

*Bartosz Ogórek*

Uniwersytet Pedagogiczny  
im. Komisji Edukacji Narodowej w Krakowie

## **Terytorialne zróżnicowanie demograficznych skutków I wojny światowej w populacji II Rzeczypospolitej**

Punktem wyjścia dla przedstawionego w niniejszym artykule badania jest analiza opisów zagadnienia strat wojennych ludności ziem polskich oraz ludności polskiej w literaturze przedmiotu. Natomiast samo badanie jest próbą ujęcia kwestii strat demograficznych populacji późniejszej II RP z innej, dotąd niewykorzystanej perspektywy. Zamiast usiłowań dążących do ustalenia mniej lub bardziej dokładnych szacunków liczby ofiar wojskowych i cywilnych Wielkiej Wojny, zostanie tu bowiem zaprezentowana analiza demograficznych skutków konfliktu obserwowanych przez pryzmat pierwszego powszechnego spisu ludności z 1921 r. Analiza strat ludnościowych wymaga zawsze precyzyjnego doboru i opisu stanu wyjściowego populacji, do którego odnosimy zjawiska kryzysowe, co wymusza perspektywę diachroniczną. Zaś w przypadku badania skutków kryzysu możemy ograniczyć się do obserwacji stanu *a posteriori*, a brak wymiaru czasowego zrekomensować ujęciem synchronicznym. Stąd niniejsza analiza ma umożliwić odpowiedź na pytanie: na których obszarach (województwach/powiatach) II RP skutki wojny manifestują się najmocniej, a gdzie są najmniej widoczne? Artykuł ma też na celu sprawdzenie użyteczności zaproponowanych metod poprzez analizę wrażliwości uzyskanych wyników i zderzenie ich z danymi, które potencjalnie również mogą świadczyć o rozmiarze skutków demograficznych wojny.

### **Stan badań nad stratami wojennymi ludności ziem polskich lub ludności polskiej**

Najpełniejszym i najistotniejszym badaniem pierwszowojennych strat populacji II Rzeczypospolitej pozostaje praca wykonana na przełomie lat dwudziestych i trzydziestych XX w. przez zespół Biura Historycznego Wojska Polskiego

pod kierownictwem pułkownika Juliana Stachiewicza<sup>1</sup>. Badanie to było częścią szerszego projektu, a mianowicie publikacji polskiego tomu monumentalnej serii *Economic and social history of the world war* wydawanej przez Carnegie Endowment for International Peace<sup>2</sup>. Wobec braku odpowiednich danych statystycznych na poziomie centralnym oraz niechęci władz dawnych państw zaborczych do udzielania informacji na temat liczby polskich ofiar konfliktu, Stachiewicz zdecydował się na szeroko zakrojone badania ankietowe. Przy wsparciu władz II RP w lutym 1929 r. zorganizowano ankietę skierowaną do wojskowych i cywilnych podmiotów terenowych. Dotyczyła ona udziału żołnierzy z terytorium późniejszej II RP w armiach państw walczących oraz wysokości strat wojskowych poniesionych przez ludność tego terytorium. Ankieta syntetyzowała dane pochodzące z co najmniej trzech różnych rodzajów źródeł: deklaracji kombatantów i urzędników oraz funkcjonariuszy administracji, list rodzin żołnierzy otrzymujących od władz wsparcie finansowe oraz list, wykazów i sprawozdań dotyczące mobilizacji i poboru (oficjalnych i nieoficjalnych)<sup>3</sup>. Autorzy badania usiłowali uzyskać odpowiedzi na następujące pytania:

1) Ilu mieszkańców ówczesnego Państwa Polskiego „bez różnicy narodowości”, zostało zmobilizowanych przez armię rosyjską, austriacką i niemiecką? Jak wyglądała struktura zmobilizowanych wg wieku i obciążenie poszczególnych roczników mobilizacją?

2) Ile osób spośród badanej populacji powołano w latach 1914–1918? Jak zaciąg ten wyglądał w poszczególnych latach wojny i jakich dotyczył roczników?<sup>4</sup>

Wykres 1 pozwala zapoznać się z wynikami ankiety dotyczącymi rozmiarów mobilizacji i powołań do armii państw zaborczych. Przy analizie liczb bezwzględnych prezentowanych na wykresie pamiętać należy o różnicach w potencjale demograficznym poszczególnych zaborów. I tak w zaborze austriackim ogół pobranych do wojska miał wynosić 34,6% całej ludności męskiej, w zaborze niemieckim 39,6%, zaś w rosyjskim jedynie ok. 12%. Ważne jest jednak dość wyraźne zróżnicowanie struktury zaciągu wg wieku. W oczy rzuca się

---

<sup>1</sup> M. Handelsman *et al.*, *La Pologne, sa vie économique et sociale pendant la guerre*, t. I, *Histoire économique et sociale de la guerre mondiale*, Paris–New Haven 1933. W skład zespołu Stachiewicza wchodzili m.in. W. Gierowski, W. Lipiński oraz S. Chmielowski.

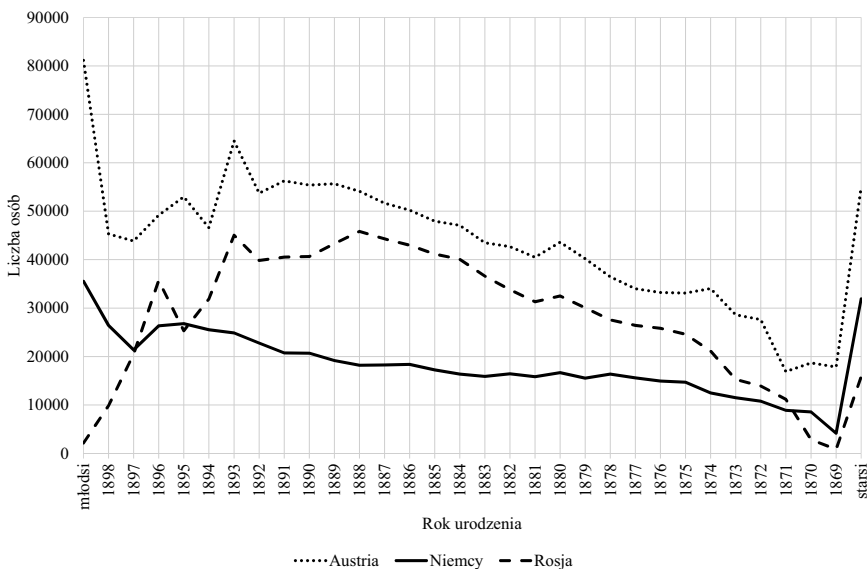
<sup>2</sup> Zob. J.T. Shotwell, *Outline of plan. European Series, Economic and social history of the world war*, Washington 1924.

<sup>3</sup> M. Handelsman *et al.*, *op. cit.*, s. 294.

