzania granic administracyjnych miast, co wiąże się z włączaniem w ich obręb populacji o umiarkowanej wyższej umieralności i znacznie wyższej rodności, jako czynnika silnie perturbującego przebieg transformacji demograficznej w środowisku miejskim. W końcu, o ile przeprowadzone porównania pozwalają podtrzymać wyznaczoną wcześniej na przełomie lat osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych datę początku spadku umieralności w populacji Krakowa, to w kwestii początku obniżania rodności nasuwają one kolejne wątpliwości. Szczególnie ważne jest tu porównanie populacji Krakowa i Poznania w świetle hipotezy o sinusoidalnym przebiegu serii stopy urodzeń spowodowanym zjawiskiem echa demograficznego. Sugeruje ono bowiem potraktowanie początkowego spadku rodności w populacji Krakowa w latach 1894–1899 jako kontynuacji trendu przedtranzitoryjnego, a co za tym idzie przesunięcie daty wejścia populacji Krakowa w III fazę transformacji demograficznej bliżej początku XX wieku. Próby dokładniejszego oznaczenia początków i przebiegu spadku umieralności i rodności przy użyciu danych pomocniczych i metod z zakresu demografii i demografii historycznej zostaną przeprowadzone i przedstawione poniżej. Tam też znajdą się rozważania na temat przyczyn tego procesu oraz podstawowych jego wyznaczników. W pierwszym rzędzie w wyjaśnieniu transformacyjnego spadku umieralności pomoże analiza tego zjawiska w odniesieniu do wieku zmarłych, przyczyn zgonów, wydłużania się przeciętnego trwania życia oraz wzrostu dostępności opieki higienicznej i medycznej. W części bezpośrednio dotyczącej rodności i płodności znajdzie się szczegółowy opis zmian parametrów małżeńskości w badanym okresie, analiza płodności ogólnej i małżeńskiej w wymiarze całkowitym oraz według wieku matki.

Analiza transformacyjnego obniżania umieralności i jej wyznaczników

W artykule Franka Notesteina uznawanym za dojrzałe sformułowanie klasycznej wersji teorii przejścia demograficznego możemy przeczytać, że:

„istota historii [nowoczesnego wzrostu populacji] jest dość prosta. Przyrost powstał przez spa-

⁹⁰ Za dane wadliwe uznano serie dotyczące ruchu naturalnego ludności Łodzi zamieszczone w: Julian Janczak, *Ludność Łodzi Przemysłowej 1820–1914*, „Acta Universitatis Lodzensis. Folia Historica” 11, 1982, s. 197–201. Szczególnie dotyczy to stopy urodzeń, która wynosiła w latach 1908–1913 ponad 80 [sic!] urodzeń na 1000 ludności stałej i grubo ponad 60 urodzeń na 1000 ludności ogółem.

dek umieralności. Spadek ten miał różne źródła i nie zachodził w jednakowym stopniu w różnych częściach świata⁹¹.

Wśród głównych przyczyn obniżenia umieralności w Europie autor wymienia: epokę pokoju i porządku w XVIII wieku, serię innowacji w technice agrarnej prowadzących do wzrostu zasobów żywności, dodatkowo wzbogaconych przez dostawy z kolonii, wzrost produktywności przemysłu związanego z industrializacją, a wreszcie postęp w dziecinie higieny i medycyny. Tak ogólnikowe postawienie sprawy musiało doczekać się rewizji, której w bodaj najpełniejszej formie dokonał brytyjski lekarz Thomas McKeown z zespołem badawczym. Stanowiący sztandarowy tekst tej grupy *An Interpretation of the Modern Rise of Population in Europe* na lata ustawił dyskusję na temat wyznaczników spadku umieralności, jednocześnie kwestionując obecny od momentu powstania zakaźnej teorii chorób pogląd na temat wiodącej roli działań higienicznych i medycznych w redukcji umieralności⁹². Analizując spadek umieralności w Anglii i Walii w XVIII i XIX wieku, McKeown wyróżnił trzy grupy przyczyn mogących poważnie zredukować umieralność spowodowaną chorobami zakaźnymi, a mianowicie: medyczne środki zapobiegania i leczenia chorób, samorzutne obniżenie umieralności oraz szeroką grupę związaną ze wzrastającą stopą życiową ludności⁹³. Argumenty autora zmierzały do wykazania, że skuteczne środki medyczne pojawiły się dopiero w wieku XX, a wzrost świadomości higieny, trudno mierzalny, nastąpił w drugiej połowie XIX wieku. Dlatego główne przyczyny inicjalnych spadków umieralności, które w krajach Europy Zachodniej pojawiły się już pod koniec wieku XVIII, muszą leżeć poza sferą działalności medycznej. Co więcej, McKeown był przekonany, że wszelkie inicjatywy w zakresie zdrowia publicznego mogłyby przyczynić się jedynie do obniżenia umieralności chorób transmitowanych przez jedzenie i wodę, w przeciwieństwie do chorób przenoszonych drogą kropelkową. To właśnie redukcja tych drugich wśród przyczyn zgonów odpowiada za lwią część nowoczesnego spadku umieralności — dlatego wniosek autora, że jedynym możliwym wytłumaczeniem tego procesu jest zwiększenie odporności i ogólnego dobrostanu organizmów ludzkich, związane z podnoszącymi się standardami życia. Wprawdzie McKeown akceptuje tezę o znacznym wpływie biologicznych relacji między mikroorganizmami a człowiekiem na obniżanie umieralności, to jednak podstawowego wyznacznika tego procesu upatruje we wzroście jakości i różnorodności pożywienia. Jako że teza autorów była dość rewolucyjna, ale i wiarygodna, została bardzo dobrze przyjęta przez badaczy przeszłości demograficznej i epidemiologicznej człowieka.

⁹¹ F. W. Notestein, *Population — the long view* [60], s. 39.

⁹² Thomas McKeown, R. G. Brown, R. G. Record, *An Interpretation of the Modern Rise of Population in Europe*, „Population Studies” 26, 1972, nr 3, s. 345–382.

⁹³ Tamże, s. 348.

Niesłabnące przez kilkanaście lat uznanie dla tez McKeowna zostało chyba najmocniej podważone w pracach Simona Szretera⁹⁴. Ten wieloletni członek Cambridge Group for the History of Population and Social Structure, posługując się ironią, nazwał nawet przedstawione przez McKeowna i współpracowników argumenty godnymi Sherlocka Holmesa⁹⁵. Zdaniem Szretera, zastosowana przez McKeowna logika wyłączenia kolejnych wyznaczników sprawia, że pozostawiona na koniec, niezmiernie szeroka kategoria standardu życia wydaje się być decydującą, ale nawet stosując się do jej reguł można dowieść tez odwrotnych, wskazujących na znaczenie społecznych interwencji w zdrowie publiczne. Autor słusznie zauważa, że redukcja chorób transmitowanych powietrzem jest zależna również od zagęszczenia lokatorów w mieszkaniach czy robotników w zakładach pracy, systemu wentylacji, ogrzewania i tym podobnych, a warunki te polepszały się dzięki między innymi regulacyjnej polityce władz lokalnych. Jeszcze surowszy osąd o pracy McKeowna wydał Ryan Johansson⁹⁶. Amerykański uczone nie tylko wykazał czysto retoryczną naturę argumentacji McKeowna, ale również wykazał nieczyste intencje autora *Modern Rise of Population* mające ukryte podłoże polityczne i ideologiczne. Oczywiście, dyskusja nad hierarchią poszczególnych czynników warunkujących spadek umieralności daleka jest od rozwiązania, a niejako równoległe część naukowców skupiła się na towarzyszących temu spadkowi przemianach w proporcjach głównych grup przyczyn zgonów. Ukuto nawet termin przejścia epidemiologicznego (*epidemiological transition*) mający, ogólnie rzecz ujmując, przedstawiać proces przejścia populacji od sytuacji, gdzie wśród przyczyn zgonów dominują choroby zakaźne i pasożytnicze do dominacji chorób chronicznych i degeneracyjnych⁹⁷. Proces ten ma duże znaczenie w kontekście miejskim, gdyż społeczności o wysokiej gęstości zaludnienia charakteryzuje duża podatność na choroby zakaźne, podczas gdy wraz z przejściem w kierunku większego udziału chorób degeneracyjnych coraz większą rolę zaczyna odgrywać dostępność i efektywność usług medycznych.

Zaprezentowana powyżej ogólna analiza ruchu naturalnego ludności niesie z sobą wspomniane już niebezpieczeństwo związane z odnoszeniem liczby zdarzeń demograficznych jedynie do ogólnej, średniorocznej liczby ludności, bez uwzględnienia jej struktury według płci i wieku. Oznacza to, że za spadkiem wartości surowego współczynnika zgonów może stać znacznie więcej przyczyn aniżeli te

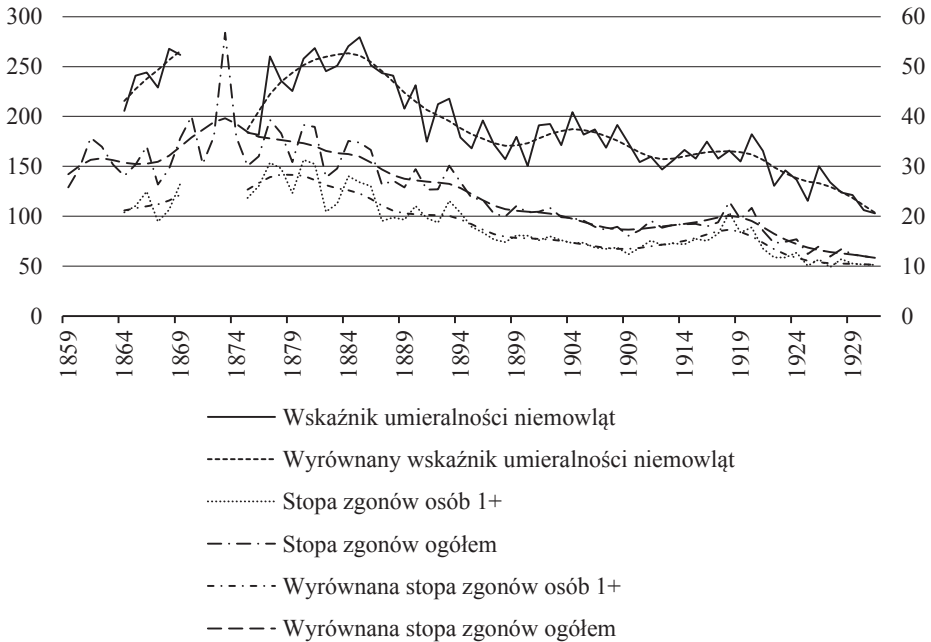
⁹⁴ Simon Szreter, *The Importance of Social Intervention in Britain's Mortality Decline c.1850–1914: a Re-Interpretation of the Role of Public Health*, „The Society for the Social History of Medicine” 1988, nr 1 (1), s. 1–38.

⁹⁵ Tamże, s. 10.

⁹⁶ Ryan Johansson, *Food for thought*, „Historical Methods” 27, 1994, z. 3 (94), s. 101–126.

⁹⁷ Abdel R. Omran, *The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change*, „The Milbank Memorial Fund Quarterly” 49, 1971, nr 4, cz. 1, s. 509–538. Dla Horiuchiego proces opisany przez Omrana będzie drugą spośród pięciu transformacji epidemiologicznych, zob. Shiro Horiuchi, *Epidemiological Transitions in Human History*, „Health and Mortality Issues of Global Concern”, New York 1999, s. 54–71.

Wykres 13. Porównanie trzech miar umieralności dla populacji Krakowa w latach 1859–1931. Wskaźnik umieralności niemowląt (oś lewa); surowy współczynnik zgonów osób w wieku 1+ oraz surowy współczynnik zgonów (obie oś prawa)

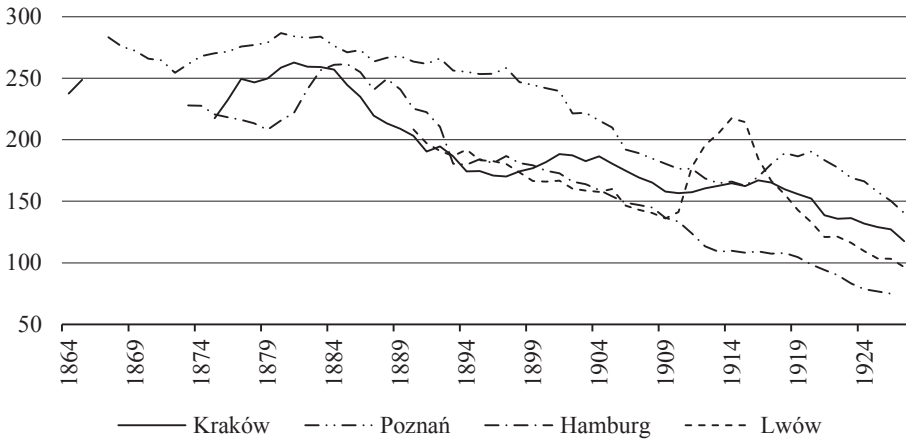


Źródło: wymienione w tekście; obliczenia własne.

związane z modernizacją, jak na przykład podnoszenie stopy życiowej czy poprawa opieki medycznej. W dość ograniczonej liczbowo populacji, dodatkowo bardzo otwartej na ruchy migracyjne, niezwykle istotna jest ostrożność skoncentrowana na wyeliminowaniu roli potencjalnych gwałtownych zmian struktury ludności w ogólnym obrazie przemian umieralności czy rodności. Dlatego konieczność bliższego przyjrzenia się pomocniczym wskaźnikom demograficznym oraz potencjalnym wyznacznikom procesów transformacyjnych. Nasze dociekanie rozpoczynamy od analizy umieralności niemowląt, zjawiska bardzo wrażliwego na wszelkie zmiany warunków życia, a jednocześnie w zasadzie niezależnego od struktury badanej populacji. Następnie sięgamy po syntetyczną miarę długości życia (e_0), która strukturę tę uwzględnia w procesie obliczeń. Wreszcie odnosimy się do pojęcia „transformacja epidemiologiczna”, jako jednego z potencjalnych wyjaśnień przemian umieralności o dużej wartości, szczególnie w odniesieniu do populacji miejskich.

Wskaźnik umieralności niemowląt (*Infant Mortality Rate* — IMR) jest stosunkiem liczby zgonów osób w wieku poniżej ukończonego roku życia do liczby urodzeń żywych w danym roku kalendarzowym. Wprawdzie na zgony niemowląt

Wykres 14. Współczynnik umieralności niemowląt w populacjach Krakowa, Poznania, Hamburga i Lwowa w latach 1864–1931. Szeregi wyrównane średnią ruchomą centrowaną pięcioletnią

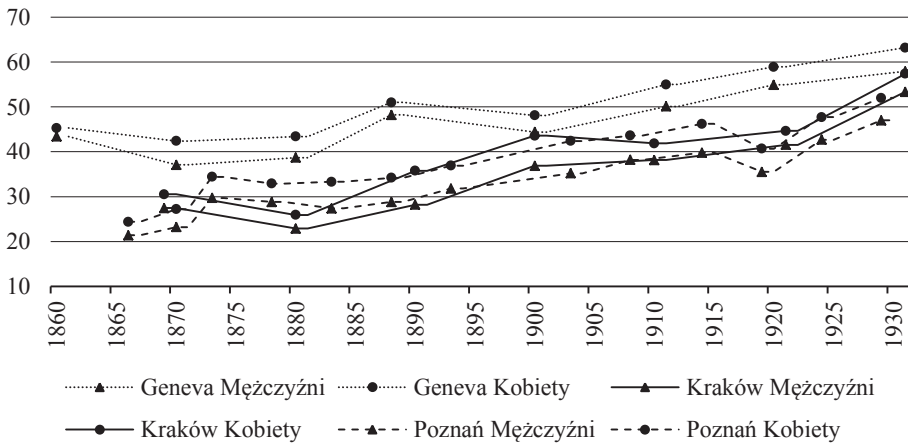


Źródła: dla Krakowa — wymienione w tekście; obliczenia własne. Pozostałe miasta: J. Voegelé, *Urbanization and the urban mortality change in Imperial Germany*, „Health & Place” 6, 2000, s. 51; M. Kędelski, *Ewolucja umieralności i trwania życia ludności miasta Poznania w wiekach XIX i XX*, „Studia Demograficzne” 2 (84), 1986, s. 9; K. Wnęk, L. Zyblikiewicz, E. Callahan, *Ludność...* s. 349.

w badanym roku składają się zarówno zgony osób urodzonych w tym samym roku, jak i w części roku poprzedniego, to jednak miara ta jest jednym z powszechnie stosowanych wskaźników zdrowotności i stopy życiowej społeczeństw. Uważana analiza umieralności niemowląt powinna więc dostarczyć kolejnych informacji o momencie istotnej poprawy umieralności w Krakowie, tym bardziej, że to właśnie najmłodsze klasy wieku w pierwszej kolejności przyczyniły się do spadku ogólnej stopy zgonów. Jak możemy zaobserwować na wykresie 13, poczynione powyżej zastrzeżenia co do inicjalnego spadku umieralności w latach siedemdziesiątych XIX wieku okazały się słuszne.