<sup>4</sup> *Udział Polski w wojnach r. 1914–1918 i 1918–1920 – gromadzenie danych statystycznych*, Centralne Państwowe Archiwum Ukrainy, Powiatowa Komenda Uzupełnień Wojskowych w Łańcucie (zesp. 617), spr. 48, k. 1.

szczególnie znaczniejszy udział roczników najmłodszych oraz najstarszych w armiach państw centralnych, co świadczyć może o ekstensywnej eksploatacji potencjału ludnościowego zaborów niemieckiego i austriackiego.

**Wykres 1.** Liczba osób wg roku urodzenia wcielonych do poszczególnych armii zaborczych z ziem późniejszej II RP w latach 1914–1918



Źródło: M. Handelsman *et al.*, *op. cit.*, wklejka między s. 298 i 299.

Również straty wojskowe nie rozkładały się równo między kraje walczące ani nie były proporcjonalne do wielkości mobilizacji. Wg badań zespołu Stachewicza najwyższe straty ludnościowe poniosła ludność zaboru austriackiego – liczba zabitych i zmarłych żołnierzy miała wynieść 219 180, co stanowiło 15,64% powołanych pod broń. Nieco mniejsze natężenie strat odnotowano w zaborze niemieckim – 108 392 zabitych i zmarłych, a więc 13,91% powołanych. Natomiast ludność zaboru rosyjskiego miała utracić 60 000 żołnierzy, co stanowiło 5,02% zaciągu z tych ziem<sup>5</sup>. Należy tu zaznaczyć, iż autorzy wielokrotnie podkreślają, że są to dane zaniżone.

Ustalenia Stachewicza zostały w większości sprawdzone i powtórzone przez Szulca<sup>6</sup>, co więcej współgrają z wcześniejszymi szacunkami Stefana Dąbrowskiego,

<sup>5</sup> M. Handelsman *et al.*, *op. cit.*, s. 308–312.

<sup>6</sup> S. Szulc, *Ruch naturalny ludności w Polsce w latach 1895–1935*, w: *Zagadnienia Demograficzne Polski*, „Statystyka Polski” (Warszawa) Seria C, z. 41, 1936, s. 1–132.

choć te są proporcjonalnie niższe, gdyż dane zebrane przez Dąbrowskiego nie obejmują całej wojny, a tylko okres od jej wybuchu do końca roku 1916<sup>7</sup>.

Próbując ocenić stan wiedzy na temat strat społeczeństwa polskiego w okresie I wojny światowej warto odwołać się również do monografii syntetyzujących dzieje tego konfliktu i historię Polski międzywojennej, a także prac z zakresu historii wojskowości. Problem strat wojennych powinien pojawiać się we wszystkich tych rodzajach opracowań jako próba oszacowania skutków wojny, jej przełomowości w dziejach prowadzenia konfliktów lub jako punkt wyjścia do badania problemów budowy nowego państwa polskiego. Niestety temat strat wojennych często traktowany jest zdawkowo bądź w ogóle pomijany. Trudności nastroczają oczywiście braki źródłowe, ale i fakt, że autorzy bardzo różnie definiują przedmiot swoich badań. Podczas gdy jednych interesuje wyłącznie ludność polska (co jest oczywiście swego rodzaju kuriozum, zważywszy na stan rozwoju świadomości narodowej niektórych regionów ziem polskich), inni próbują zestawiać straty całej populacji ziem polskich lub przynajmniej tych terytoriów, które finalnie znalazły się w granicach Polski międzywojennej (zob. Tabela 1). Jednocześnie żadna z prac nie syntetyzuje wszystkich dostępnych badań dotyczących strat wojennych społeczeństwa polskiego. W związku z tym poniżej zaprezentowano próbę podsumowania dotychczasowych ustaleń badaczy opartą na wzmiankowanych już monografiach oraz studiach szczegółowych.

Najpełniej zagadnienie strat demograficznych zostało przedstawione w serii *Historia Polski*, wydawanej przez Instytut Historii Polskiej Akademii Nauk pod redakcją Stanisława Arnolda i Tadeusza Manteuffla<sup>8</sup>. Kwestia konsekwencji ludnościowych jest tu poruszana aż dwukrotnie, raz w odniesieniu do samego konfliktu, drugi w kontekście przemian demograficznych ziem polskich. Oba artykuły bazują wprawdzie na danych Juliana Stachewicza (określających ogół strat wojskowych na 387 tys. osób zamieszkałych przed wojną obszar późniejszej II RP), które zostaną jeszcze omówione poniżej, jednak autorzy dokonują własnych interpretacji. Szczególnie uwagi Dunin-Wąsowicza dotyczące chronologii problemu są istotne. Jak zaznacza autor: „Dla niektórych państw i ziem zamieszkałych przez ludność polską, wojna ta zakończyła się

---

<sup>7</sup> *Wojna światowa w świetle cyfr i wpływ rezerw Kongresówki na dalszy jej przebieg*, b.m.w., 1917; S. Dąbrowski, *Walka o rekruta polskiego pod okupacją*, Warszawa 1922.

<sup>8</sup> K. Rosen-Zawadzki, *Ziemie polskie i ościennie 1914–1918*, w: *Historia Polski*, red. S. Arnold, T. Manteuffel, t. 3: 1850/1864–1918, cz. 3: 1914–1918, red. Ż. Kormanowa, W. Najdus, Warszawa 1974, s. 20–59; K. Dunin-Wąsowicz, *Sytuacja demograficzna narodu polskiego w latach 1914–1918*, *ibidem*, s. 500–514.

wcześniej (dla większości ziem polskich). 11 listopada 1918 r. nie jest zatem żadną datą zamykającą procesy demograficzne, będące wówczas w pełnym toku. Chodzi tu zarówno o zagadnienie strat wojennych, gdyż wojna dla narodu polskiego toczyła się aż do 1921 r., jak i o zagadnienie repatriacji, ponieważ proces ten również przebiegał jeszcze przez kilka lat, także co najmniej do 1921 r.”<sup>9</sup>

**Tabela 1.** Porównanie wymiaru strat wojskowych populacji polskiej/ziem polskich w literaturze

Autor i rok wydania	Wysokość strat wojskowych	Analizowana populacja
J. Stachiewicz (1933)	387 572	Populacja terytoriów, które weszły w skład II RP
S. Szulc (1936)	387 000	j.w.
J. Holzer, J. Molenda (1973)	450 000	Polacy
K. Dunin-Wąsowicz (1974)	387 000	Populacja terytoriów, które weszły w skład II RP
M. Zgórnjak (1987)	500 000	Polacy
M. Wrzosek (1990)	530 000	j.w.
J. Wąsicki, L. Trzeciakowski (1993)	375 000	Populacja terytoriów, które weszły w skład II RP
P. Wandycz (1994)	450 000	j.w.
W. Molik (1996)	387 000	j.w.

Źródło: opracowanie własne na podst.: M. Handelsman *et al.*, *op. cit.*; S. Szulc, *op. cit.*, J. Holzer, J. Molenda, *Polska w pierwszej wojnie światowej*, Warszawa 1973; K. Dunin-Wąsowicz, *op. cit.*; M. Zgórnjak, *1914–1918. Studia i szkice z dziejów I wojny światowej*, Kraków 1987; M. Wrzosek, *Wojskowość polska podczas pierwszej wojny światowej*, w: *Zarys dziejów wojskowości polskiej w latach 1864–1939*, red. P. Stawecki, Warszawa 1990, s. 129–232; *Dzieje Polski 1795–1918*, oprac. J. Wąsicki, L. Trzeciakowski, Warszawa 1993; P. Wandycz, *Pod zaborami 1795–1918*, Warszawa 1994; W. Molik, *Wielkopolska w okresie I wojny światowej. Stan i propozycje badań*, w: *Społeczeństwo polskie na ziemiach pod panowaniem pruskim w okresie I wojny światowej (1914–1918)*, red. Mieczysław Wojciechowski, Toruń 1996, s. 25–36.

Co ważne, Dunin-Wąsowicz analizuje również straty ludności cywilnej i to w obu ich aspektach – spadku rodności i wzrostu umieralności. Autor szacuje, że spowodowany wojną deficyt urodzeń wyniósł dla całej ludności polskiej ok. 1 mln, zaś nadumieralność 210,5 i 48 tys., odpowiednio w Królestwie

<sup>9</sup> K. Dunin-Wąsowicz, *op. cit.*, s. 501.

Polskim i zaborze pruskim<sup>10</sup>. Badacz nie pominął również bardzo trudnej do ustalenia straty ludnościowej wynikłej z negatywnego bilansu ruchu wędrownego. W ten sposób z obszaru, który wszedł w granice II Rzeczypospolitej, miało ubyc podczas wojny ok. 363 tys. osób<sup>11</sup>. Sumując podane przez autora starty (bez deficytu urodzeń i bez danych o nadumieralności populacji Galicji i tzw. ziem zabranych) uzyskujemy liczbę przekraczającą milion osób. Szulc z kolei szacuje ogół strat cywilnych i wojskowych, wliczając w to straty migracyjne, które zostały później wyrównane przez repatriacje, na ok. 4 mln<sup>12</sup>. Co istotne, autor ten za okres wojenny uważa lata 1914–1923, bierze zatem pod uwagę także straty wojenne niepodległego już państwa polskiego, wynoszące 47 055 osób<sup>13</sup>.

Mogłoby się wydawać, że tak wysokie ubytki ludności nie ujdą uwadze historyków gospodarczych, dla których istotnym zagadnieniem powinien być tzw. kapitał ludzki czy też siła robocza. Niestety, kwestia ta jest w opracowaniach dotyczących historii gospodarczej II RP czy monografiach koncentrujących się na odbudowie państwa polskiego w zasadzie pomijana<sup>14</sup>. Być może jest to wynik przykrycia ubytku przez problem nadmiaru rąk do pracy, szczególnie na wsi, oraz przez zjawisko repatriacji. Bezrobocie agrarne miało bowiem wg różnych szacunków dotyczyć w latach międzywojnia od 2 do nawet 8 mln ludzi<sup>15</sup>, zaś napływ repatriantów miał osiągnąć od 1,25 do ponad 2 mln osób<sup>16</sup>.

Jedną z recept na złożone problemy badania zagadnień demograficznych związanych z I wojną światową może być zejście na poziom mniejszych jednostek administracyjnych aniżeli państwo. Przy analizie populacji regionów czy pojedynczych miejscowości łatwiej jest bowiem zwykle o solidne i wiarygodne

<sup>10</sup> *Ibidem*, s. 508.

<sup>11</sup> *Ibidem*, s. 513.

<sup>12</sup> S. Szulc, *op. cit.* W podobnym duchu: T. Stpicyński, *Ludność ziem polskich podczas pierwszej wojny światowej oraz Państwa Polskiego w latach 1919–1939*, „Przeszłość Demograficzna Polski” 20, 1997, s. 73–93.

<sup>13</sup> *Ibidem*, s. 40.

<sup>14</sup> Zob. Z. Landau, J. Tomaszewski, *Zarys historii gospodarczej Polski 1918–1939*, Warszawa 1971; *iidem*, *Bilans gospodarczych skutków I wojny światowej dla ziem polskich*, w: *Historia Polski...*, red. S. Arnold, T. Manteuffel, s. 441–500; J. Pajewski, *Odbudowa państwa polskiego 1914–1918*, Poznań 2005; M.M. Drozdowski, W. Stankiewicz, *Granice, gospodarka, ludność*, w: *Historia Polski*, red. C. Madajczyk, t. 4: 1918–1939, red. T. Jędruszcak, Warszawa 1978, s. 13–29.

<sup>15</sup> Z. Landau, J. Tomaszewski, *op. cit.*, s. 38–39.

<sup>16</sup> *Ibidem*, s. 40; M.M. Drozdowski, W. Stankiewicz, *op. cit.*, s. 13–29.

podstawy źródłowe. W polskiej historiografii próby takie były już podejmowane, choć nie zawsze dotyczyły ludności polskiej<sup>17</sup>.

Oczywiście problem niemożności precyzyjnego ustalenia strat ludnościowych spowodowanych I wojną światową nie dotyczy wyłącznie ziem polskich. Wprawdzie kraje zachodu dysponują o wiele większym i bardziej dokładnym zasobem źródeł, zarówno cywilnych jak i wojskowych, to i w ich przypadku badacze niejednokrotnie muszą odwoływać się do pośredniego lub modelowego badania strat demograficznych<sup>18</sup>. Jak zauważył w jednej z najnowszych polskich monografii Wielkiej Wojny Andrzej Chwalba: „dane na temat liczby zabitych, rannych, jeńców, dezertersów, [...] z reguły są szacunkowe lub tylko orientacyjne, ponieważ są oparte na różnych metodologiach pomiaru. Dokładnych danych, ze względu na totalny charakter tej wojny, najprawdopodobniej nigdy już nie poznamy”<sup>19</sup>.