Wydaje się, że początkowo spadek umieralności ogólnej był spowodowany w głównej mierze zmianami struktury wieku ludności, co po części można tłumaczyć zintensyfikowaniem w okresie pocholerycznym procesów migracyjnych (wykres 1). Zarazem trend wskaźnika umieralności niemowląt przełamuje się jeszcze w roku 1884, a więc w zaledwie pięć lat po uzyskanej w wyniku modelowania dacie początku spadku umieralności. Różnica ta jest dość niewielka, co więcej, sugerując się zbyt mocno umieralnością niemowląt również należy zachować ostrożność, gdyż liczby absolutne zgonów osób przed ukończeniem pierwszego roku życia są dość niskie, a co za tym idzie wrażliwe na wadliwość rejestracji czy wahania przypadkowe. Porównanie umieralności niemowląt krakowskich z wartościami dla innych

Wykres 15. Przewidywana dalsza długość życia w momencie urodzenia (e_0) w populacjach Krakowa, Poznania i Genewy w wybranych latach między 1885 i 1931



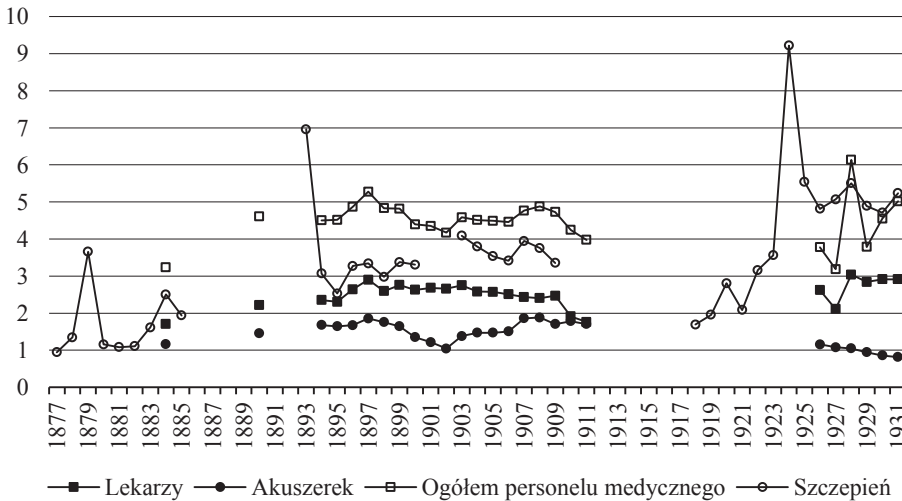
Źródła: R. Schumacher, M. Oris, *Long-term changes in social mortality differentials, Geneva 1625–2004*, „Explorations in Economic History” 48, 2011, s. 360; *L'influence de la mortalité infantile sur la valeur de l'espérance de vie à la naissance*, „Etudes. Publication réservées à l'analyse détaillée d'un domaine ou d'un problème particulier”, Service Cantonal de Statistique, Genève 1977, nr 2, s. 26; M. Kędelski, *Ewolucja umieralności...*, s. 9; obliczenia własne.

Uwaga: dla lat 1880 i 1890 użyto liczby zgonów miejscowych z założeniem, że rozkład ich liczby według wieku był identyczny z ogółem zgonów.

miast Europy (wykres 14) dobrze ilustruje zarówno sam moment transformacyjnego spadku umieralności niemowląt, jak i naturę wcześniejszych fluktuacji jej wartości.

Rezultatem transformacyjnego spadku umieralności, a w szczególności redukcji umieralności niemowląt jest raptowne wydłużanie się życia ludzkiego, mierzzonego zwykle w demografii za pomocą przewidywanej dalszej długości życia w momencie urodzenia (*life expectancy at birth*). Miara ta określa na podstawie struktury ludności i jej umieralności według wieku w danym okresie, ile średnio lat życia przypadłoby na osobę w fikcyjnej kohorcie urodzonej w tymże okresie, gdyby warunki umieralności pozostały niezmienione do momentu wymarcia całej kohorty. Jest to więc próba przeniesienia informacji uzyskanych w wyniku analizy poprzecznej w wymiar wzdłużny. Przeciętne trwanie życia w momencie urodzenia (e_0), choć jest miarą syntetyczną, szczególnie wrażliwą na zmiany wartości skrajnych (jak na przykład umieralność niemowląt) stało się w analizie demograficznej i ekonomicznej społeczeństw miarą standardową. W związku z tym warto się przyjrzeć przemianom tak szacowanej długości życia krakowian na przestrzeni badanego okresu, jak również porównać ją z wartościami dla populacji innych miast europejskich (wykres 15). Obserwując przebieg serii nietrudno o wniosek, że wartości przewidywanej długości życia w momencie urodzenia były zbliżone w Krakowie i Poznaniu w całym ba-

Wykres 16. Liczba personelu medycznego (na 1000 mieszkańców) oraz szczepień (na 100 mieszkańców), Kraków 1877–1931



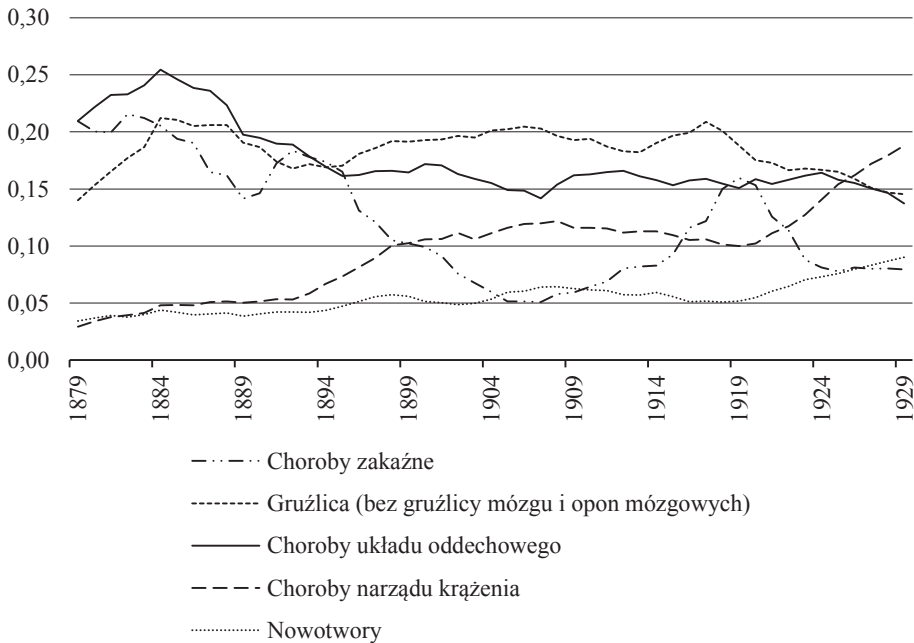
Źródło: *Sprawozdanie fizykatu...* 1884, s. 102; „Rocznik Statystyki Galicji” 4, s. 63, SMK z. 11–12; *Statystyka miasta*, s. 129; obliczenia własne.

danym okresie. Z kolei seria dotycząca ludności Genewy ma tu obrazować jedynie dystans dzielący w tym względzie nasze miasta od ośrodków zachodnioeuropejskich. Podkreślny, że zdecydowane przełamanie wcześniejszej stagnacji (lub fluktuacji) w wypadku Krakowa i Poznania następuje dopiero w latach osiemdziesiątych XIX wieku, a więc w momencie, gdy następuje już znacząca poprawa umieralności niemowląt. Wpływ przemian umieralności na długość życia jest łatwo zauważalny, pomiędzy 1880 a 1931 wzrasta ona ponad dwukrotnie (w populacji męskiej z 22,9 do 53,34, w populacji żeńskiej z 25,94 do 57,38).