## Pojęcie skutków demograficznych wojny jako wykonalna alternatywa dla badania strat

Przedstawiona powyżej analiza literatury przedmiotu oraz dostępnych zbiorczych źródeł, na podstawie których można pokusić się o szacowanie całościowych strat ziem polskich powstałych w wyniku I wojny światowej, prowadzi do wniosku, że ustalenie dokładnego bilansu ludnościowego populacji II Rzeczypospolitej w odniesieniu do okresu przedwojennego jest w istocie

<sup>17</sup> M. Ciemieniewski, *Wpływ wypadków wojennych na zjawiska ludnościowe w Warszawie*, Odbitka z Pamiętnika II Zjazdu Hyg. Pol. r. 1918; D. Szudra, *Wpływ I wojny światowej na procesy demograficzne w pruskiej prowincji Pomorze do 1925 r.*, cz. 1, „Zapiski Historyczne” 57, 2002, z. 2, s. 79–103; cz. 2, „Zapiski Historyczne” 57, 2002, z. 3–4, s. 107–143; *idem*, *Ludność pruskiej prowincji Pomorze: przemiany w ruchu naturalnym i migracyjnym w latach 1914–1939*, Szczecin 2005 (Uniwersytet Szczeciński. Rozprawy i Studia, 593); B. Ogórek, *Wpływ I wojny światowej na stan i strukturę ludności miasta Krakowa. Badanie przy użyciu wariantowych projekcji demograficznych*, „Przeszłość Demograficzna Polski” 37, 2015, nr 2, s. 159–178.

<sup>18</sup> D.A. Gleis, S. Bruzzone, G. Caselli, *Effects of war losses on mortality estimates for Italy: a first attempt*, „Demographic Research” 13, s. 363–388; D. Jdanow, E. Andreev, D. Jasilionis, V.M. Sholnikov, *Estimates of mortality and population changes in England and Wales over the two World Wars*, „Demographic Research” 13, s. 389–414; A. Prost, *Compter les vivants et les morts: l'évaluation des pertes françaises de 1914–1918*, „Le mouvement social” 2018, nr 1, s. 41–60; J. Vallin, F. Meslé, *Tables de mortalité françaises pour les XIXe et XXe siècles et projections pour le XXIe siècle*, Institut national d'études démographiques (France), 2001.

<sup>19</sup> A. Chwalba, *Samobójstwo Europy. Wielka Wojna 1914–1918*, Kraków 2014, s. 9.

niemożliwe. Dzieje się tak głównie za sprawą zauważonych już przez Edwarda Rosseta mankamentów materiału statystycznego z tego okresu: jego niekompletności i niejednorodności<sup>20</sup>. Przywołane badania regionalne dowodzą z kolei czasochłonności i niezbędności solidnej bazy źródłowej dla skrupulatnego przedstawienia historii demograficznej mniejszych społeczności dotkniętych konfliktem. Nie oznacza to jednak, że należy całkowicie zaniechać dociekań nad demograficznymi przeobrażeniami ludności ziem późniejszej II RP wynikłymi z I wojny światowej. Jednak aby rozwiązać źródłowy i metodologiczny problem niemożności oznaczenia wojskowych i cywilnych strat ludności, należy skupić się na populacyjnych skutkach wojny. Pojęcie to należałoby rozumieć jako ogół przekształceń demograficznych, przejawiający się anomaliami stanu i struktury ludności, widoczny w latach powojennych. Skutki wojny byłyby więc swego rodzaju miarą brutto, w której nie sposób rozgraniczyć pomiędzy konsekwencjami związanymi z zakłóceniami ruchu naturalnego ludności cywilnej, zgonami wynikłymi z walk frontowych czy wreszcie masowymi przemieszczeniami ludności w trakcie i tuż po wojnie. Zaletą takiego podejścia jest znacznie łatwiejsza operacjonalizacja, wadą zaś pewna nieokreśloność czy nawet nieprecyzyjność reprezentacji wpływu wojny na populację, związana z dużą liczbą i nieokreśloną mocą czynników potencjalnie wpływających na przyjęte miary skutków wojny. W związku z tym wszelkie zastrzeżenia co do wiarygodności metody oraz ograniczenia interpretacyjne zostaną opisane poniżej. Wydaje się jednak, że pomimo mankamentów, skupienie się na skutkach wojny zamiast stratach wojennych pozwala postawić szereg interesujących hipotez badawczych rzucających nowe światło na relację między I wojną światową a populacją ziem polskich.

## Źródła i metody

Metody przyjęte w niniejszym badaniu bazują na przekonaniu o możliwości odczytania informacji na temat konsekwencji wojny z anomalii stanu i struktury ludności obecnych w okresie powojennym. Siłą rzeczy podstawą źródłową stać się musiał *Pierwszy powszechny spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku*<sup>21</sup>. Ta sama idea przyświecała zresztą organizatorom i realizatorom

<sup>20</sup> E. Rosset, *Prawa demograficzne wojny*, odbitka z „Dziennika Zarządu miasta Łodzi”, Łódź 1933.

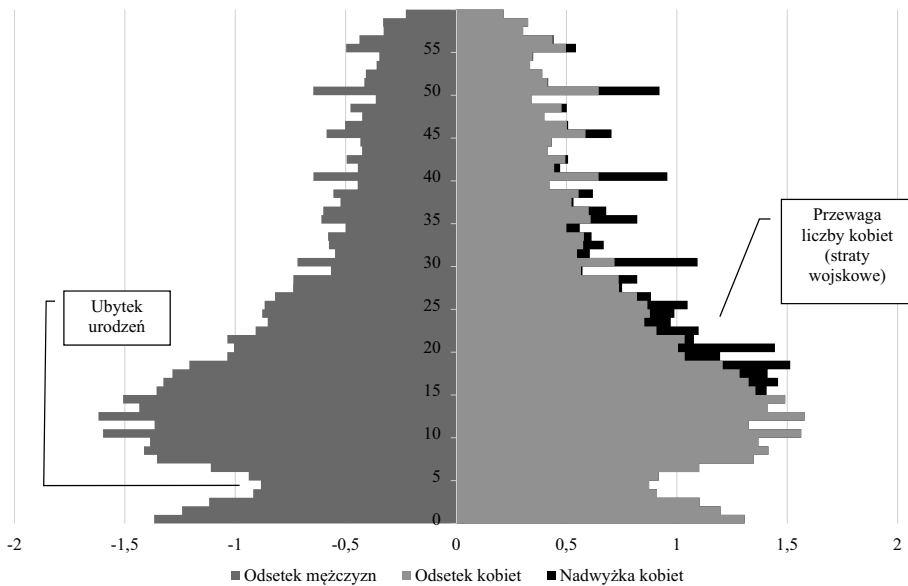
<sup>21</sup> *Pierwszy powszechny spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku*, „Statystyka Polski” (Warszawa) 11–34, 1926–1931.



spisu, którzy w propagandowej broszurze pisali: „Wiemy, iż wojna pochłonęła przede wszystkim mężczyzn w sile wieku; stosunek liczebny płci zmienił się gwałtownie na niekorzyść mężczyzn zwłaszcza w wieku od lat 20–40. «Piramida wieku» traci prawidłową budowę i wykazuje brak wielu mężczyzn w wieku, który stanowi podstawę działalności ludzkiej pod względem gospodarczym i każdym innym. Co więcej: gwałtowny spadek liczby urodzeń sprawił, iż najniższe klasy wieku [...] muszą być obecnie słabiej reprezentowane...”<sup>22</sup> W istocie, przewidywania autorów spisu sprawdziły się i struktura populacji II RP okazała się dość silnie zaburzona (zob. Wykres 2).

Bardzo wyraźna jest relatywnie niska liczba dzieci w rocznikach wojennych, a także manifestujące się przez znaczną nadwyżkę liczby kobiet nad liczbą mężczyzn straty wojskowe. Kwestię znacznej feminizacji roczników produkcyjnych sygnalizowali również późniejsi badacze<sup>23</sup>.

**Wykres 2.** Piramida ludności w wieku 0–59 lat. Polska, 1921



Źródło: obliczenia własne na podst.: *Pierwszy powszechny spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku*.

<sup>22</sup> *Pierwszy powszechny spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku. Formularze i instrukcje spisowe, „Statystyka Polski” (Warszawa) 33, 1931, z. 1.*

<sup>23</sup> Zob. Z. Landau, *Ludność*, w: *Encyklopedia Historii Drugiej Rzeczypospolitej*, Warszawa 1999, s. 202–204; M.M. Drozdowski, W. Stankiewicz, *op. cit.*, s. 13–29.

W świetle powyższego metody użyte w niniejszym badaniu są bardzo proste. Po pierwsze, użyto tu wskaźnika maskulinizacji liczonego jako:

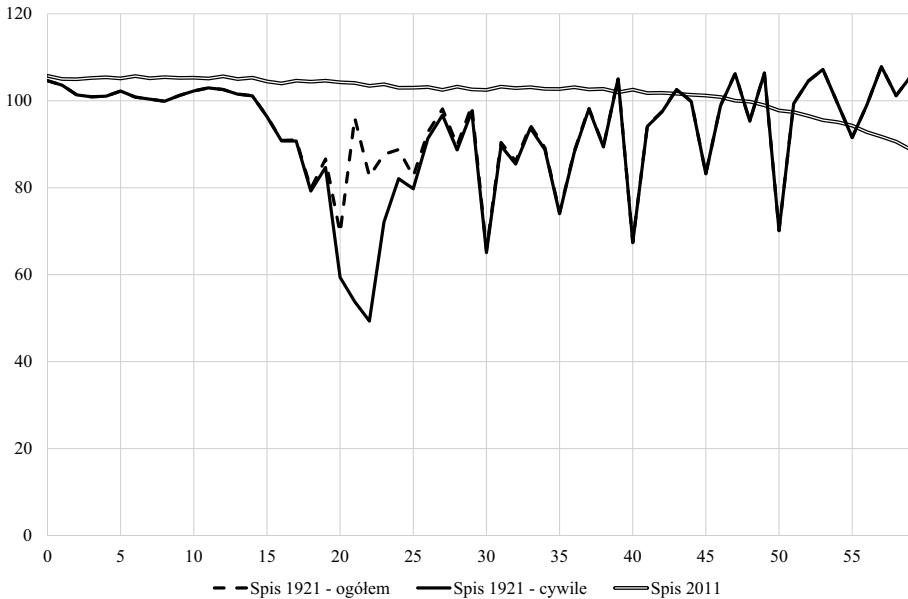
$$\text{wskaźnik maskulinizacji}_{n^{N_x}} = \frac{n^{M_x}}{n^{K_x}} * 100$$

Gdzie N to ogół populacji w wieku od x do x+n, zaś M i K to odpowiednio liczba mężczyzn i kobiet w wieku x do x+n. Uzyskany wynik miałby świadczyć o natężeniu strat wojskowych w danej populacji, gdyż kobiety w zasadzie nie służyły w jednostkach bojowych. Im niższy więc wskaźnik maskulinizacji, czyli im mniej mężczyzn na 100 kobiet w danej klasie wieku, tym silniejsze skutki wojny. Oczywiście rozumowanie to bazuje na upraszczającym założeniu, że wielkość strat cywilnych wg wieku była w analizowanych rocznikach równa ze względu na płeć. Nie jest to bynajmniej jedyne zastrzeżenie, jakie należy tu poczynić. Kolejnym jest problem ludności wojskowej w samym roku 1921, która została objęta oddzielnym spisem i której liczebność nie była podawana w wojewódzkich wynikach spisu. Suma ludności wojskowej wyniosła 318 525, co stanowiło 1,24% ludności kraju. W związku z tym należy ostrożnie dobrać przedziały wieku, dla których obliczamy wskaźnik maskulinizacji, gdyż ogromna przewaga kobiet widoczna szczególnie w rocznikach poborowych jest częściowo wynikiem nieobecności ludności wojskowej. Zjawisko to widać wyraźnie na wykresie 3, zaś szczególnie obciążone są klasy wieku 21 i 22 – odpowiednio 108 520 i 87 019 mężczyzn wojskowych. Problem traci na znaczeniu wśród starszych roczników, i tak dla osób w wieku 26 lat spis notuje wyłącznie 3178 mężczyzn wojskowych, co daje 0,01% ogółu ludności kraju i 0,78% całego rocznika, a ich nieuwzględnienie zaniża wskaźnik o niespełna 1,5 jednostki. Stąd w analizie wskaźnika maskulinizacji wg województw przyjęto granice wieku 26–49 lat, zaś w przypadku analizy powiatów, gdzie dane wynikowe spisu zostały pogrupowane, przeanalizowano osobno klasy: 25–29, 30–39 i 40–49 lat. Górna granica została wyznaczona niżej, aniżeli wskazywałby na to maksymalny wiek służby w armiach zaborczych (45 w przypadku Rosji i Niemiec i 50 w przypadku Austrii) ze względu na zaznaczony już problem zaokrąglania wieku, który najmocniej zaznacza się w klasach wieku powyżej 49 lat.

Kolejnym zastrzeżeniem, również uwidaczniającym się na wykresie 2, jest problem nierównego zaokrąglania wieku w zależności od płci (istotnie niższe wartości wskaźnika maskulinizacji dla wieku kończącego się na 0 lub 5). Dokładna znajomość własnego wieku wiąże się bowiem ściśle z umiejętnością liczenia i alfabetyzacją oraz z koniecznością wykorzystywania wiedzy o własnym wieku w życiu społecznym i zawodowym, zaś we wszystkich tych aspektach kobiety

znacząco różniły się od mężczyzn. Rzecz jasna sytuacja ta wyglądała bardzo różnie również w zależności od terytorium, przy czym najgorzej wypadała pod tym względem populacja województw wschodnich.