Obecne w wypadku wszystkich trzech serii wahania wartości e_0 do lat osiemdziesiątych XIX wieku charakteryzują zwykle społeczności podlegające intensywnym procesom industrializacyjnym. Przykładem mogą tu być miasta angielskie, choć, oczywiście, skala i tempo uprzemysłowienia jest tutaj całkowicie nieporównywalne z miastami Europy Środkowej⁹⁸. Wśród przyczyn wydłużania się życia ludzkiego zwykle wymienia się — poza szeroko dyskutowaną kwestią żywienia — powstanie nowoczesnej gospodarki komunalnej oraz rozwój dostępności i efektywności usług medycznych. W pierwszym wypadku faktycznie procesy modernizacyjne rozpoczynają się w Krakowie pod koniec lat osiemdziesiątych XIX

⁹⁸ Simon Szreter, Graham Mooney, *Urbanization, Mortality, and the Standard of Living Debate: New Estimates of the Expectation of Life at Birth in Nineteenth-Century British Cities*, „The Economic History Review. New Series” 51, 1998, nr 1, s. 84–112.

Wykres 17. Odsetek poszczególnych grup chorób wśród przyczyn zgonów (średnie ruchome centrowane pięcioletnie) w Krakowie w latach 1879–1929



Źródło: J. Buszek, *Przyczynek do statystyki śmiertelności ...; Sprawozdanie fizykatu... 1883–1885*; SMK z. 2–12; *Statystyka miasta...*, s. 76–96; obliczenia własne.

wieku i związane są głównie z działalnością prezydenta Józefa Dietla⁹⁹. Wpisywały się one jednak w szersze zjawisko regulowania w ówczesnej Europie stanu higieny i zdrowia publicznego za pomocą aktów prawnych¹⁰⁰. Niemniej wymierne efekty w postaci nowoczesnej sieci kanalizacyjnej i wodociągowej przyszły znacznie później. Aż do prac związanych z regulacją tak zwanej Starej Wisły w latach 1878–1880 gros nieczystości było odprowadzanych wprost do rzeki lub do rozmieszczonych w mieście dołów kloacnych¹⁰¹. Wprawdzie prace nad nowoczesną kanalizacją trwały, to za moment przełomowy można uznać dopiero wprowadzenie w roku 1914 obowiązku łączenia posesji z kanalizacją miejską¹⁰². Podobnie wodociąg zaopatrujący ludność miasta w niezagrażoną biologicznie wodę powstał w Kra-

⁹⁹ Janina Bieniarzówna, Jan M. Małecki, *Kraków w latach 1796–1918*, Kraków 1979 (= *Dzieje Krakowa*, t. 3), s. 339–355.

¹⁰⁰ W wypadku Austrii nadrzędną rolę pełniła tu Państwowa Ustawa Sanitarna (Reichssanitätsgesetz) wprowadzona w roku 1870.

¹⁰¹ Edward Strasburger, *Gospodarka naszych wielkich miast*, Kraków-Warszawa 1913, s. 111 n.

¹⁰² Hasło *Kanalizacja*, [w:] *Encyklopedia Krakowa*, Warszawa-Kraków 2000, s. 383.

kowie dość późno, wraz z uruchomieniem Wodociągu Miejskiego im. Franciszka Józefa I w roku 1901¹⁰³. Jak łatwo zauważyć, do tego momentu poziom umieralności obniżył się o około 35% w stosunku do średniej z dziesięciolecia 1861–1870. Rzecz jasna, gospodarka komunalna miała jeszcze inne pozytywne wymiary — mianowicie wybudowanie i uruchomienie rzeźni, mleczarni czy piekarni miejskiej mogło mieć dość ograniczony wpływ na redukcję umieralności. Inaczej rzecz się ma z regulacjami prawnymi, dotyczącymi utrzymania i użytkowania studzien czy prowadzenia handlu artykułami spożywczymi, jednak w tym wypadku potencjalny efekt jest bardzo trudno mierzalny. W związku z powyższym ograniczymy się tu jedynie do sprawdzenia rozwoju dostępności usług medycznych w Krakowie, rozumianych jako liczba aktywnego personelu medycznego oraz liczba szczepień przypadające na głowę mieszkańca miasta (wykres 16).

Zmiany dostępności usług medycznych w badanym okresie wydają się dość nikłe. Przykładowo w interesujących nas latach liczba akuserek na 1000 mieszkańców miasta mieściła się pomiędzy jedną a dwiema, a nawet spada poniżej tej wartości w latach trzydziestych XX wieku. Spadek ten był jednak podyktowany, być może, wzrostem liczby urodzeń szpitalnych. Liczba lekarzy w latach osiemdziesiątych XIX wieku delikatnie wzrasta z poziomu 1,7 do 2,21 lekarzy na 1000 ludności cywilnej Krakowa. Szczyt tej wartości (2,9) przypada na rok 1897, co oznacza, że w tym roku ordynujący w Krakowie lekarze mieli pod opieką średnio niespełna 350 mieszkańców wobec około pięciuset przed zaledwie dekadą. Dalsze lata przynoszą spadek tej wartości, głównie za sprawą intensywnego przyrostu liczby ludności. Widać tu jednak wyraźnie, że brakuje w latach transformacyjnego spadku umieralności istotnej zmiany liczbowej, co, oczywiście, nie wyłącza zmian jakościowych, związanych z rozwojem diagnostyki czy efektywności leczenia. Jednocześnie dość wyraźnie wzrasta liczba pacjentów szpitali i ogólna liczba dni spędzonych tam przez nich¹⁰⁴, podobnie jednak jak w wypadku liczby personelu medycznego, jeżeli odniesiemy te dane do wzrastającej gwałtownie liczby ludności, przyrost nie będzie już tak imponujący. Inaczej rzecz ma się z liczbą szczepień, o ile jeszcze w roku 1877 szczepiono rocznie jedną osobę spośród każdej setki mieszkańców, to na początku XX wieku wartość ta oscylowała już w okolicach czterech mieszkańców. Musimy jednak pamiętać, że pozytywne skutki szczepień nie mogły być widoczne natychmiastowo, ale dopiero po kilku czy kilkunastu latach. W związku z tym trudno wy tłumaczyć przypadający na przełom lat siedemdziesiątych i osiemdziesiątych początek istotnego spadku umieralności za pomocą któregośkolwiek z ukazanych tu aspektów zdrowia publicznego. Niezależnie jednak od faktycznych przyczyn tego procesu, transformacyjny spadek umieralności odbywał się w dużej mierze

¹⁰³ Hasło *Wodociągi*, [w:] *Encyklopedia Krakowa* [102], s. 1057 n.

¹⁰⁴ Piotr Franaszek, *Zdrowie publiczne w Galicji w dobie autonomii*, [w:] *Informator statystyczny do dziejów społeczno-gospodarczych Galicji*, red. Helena Madurowicz-Urbańska, Kraków 2001, s. 31–51.

poprzez przejście epidemiologiczne, oznaczające głównie zmniejszenie śmiertelności z przyczyn chorób zakaźnych na rzecz chorób degeneracyjnych (wykres 17), co mogło znacząco obniżać umieralność w skupiskach miejskich.

Analiza transformacyjnego obniżania rodności/płodności i jej wyznaczników

Klasyczna wersja teorii przejścia demograficznego dość syntetycznie traktowała również transformacyjny spadek płodności. Notestein przekonywał, że jej wysokie poziomy były powodowane koniecznością przetrwania społeczeństw, co przy tak wysokiej umieralności wymuszało intensywną reprodukcję. Temu celowi służyły również więzy społeczne:

„doktryny religijne, kodeksy moralne, edukacja, lokalne tradycje, zwyczaje małżeńskie i organizacja rodziny, wszystko to skoncentrowane jest na utrzymaniu wysokich poziomów płodności”¹⁰⁵.