**Wykres 3.** Wskaźnik maskulinizacji wg wieku w populacjach: cywilnej i ogółem w Polsce w 1921 r. oraz w Polsce w roku 2011



Źródło: obliczenia własne na podst.: *Pierwszy powszechny spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku*, „Statystyka Polski” (Warszawa) 31, 1927; Narodowy Spis Powszechny 2011 – wyniki, <http://stat.gov.pl/spisy-powszechne/nsp-2011/nsp-2011-wyniki/> (5 III 2016).

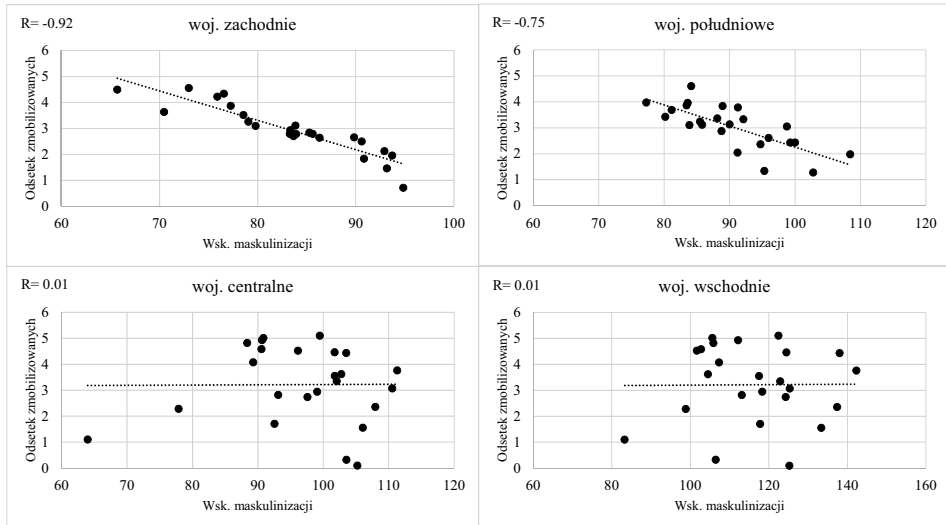
Omawiając potencjalne słabości przyjętej metody należy pamiętać o zjawiskach migracji i sporych różnicach w umieralności pomiędzy płciami i populacjami poszczególnych województw czy powiatów. Rozbieżności w wartościach wskaźnika maskulinizacji roczników produkcyjnych mogą bowiem wynikać nie tylko z różnego poziomu strat wojskowych, lecz także z różnej siły atrakcyjnej migracji poszczególnych terytoriów. Można się bowiem spodziewać, że w obliczu znaczących strat ludnościowych w okręgach uprzemysłowionych, napływali do nich mieszkańcy mniej zindustrializowanych obszarów. Tutaj również mogą uwidaczniać się różnice pomiędzy płciami. Nierówna umieralność ma z kolei duże znaczenie przy dynamice maskulinizacji w starszych klasach wieku. Warto pamiętać, że jeszcze w 1927/28 r. przewidywana dalsza długość życia w momencie urodzenia wynosiła w województwach zachodnich 51,1 lat dla mężczyzn i 53 dla kobiet, zaś w województwach wschodnich, odpowiednio

45,4 oraz 46,7 lat. Ta wynosząca ponad sześć lat różnica długości wieku na różnych obszarach kraju oraz nierówne zróżnicowanie wg płci powoduje, że bezpośrednie porównania wskaźnika maskulinizacji dla województw i powiatów mogą nie być miarodajne.

Próbując ocenić przydatność metody możemy zderzyć uzyskane w jej wyniku dane dla poszczególnych klas wieku i obszarów z innymi informacjami, które mogą świadczyć o natężeniu strat wojkowych. Na potrzeby niniejszego badania dokonano porównania wskaźnika maskulinizacji poszczególnych roczników z zaprezentowanymi już powyżej danymi dotyczącymi struktury mobilizacji wg wieku. Wyniki porównań dla roczników 1868–1898 (z wyłączeniem roczników, których wiek w roku spisu kończył się na 0 lub pięć) w formie wykresów rozrzutu dla poszczególnych grup województw przedstawia wykres 4. Jeżeli przyjmiemy, że wysokość strat wojennych była proporcjonalna do udziału poszczególnych roczników w ogóle zaciągu do poszczególnych armii zaborczych, a wskaźnik maskulinizacji dobrze oddaje straty wojskowe, to między tymi dwiema seriami powinna zachodzić silna korelacja negatywna (im więcej osób w roczniku zmobilizowano, tym większe poniósł on straty i tym niższy wskaźnik maskulinizacji). Jak widać logika ta sprawdza się wyłącznie w przypadku armii niemieckiej i austriackiej, a więc w przypadku Galicji i byłej prowincji pruskiej (współczynnik korelacji liniowej Pearsona  $R$  równe odpowiednio  $-0,75$  i  $-0,92$ ). W przypadku zaboru rosyjskiego i mobilizacji do armii tego państwa dane nie korelują nawet w najmniejszym stopniu. Oczywiście różnice te można by rzucić na karb znacznie słabszego liczbowo i krótszego chronologicznie zaciągu z terenów późniejszych województw centralnych i wschodnich oraz zdecydowanie niższych strat wojkowych ludności tych ziem, co może ograniczyć uwidacznianie się wspomnianej tendencji. O ile więc wskaźnik maskulinizacji powinien dobrze odzwierciedlać straty wojskowe dla populacji województw zachodnich i południowych, to przy analizie pozostałych obszarów II RP przy jego pomocy należy zachować dalece posuniętą ostrożność.

Kolejną próbą weryfikacji wiarygodności metody było zestawienie wskaźnika maskulinizacji wg powiatów z danymi dotyczącymi odsetka inwalidów i sierot. Oba te wskaźniki powinny bowiem korelować ze stratami wojskowymi. Niestety i tutaj wyniki nie są jednoznaczne. W przypadku powiatów województw zachodnich i wschodnich faktycznie odsetek dzieci bez ojca lub bez obojga rodziców wśród dzieci w wieku 0–16 lat współwystępuje z niskimi wartościami wskaźnika maskulinizacji, choć nie jest to związek silny (odpowiednio  $R = -0,33$  i  $-0,38$ ). Natomiast wśród powiatów dawnej Galicji związek jest silniejszy, ale pozytywny ( $R = 0,47$ ), co oznacza, że im więcej w powiecie mężczyzn, tym więcej

**Wykres 4.** Współwystępowanie wskaźnika maskulinizacji i odsetka zmobilizowanych w poszczególnych rocznikach wg grup województw, Polska 1921



Źródło: obliczenia własne na podst. M. Handelsman *et al.*, *op. cit.*, wklejka między s. 298 i 299; *Pierwszy powszechny spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku*, „Statystyka Polski” (Warszawa) 11–34, 1926–1931.

w nim sierot, co oczywiście godzi w logikę przyjętej tu metody. W przypadku dawnego Królestwa Polskiego relacja w ogóle nie zachodzi. Zanim jednak stwierdzimy na tej podstawie niską wiarygodność wskaźnika maskulinizacji jako zmiennej zbliżonej do strat wojskowych należy się zastanowić, czy ta słaba zależność na wschodzie i zachodzie i odwrócona zależność w Polsce centralnej nie wiążą się aby ze zinstytucjonalizowaniem zjawiska sieroctwa. Nie możemy bowiem zakładać, że częściowo lub całkowicie osierocone dzieci przebywały w powiatach, w których zamieszkiwał przed wojną ich ojciec. Być może odsetek sierot koncentrował się po prostu w mocniej zurbanizowanych powiatach, w których z kolei istniała tendencja do wyrównywania strat wojskowych napływem migrantów. Z pewnością ewentualna korelacja jest również zaburzana przez powszechność zjawiska sieroctwa wynikłą z wciąż dość wysokiej wówczas umieralności dorosłych mężczyzn, a także niemożności oznaczenia przyczyn sieroctwa<sup>24</sup>.