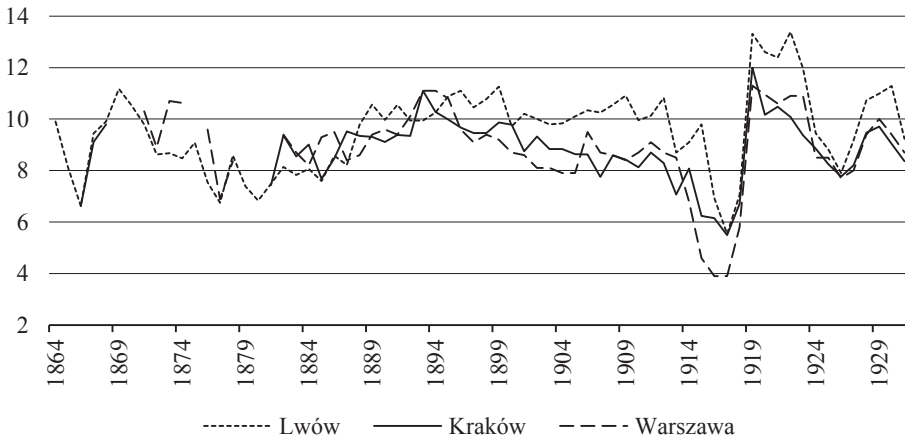
Odejście od tradycyjnych norm w kierunku indywidualizmu, zwiększonych aspiracji ekonomicznych i społecznych związanych z industrializacją i urbanizacją spowodowało, zdaniem autora, coraz częstsze uciekanie się ludności do dobrze znanych już wcześniej metod antykoncepcyjnych oraz wytworzenie nowych. Rzecz jasna, od lat czterdziestych XX wieku po dzień dzisiejszy powstało wiele teorii, mających wyjaśnić przyczyny spadku płodności w nawiązaniu do światopoglądu i idei, ekonomii czy biologii¹⁰⁶. Główny cel przedstawionej tu analizy będzie jednak zmierzał w trochę innym kierunku, to jest, po pierwsze, prześledzenia zmian w najistotniejszym, po dziś dzień, wyznaczniku płodności, czyli zawieralności małżeństw oraz, po drugie, zidentyfikowania rozmiarów odejścia badanej populacji od płodności charakterystycznej dla społeczeństw tradycyjnych¹⁰⁷. W pierwszym wypadku podstawę analizy stanowią dane na temat wieku i powszechności zawierania małżeństw, w drugim skupimy się na przemianach ogólnego, całkowitego i cząstkowych współczynników płodności.

¹⁰⁵ F. W. Notestein, *Population — the long view* [60], s. 42–52.

¹⁰⁶ Dobre podsumowanie tych badań przedstawia: Charles Hirschman, *Why fertility changes?*, „Annual Review of Sociology” 20, 1994, s. 203–233, oraz Dirk J. van de Kaa, *Anchored narratives: The story and findings of half a century of research into the determinants of fertility*, „Population Studies” 50(3), 1996, s. 389–432. W języku polskim: Mikołaj Szołtysek, *Dowody i refutacje: wczoraj i dziś w historyczno-demograficznych studiach nad transformacją postaw prokreacyjnych*, „Studia Demograficzne” 2006, nr 1 (149), s. 3–27.

¹⁰⁷ Celowo nie używamy tu pojęcia ‘płodności naturalnej’, które to pojęcie jak i samo zjawisko są dziś bardzo mocno zakwestionowane, por. Tommy Bengtsson, Martin Dribe, *Deliberate fertility control in a natural fertility population*, „Demography” 43, 2006, nr 4, s. 727–746.

Wykres 18. Surowe współczynniki małżeństw w populacji Krakowa w latach 1887–1931



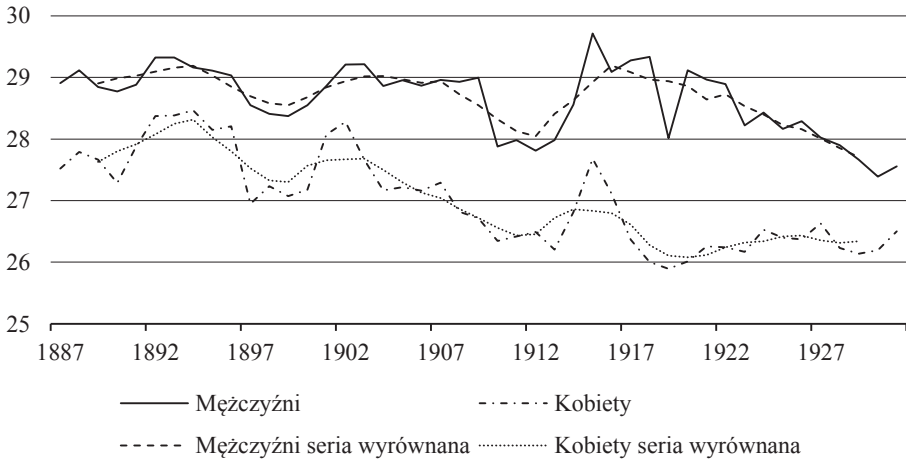
Źródła: wymienione w tekście; obliczenia własne.

Surowy współczynnik małżeństw informuje nas jedynie o natężeniu tego zjawiska w badanej populacji bez możliwości rozgraniczenia między małżeństwami pierwszymi i powtórnymi czy określenia wieku małżonków. Ma on jednak tę zaletę, że pokazuje ogólny trend małżeńskości, który można starać się powiązać z tendencjami wykazywanymi w okresie analogicznym lub nieco późniejszym przez współczynniki rodności i płodności. Jak pamiętamy, analiza surowego współczynnika urodzeń, wzbogacona o modelowanie krzywą antylogistyczną, pozwoliła wyznaczyć początek istotnego spadku rodności w populacji Krakowa na połowę lat dziewięćdziesiątych XIX wieku. Przedstawiający zmienność małżeńskości w czasie wykres 18 pozwala zorientować się, że w tym samym momencie rozpoczyna się konsekwentny spadek zawieralności małżeństw, trwający aż do procesów kompensacyjnych po pierwszej wojnie światowej.

Spadek z wartości dziesięciu ślubów miejscowych na 1000 mieszkańców do poziomu zaledwie ośmiu jest dość znaczny, co raczej wyłącza możliwość, że jest li tylko konsekwencją przemian struktury ludności czy znacznej migracji. Można więc podejrzewać, że początkowe spadki płodności są efektem redukcji małżeńskości, co odpowiada tak zwanemu maltuzjańskiemu wzorcowi ograniczania płodności poprzez podnoszenie wieku zawierania małżeństw i większy odsetek osób stale pozostających poza związkami małżeńskimi¹⁰⁸. Podobne mechanizmy

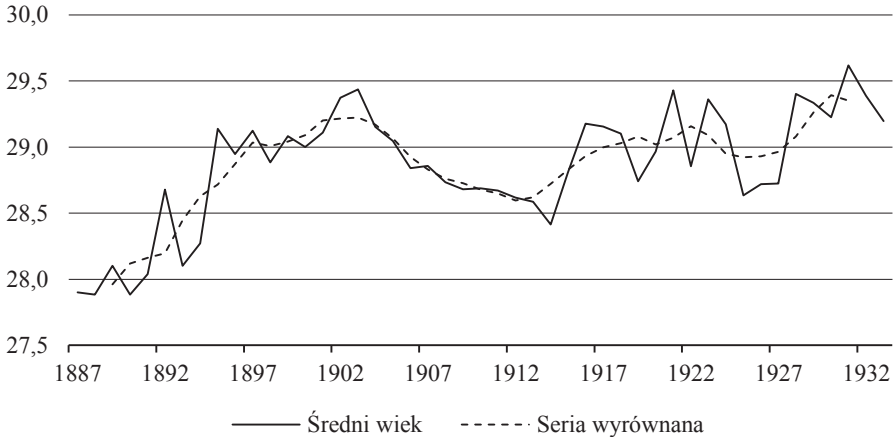
¹⁰⁸ Zob. przykład Irlandii podawany przez Jacques Vallin, *Europe's Demographic Transition, 1740–1940*, [w:] *Demography analysis* [45], s. 53. Por. Bartosz Ogórek, *Płodność populacji II Rzeczypospolitej. Badanie przy użyciu indeksów Princeton European Fertility Project*, „Roczniki Dziejów Społecznych i Gospodarczych” 72, 2012, s. 95–127.

Wykres 19. Mediana wieku zawierania małżeństw. Kraków 1887–1931



Źródła: wymienione w tekście; obliczenia własne.

Wykres 20. Średni wiek matki w momencie urodzenia dziecka. Kraków 1887–1933

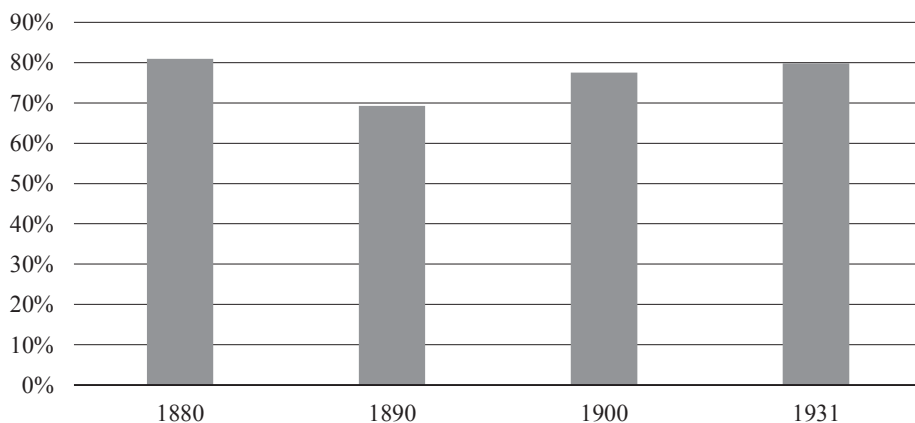


Źródła: wymienione w tekście; obliczenia własne.

Uwaga: pominięto urodzenia, w których wiek matki był nieznanym.

działały również w przedtransformacyjnych okresach kryzysów subsystemy, co widzimy jedynie szczątkowo w cholerycznym roku 1866. Niestety, nie mamy danych o wieku zawierania małżeństw pierwszych, co znacząco ogranicza możliwość stawiania wniosków, możemy jednak prześledzić medianę wieku wszystkich mał-

Wykres 21. Odsetek kobiet w grupie wieku 40–49, które kiedykolwiek zawarły związek małżeński



Źródła: wymienione w tekście; obliczenia własne.

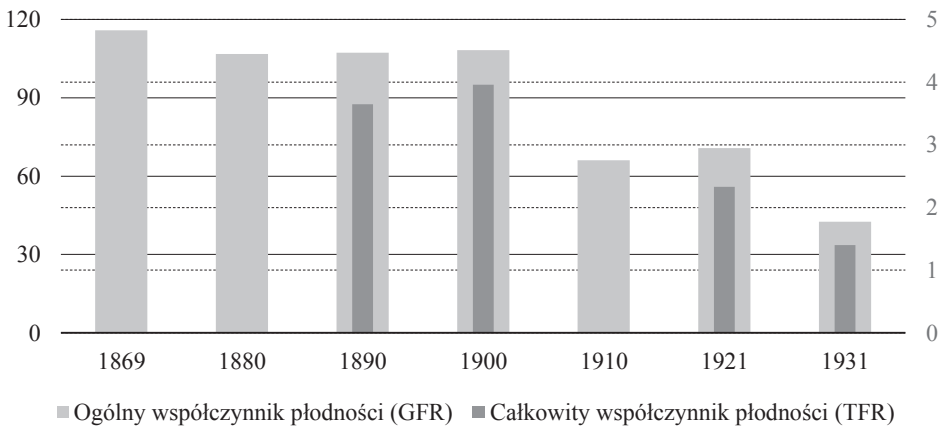
żeństw miejscowych w latach 1887–1931 (wykres 19). Przedstawione tu serie zdają się przeczyć postawionej wyżej tezie — mediana wieku małżonków obojga płci wykazuje nieznaczną tendencję spadkową. W wypadku mężczyzn wiek środkowy wynosił w latach trzydziestych niespełna 27,5 lat wobec 29 na początku badanego okresu. Wśród kobiet analogiczne wartości wynosiły 26,3 oraz 27,7. Spadek ten byłby uzasadniony, gdyby jednocześnie dochodziło do redukcji liczby małżeństw powtórnych, tak się jednak nie działo. Pomiedzy rokiem 1881 a 1908 liczba względna małżeństw powtórnych w stosunku do ogółu zawartych związków małżeńskich jest w zasadzie stała i oscyluje wokół 16%¹⁰⁹. W wypadku Lwowa, dla którego badacze ustalili środkowy wiek zawierania małżeństw już od roku 1857, mamy do czynienia z wyraźnymi wzrostami tej miary, szczególnie w wypadku kobiet, w drugiej połowie lat 60. XIX wieku oraz od początku lat 80. aż do roku 1897, co pozwala przypuszczać, że również w Krakowie wiek zawierania małżeństw podnosił się wcześniej aniżeli tylko w okresie, dla którego dysponujemy danymi¹¹⁰. Nie bez znaczenia jest też proces włączania w granice Krakowa wsi podmiejskich, co mogło się przyczyniać do obniżania wieku wchodzenia w związki małżeńskie. Spadek ten jest widoczny szczególnie dobrze w wypadku mężczyzn po roku 1910.

Zarazem nie można wyłączyć, że również wiek pierwszych małżeństw ulegał obniżeniu, co w badanym okresie można by łączyć ze zmieniającą się strukturą wieku populacji, związaną z większą przeżywalnością niemowląt i dzieci, oraz z poprawiającą się sytuacją ekonomiczną, co ułatwiało tworzenie przez młode pary

¹⁰⁹ *Statystyka miasta Krakowa*, z. 2–12.

¹¹⁰ K. Wnęk, L. Zyblikiewicz, E. Callahan, *Ludność* [87], s. 142–145, 296 n.

Wykres 22. Ogólny (oś lewa) i całkowity (oś prawa) współczynnik płodności w populacji Krakowa w wybranych latach pomiędzy 1869 i 1931



Źródła: wymienione w tekście; obliczenia własne.

Uwaga: wyniki spisu 1910 roku przedstawiają jedynie strukturę ludności Krakowa według wieku, bez informacji o płci. Założono więc, że proporcja płci w rocznikach w wieku płodnym nie uległa zmianie w stosunku do roku 1900. Z braku danych dotyczących struktury wieku matek względem miejsca zamieszkania uwzględniono wszystkie urodzenia, które miały miejsce w Krakowie, co zaniża TFR, ale nie dotyczy GFR.

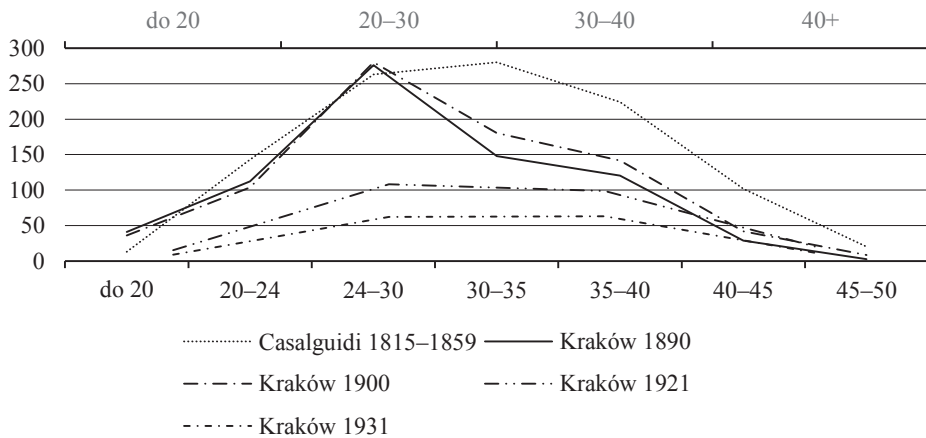
nowych gospodarstw domowych, bądź wchodzenie do istniejących z odpowiednim wkładem zasobów. Taki jednak proces powinien znaleźć odbicie w średnim wieku matki w momencie urodzenia dziecka. Wykres 20 świadczy jednak o tendencji odwrotnej — od początku badanego okresu średni wiek rodzącej krakowianki wzrasta z poziomu 28 do ponad 29 lat, aby spaść dopiero w początkach XX wieku. Pamiętajmy, że miara tu przedstawiona dotyczy nie tylko urodzeń pierwszych, ale urodzeń wszystkich kolejności.