<sup>24</sup> S. Fogelson, *O częstości występowania sieroctwa*, „Kwartalnik Statystyczny” 11, 1934, z. 1; zob. P. Szukalski, *Sieroctwo biologiczne osób nieletnich w Polsce w długookresowej perspektywie*, „Roczniki Socjologii Rodziny” 18, 2007, s. 163–186.

Zestawienie wskaźnika maskulinizacji i odsetka inwalidów w powiatach poszczególnych dzielnic również nie napawa przesadnym optymizmem. Wprawdzie w powiatach dzielnicy centralnej i południowej niski wskaźnik maskulinizacji świadczący o wysokich stratach współwystępuje z wysokim odsetkiem mężczyzn inwalidów (odpowiednio  $R = -0,51$  i  $-0,38$ ), ale w populacji pozostałych terytoriów II RP podobnej relacji nie stwierdzono. Oczywiście i tym razem należy pamiętać o ograniczeniach odsetka inwalidów płci męskiej jako mierze strat wojskowych, gdyż nie znamy ani przyczyn kalectwa, ani wieku inwalidów.

Drugą przyjętą na potrzeby badania miarą jest odsetek „brakujących dzieci” wyrażony wzorem:

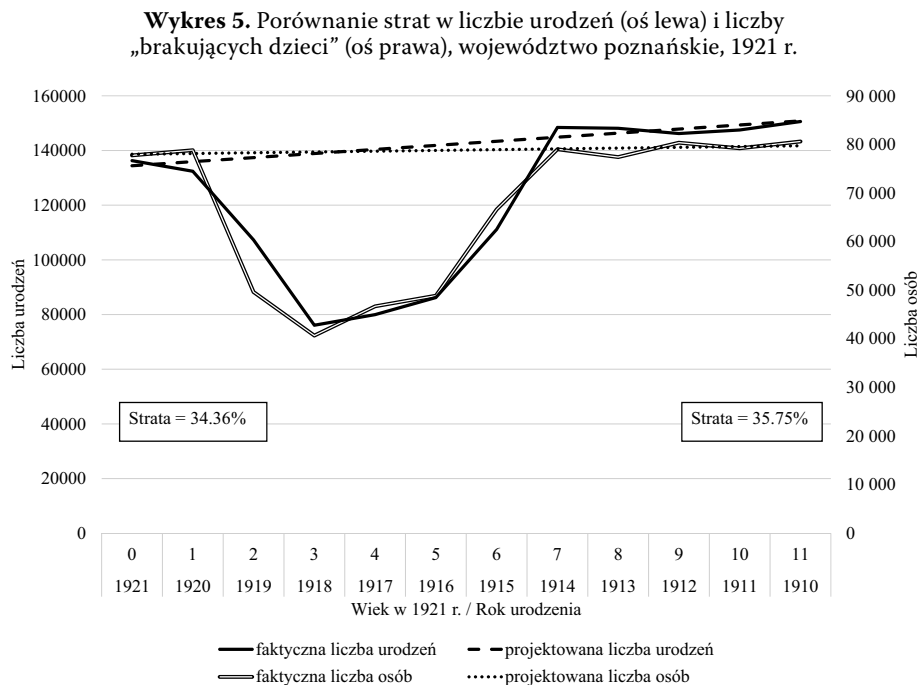
*Wskaźnik brakujących dzieci*

$$= \frac{\text{faktyczna liczba osób żyjących urodzonych w latach 1915 – 1919}}{\text{projektowana liczba osób żyjących urodzonych w latach 1915 – 1919}} * 100$$

Faktyczną liczbę osób żyjących urodzonych w latach 1915–1919 uzyskujemy ze spisu 1921 r. (są to osoby w wieku 2–6 lat). Aby uzyskać liczbę projektowaną, która ma informować nas w przybliżeniu, ile dzieci w tej klasie wieku żyłoby w roku 1921, gdyby wojna nie wybuchła, stosujemy interpolację liniową pomiędzy rocznikami 1920 i 1921 z jednej strony, a liczbą osób urodzonych w latach 1910–1914 z drugiej. Interpolacja została dokonana metodą najmniejszych kwadratów. Znając obie wartości dzielimy je przez siebie i mnożymy razy 100, co pozwala nam stwierdzić, ile procent dzieci ubyło z danej populacji w związku z wojennym obniżeniem płodności, ale i częściowo w związku z podniesioną umieralnością. W związku z bardzo niefortunnym grupowaniem danych dla populacji powiatów II RP, analizę „brakujących dzieci” wykonano wyłącznie na poziomie województw. Nie jest to jednak jedyny problem metody. Nie znamy niestety dokładnych poziomów umieralności niemowląt i dzieci dla znacznych połaci ziem polskich, co nie pozwala nam na odfiltrowanie efektu wzmożonej umieralności wojennej i dużego zróżnicowania terytorialnego współczynnika umieralności niemowląt. Wprawdzie istnieją metody dokładniejszego oszacowania liczby urodzeń na podstawie liczby ludności spisowej w poszczególnych klasach wieku<sup>25</sup>, jednak wymagają one dokładnych danych dotyczących umieralności lub wiarygodnych tablic trwania życia. Aby ocenić użyteczność metody, możemy porównać uzyskany dzięki jej zastosowaniu wynik procentowy

<sup>25</sup> Metodę taką zastosował Stefan Szulc analizując problem wojennego spadku rodności, zob. S. Szulc, *op. cit.*, s. 41–43.

„brakujących dzieci” z ubytkiem urodzeń w tych nielicznych populacjach ziem polskich, dla których posiadamy informacje na temat ruchu ludności podczas wojny. Na wykresie 5 możemy prześledzić zestawienie obu serii dla populacji województwa poznańskiego.