Wzrastająca wyraźnie średnia wieku matki w momencie urodzenia uprawdopodobnia tezę o podnoszącym się wieku wchodzenia w pierwszy związek małżeński w ostatniej dekadzie XIX wieku. Innym czynnikiem powodującym spadek małżeńskości, a co za tym idzie płodności, może być również redukcja powszechności małżeństwa, czyli zwiększanie się odsetka osób trwale bezżennych¹¹¹. Oczywiście, w perspektywie badań nad płodnością interesować nas będą głównie kobiety, które pod koniec okresu reprodukcyjnego pozostawały pannami (wykres 21). Daje bowiem to nam wyobrażenie o matrymonialnych wzorcach wyróżnionych kohort.

Jak widzimy, teza, że kolejnym regulatorem płodności w początkowej fazie jej transformacyjnego obniżania jest właśnie zmniejszona powszechność związków

¹¹¹ Zob. Roger Schoefield, *English marriage patterns revisited*, „Journal of Family History” 10, 1985, nr 2, s. 2–20.

Wykres 23. Częstkowe współczynniki płodności według wieku (ASFR) w populacji Krakowa w latach spisowych 1890–1921 w porównaniu z płodnością w populacji Casalguidi 1815–1859



Źródła: wymienione w tekście; obliczenia własne oraz N. O. Tsuya i inni, *Prudence and pressure: reproduction and human agency in Europe and Asia, 1700–1900*, Cambridge, Mass. 2010, s. 55.

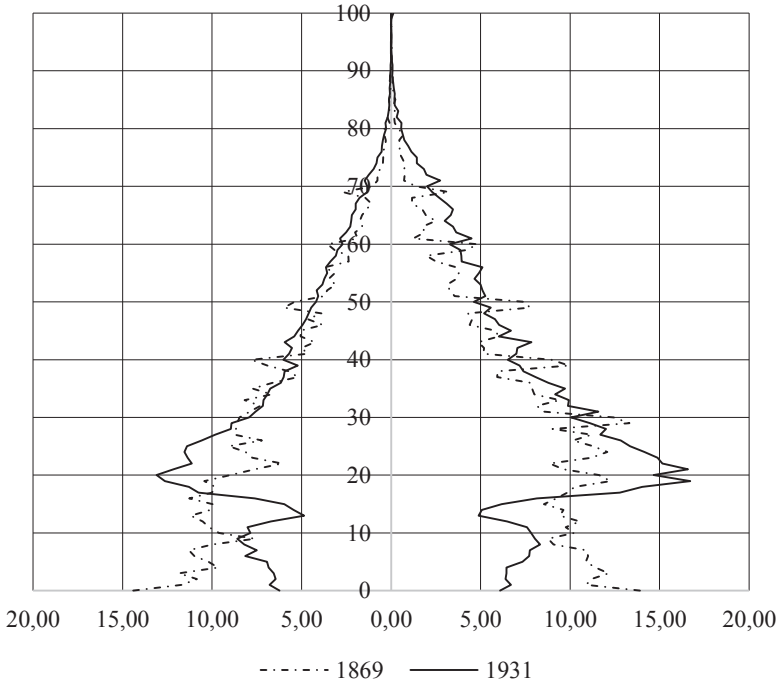
Uwaga: wiek kobiet w Casalguidi oraz Krakowie w 1890 i 1900 roku przedstawiono na górnej osi odciętych, wiek kobiet krakowskich w latach międzywojennych na osi dolnej.

małżeńskich, wydaje się słuszna. Według spisu z roku 1890 ponad 30% krakowianek w wieku 40–49 lat było pannami, to jest nigdy nie weszło w związek małżeński. Jeszcze w roku 1900 wartość ta wyraźnie odbiega od poziomów z lat 1880 i 1931. Oznacza to, że — poza prawdopodobnym wzrostem wieku zawierania małżeństw w kohortach wchodzących w dorosłość w latach osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych XIX wieku — redukcja płodności przełomu wieków dokonała się za sprawą obniżonej powszechności małżeństw kohort urodzonych w połowie XIX wieku.

Ustaliliśmy wcześniej, że transformacyjny spadek rodności rozpoczął się około 1895 roku. Sprawdźmy teraz, czy w świetle dostępnych danych spadek ten był rzeczywistą redukcją płodności ogólnej, czy może wynikał jedynie z ułomności surowej miary. Odpowiedź przynosi wykres 22, na którym przedstawiono miary płodności. Widzimy tu wyraźnie, że o redukcji płodności nie może być mowy przed rokiem 1900, pomimo spadającej już od kilku lat rodności. Na przełomie wieków przeciętna krakowianka wciąż rodziła średnio czwórkę dzieci — co ciekawe, jest to więcej aniżeli w roku 1890. Analiza ogólnego współczynnika płodności pozwala jednak przypuszczać, że były to drobne fluktuacje płodności obserwowane również w wypadku rodności.

Nie bez znaczenia jest tu jednak fakt, że obie miary dotyczą ogółu kobiet w wieku płodnym, a więc zarówno mężatek, jak i kobiet samotnych. Przy bardzo

Wykres 24. Struktura ludności Krakowa według płci i wieku w latach 1869 i 1931



Źródła: wymienione w tekście; obliczenia własne.

wysokich poziomach urodzeń nieprawych w populacji Krakowa (średnio 37% w okresie 1887–1900), które stanowią swego rodzaju wentyl bezpieczeństwa w warunkach ukazanej powyżej ograniczonej dostępności małżeństwa, warto spojrzeć choć skrótowo na wartości płodności małżeńskiej. Ta ostatnia wynosiła jeszcze w roku 1890 9,5 dzieci na kobietę zamężną w wieku płodnym, ale dziesięć lat później już tylko 6,76. Chcąc przekonać się, na ile małżeństwa pod koniec XIX wieku starały się wpływać na wymiar swojej dzietności, możemy sięgnąć po model Coal'a-Trussell'a¹¹². Model ten oparty na danych empirycznych ma za zadanie stwierdzić, czy w badanej populacji wśród małżeństw obecne jest świadome ograniczanie płodności przez kobiety, które osiągnęły określoną liczbę dzieci, bądź przekroczyły pewien wiek (*stopping behaviour*). Dane nadające się do zastosowania w omawianym modelu mamy jedynie dla roku 1890. Płodność krakowskich kobiet według klas wieku pomiędzy 20. a 49. rokiem życia ($r(a)$) w tym właśnie roku podstawiamy do modelu o wzorze:

¹¹² Ansley Coale, James Trussell, *Model fertility schedules: Variation in the age structure of childbearing in human populations*, „Population Index” 1974, 40 (2), s. 185–258.

$$r(a) = M * n(a) * e^{m*v(a)}$$

gdzie M to stała wyznaczająca inicjalny poziom płodności badanej populacji, $n(a)$ to rozkład naturalnej płodności małżeńskiej według wieku, $v(a)$ to rozkład odchylenia od płodności naturalnej według wieku, a m to miara tego odchylenia. Interesujący nas parametr m wynoszący poniżej 0,2 ma świadczyć o zupełnym braku kontroli urodzeń poprzez wstrzymywanie płodności po osiągnięciu określonej liczby dzieci, a wartości m większe od 0,2 mają być dowodem na świadomą i skuteczną regulację poczęć w małżeństwach¹¹³. Dzięki estymacji modelu regresji liniowej przy pomocy metody najmniejszych kwadratów uzyskujemy dla badanej populacji w roku 1890 wartość $m = 1,09$, a więc znacznie więcej aniżeli wartość graniczna płodności naturalnej. Dowodzi to, w świetle wykorzystanego tu narzędzia, faktu, że praktyki regulacji płodności były obecne wśród co najmniej części krakowskich rodzin już u schyłku XIX wieku. Pozwala nam to utrzymać wyznaczony wcześniej na lata dziewięćdziesiąte moment wejścia populacji Krakowa w okres obniżania płodności.

Nie ulega najmniejszej wątpliwości, że płodność krakowianek w roku 1931, wynosząca już zaledwie 1,4 dziecka na kobietę w wieku płodnym, przedstawia wartość charakteryzującą społeczność potransformacyjną, nowoczesną pod względem demograficznym, a więc bardzo zbliżoną do dzisiejszych. Ten wręcz rewolucyjny spadek płodności z poziomu bliskiego tradycyjnemu do wartości nowoczesnych, dokonany w trzydzieści lat, nie mógł, rzecz jasna, obyć się bez świadomej i skutecznej regulacji liczby urodzeń. Więcej światła na naturę tego procesu rzuca analiza płodności według wieku (wykres 23).

Seria płodności populacji tokańskiego okręgu Casalguidi w latach 1815–1859 reprezentuje tu tradycyjne, przedtransformacyjnie wysokie poziomy (TFR = 5,23). Na jej przykładzie możemy zauważyć, że płodność na przestrzeni okresu zdolności do wydania na świat potomstwa nie odbiega znacząco od naturalnego wzorca. Oczywiście, nie oznacza to, że w populacji tej nie stosowano żadnych praktyk antykoncepcyjnych, ale jedynie, że nie były one istotnie uzależnione od wieku kobiet. W tym kontekście bardzo zbliżone zarówno kształtem, jak i poziomami serie płodności kobiet krakowskich w latach 1890 i 1900 wyraźnie informują nas o zmiennym natężeniu płodności w tej populacji w zależności od wieku. O ile jeszcze w grupie wieku 25–29 wartości dla Krakowa nie odbiegają od tych dla Casalguidi, o tyle już w następnym przedziale (30–34) są zdecydowanie niższe. Dość znaczna różnica w całkowitym współczynniku płodności realizuje się poprzez istotną redukcję płodności wśród kobiet w drugiej połowie okresu rozrodczego.

¹¹³ Warto zaznaczyć, że zarówno sam model, jak i interpretacja jego wyników spotkały się z dość znaczną i rzeczową krytyką, zob. John C. Brown, Timothy W. Guinnane, *Regions and time in the European fertility transition: problems in the Princeton Project's statistical methodology*, „The Economic History Review” 60, 2007, z. 3, s. 574–595; polegała ona jednak głównie na zarzucie, że model może nie wykryć świadomej regulacji płodności w populacji, która ją stosowała, odwrotnego wypadku nie odnotowano.

Sugeruje to, że po osiągnięciu liczby dzieci, którą para uznawała za optymalną lub wystarczającą, wdrażała praktyki mające na celu ograniczenie prawdopodobieństwa poczęcia kolejnych potomków. Wzorec ten ulega wyraźnemu przekształceniu już w okresie międzywojennym. W latach 1921 i 1931 płodność kobiet krakowskich według wieku przyjmuje bardziej nowoczesny kształt — to jest ukazuje brak istotnej zależności od wieku — podobny jak w wypadku płodności przedtransformacyjnej, z tym, że na zdecydowanie niższym poziomie. Taka sytuacja pozwala stwierdzić znaczne panowanie populacji nad własną płodnością — pary są w stanie uzyskać zamierzoną liczbę potomstwa, odpowiednio rozkładając moment ich narodzin pomiędzy cały okres rozrodczy kobiety.

Podsumowanie

Powyżej przedstawiono zaledwie przebieg niektórych procesów ludnościowych zachodzących w populacji miasta Krakowa na przełomie XIX i XX wieku, co ma stanowić pierwszy krok na drodze do pełniejszego zrozumienia ich przyczyn i skutków. Chyba najdobitniejszym przykładem konsekwencji ludnościowych przejścia demograficznego jest ukazanie przemian struktury ludności według płci i wieku na przestrzeni interesujących nas kilkudziesięciu lat (wykres 24). O ile w roku 1869 mamy do czynienia z progresywnym typem struktury ludności, to w roku 1931 widzimy już wyraźnie skutki spadającej płodności i wydłużającego się życia. Piramida wieku dla 1931 roku wykazuje już istotne symptomy starzenia się ludności i to zarówno od podstawy, jak i od wierzchołka piramidy.

Wprawdzie model transformacji demograficznej jest konceptem dość szeroko znanym i komentowanym w naukach społecznych, to jednak wciąż nie dość wiemy o wyznacznikach tego procesu czy o jego przebiegu w populacjach mniejszych — aniżeli państwa — jednostek administracyjnych. Niniejsze studium pokazuje, że fenomen przemian demograficznych społeczności miejskiej polegał przede wszystkim na ich piorunującym wręcz tempie. Porównanie ruchu naturalnego ludności Krakowa i Galicji zwraca uwagę na fakt, że początki spadków umieralności i rodności w obu populacjach leżą dość blisko siebie, a czynnikiem wyróżniającym Kraków jest znacznie szybsze dotarcie do nowoczesnych poziomów natężenia zgonów i urodzeń w populacji. Z kolei porównanie współczynników ruchu naturalnego obserwowanych w Krakowie z notowanymi w innych miastach Europy Środkowo-Wschodniej (Poznań, Lwów, Praga) uzmysławia uderzający uniwersalizm przebiegu przejścia demograficznego w populacjach miejskich tego regionu. W kontekście raptowności tych przemian, zamykających się w istocie w nieco ponad pięćdziesięciu latach, można się zastanawiać, czy zarzucony uprzednio termin „rewolucja demograficzna” w odniesieniu do transformacji krajów zapóźnionych demograficznie nie oddaje lepiej jej charakteru aniżeli bardziej statyczne „przejście demograficzne”.

Tabela 7. Podstawowe parametry demograficzne populacji Krakowa przed i w trakcie transformacji demograficznej

Wskaźnik	Początek badanego okresu	Koniec badanego okresu
e_0 (kobiet)	25,94 lat	57,38 lat
IMR	257,96 ‰	103,04 ‰
TFR	3,96	1,40
% chorób zakaźnych wśród przyczyn zgonów	33,20	22,49
% chorób degeneracyjnych wśród przyczyn zgonów	57,72	66,03
% dzieci (0–14) w populacji	31,98	20,82
% osób starszych (50+) w populacji	12,75	16,55

Źródła: wymienione w tekście; obliczenia własne.

Co ważne, w wypadku mniejszych populacji łatwiej zrozumieć bezpośrednio przekładalność poziomów zagregowanych współczynników ruchu naturalnego na przeobrażenia cyklu życia ludzkiego i jego podstawowych parametrów (tabela 7). W roku 1880 przeciętna krakowianka w momencie urodzenia miała przed sobą niespełna 26 lat życia. Jeżeli przeżyła cały okres rozrodczy (ponad połowa jej rówieśniczek miała nie dożyć dorosłości), czyli nie zmarła przed osiągnięciem 50 urodzin, rodziła czwórkę dzieci. Śmierć co najmniej jednego z nich przed ukończeniem pierwszego roku życia była niemal pewna. Mimo tak bezwzględnej statystyki dzieci stanowiły w jej roku urodzenia prawie 1/3 ludności miasta! Jakże odmienny los mógł stać się udziałem jej wnuczki urodzonej w roku 1931 — ta mogła się spodziewać już nieco ponad 57 lat życia. Gdy przychodziła na świat, dzieci w mieście było już tylko nieco więcej niż osób po pięćdziesiątce (20,82% wobec 16,55%). Jeżeli przeżyła wciąż niebezpieczny pierwszy rok po swym urodzeniu (miała na to 90% szans, w porównaniu z 74% w wypadku jej babki), oczekiwana długość jej życia wzrastała do 64 lat. W ciągu jego trwania wydała na świat jedno lub dwójkę dzieci (tabela 7).