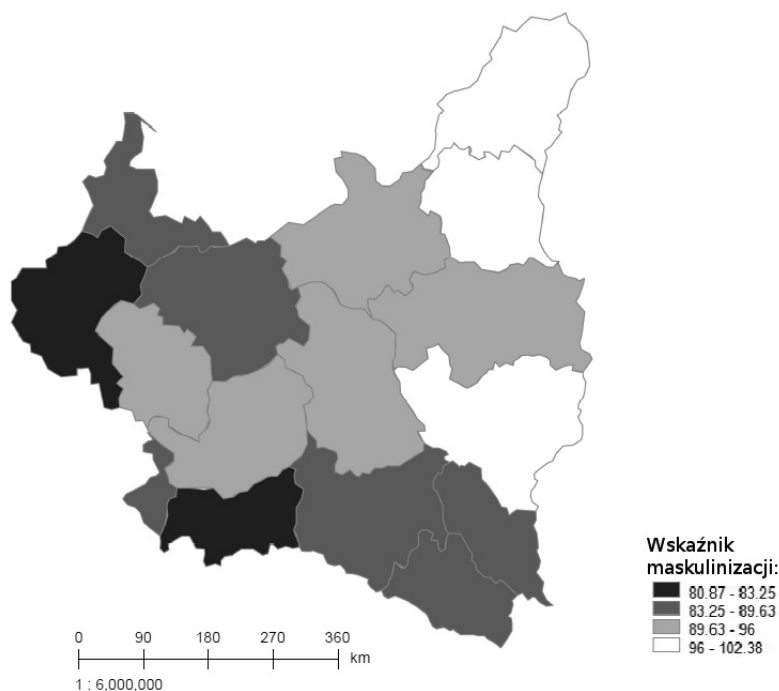
Źródło: obliczenia własne na podst.: *Pierwszy powszechny spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku*, „Statystyka Polski” (Warszawa) 24, 1928.

Jak widać, zarówno serie przedstawiające faktyczną liczbę urodzeń i faktyczną liczbę osób, jak i te przedstawiające liniowe interpolacje liczby urodzeń i liczby osób mają bardzo zbliżony przebieg. Nie może więc dziwić fakt, że obliczona na podstawie obu zestawów danych strata procentowa jest bardzo podobna. O ile ludność województwa poznańskiego utraciła w wyniku wojny 34,36% teoretycznej, pokojowej liczby urodzeń, to brak dzieci wyniósł 35,57% potencjalnej liczby obywateli w wieku 2–6 lat. Oczywiście nie wiemy, czy w przypadku pozostałych terytoriów zgodność ta byłaby również tak wysoka, nie sposób jednak tego stwierdzić.

## Wyniki i dyskusja

Wyniki badania zostały przedstawione poniżej w formie kartogramów. Zgodnie z oczekiwaniami skutki wojny najwyraźniej uwidaczniają się w populacji województw zachodnich i południowych. Rekordowo niski udział mężczyzn w populacji w wieku 26–49 lat odnotowujemy w województwie poznańskim (80,87). Niewiele wyższy wskaźnik charakteryzował populację woj. krakowskiego (81,98) i pozostałe województwa dzielnicy południowej (tarnopolskie 83,84; stanisławowskie 83,98; lwowskie 84,05) oraz województwo pomorskie (86,22). Spośród województw centralnych niską maskulinizacją odznacza się województwo warszawskie, jednak trzeba pamiętać, iż w badaniu nie uwzględniono miasta stołecznego Warszawy, które stanowiło osobne

**Mapa 1.** Wskaźnik maskulinizacji w klasie wieku 26–49 lat w województwach II RP wg spisu 1921



Źródło: obliczenia własne na podst.: *Pierwszy powszechny spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku*, „Statystyka Polski” (Warszawa) 11–34, 1926–1931.

Uwaga: podział administracyjny na rok 1930. Kategorie wyznaczono metodą odchyłeń standardowych od średniej arytmetycznej. Dane dla woj. śląskiego na podstawie wyników spisu na Śląsku Cieszyńskim, dane dla woj. wileńskiego na podstawie wyników spisu w tzw. okręgu administracyjnym wileńskim.

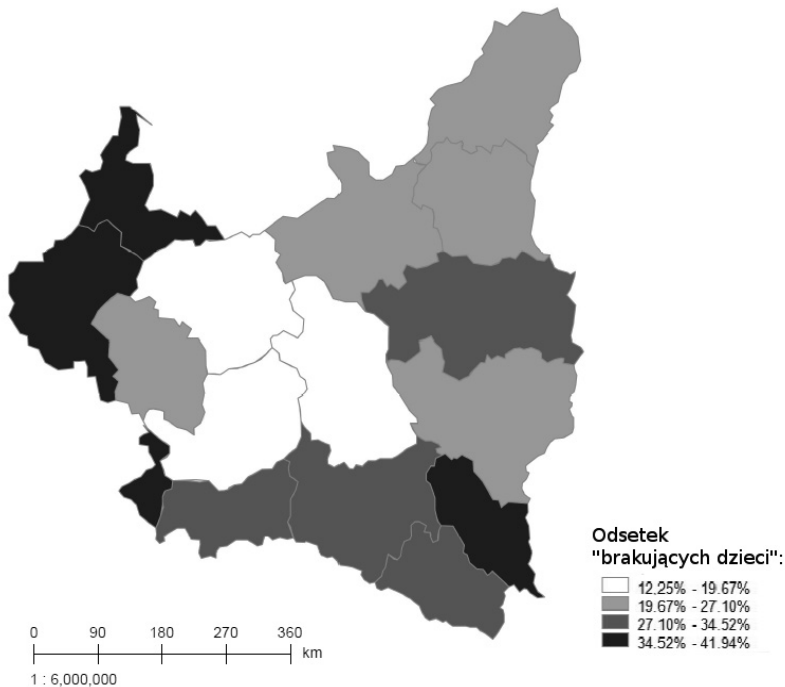


województwo i z pewnością przyciągało ludność okalających go terenów. Skutki wojny najmniej widoczne są w województwach wschodnich. Województwo nowogrodzkie i okręg administracyjny wileński notują nawet wskaźnik maskulinizacji powyżej 100 (odpowiednio 101,57 i 100,19), co może świadczyć o braku zaburzeń struktury wieku ludności tych województw, ale i o wątpliwej jakości danych spisowych dla tych obszarów. Grupując dane wg dzielnic II RP możemy utwierdzić się w przekonaniu o dużych różnicach między populacją dawnych zaborów państw centralnych, a zaborem rosyjskim.

Wskaźnik maskulinizacji w klasie wieku 26–49 dla województw zachodnich ogółem wyniósł bowiem 82,82, a dla południowych 83,46. Podczas gdy dzielnica centralna i wschodnia miały odpowiednio 92,21 i 98,40 mężczyzn na 100 kobiet w tym wieku. Wyniki te zgodne są generalnie z przytaczanymi powyżej danymi dotyczącymi wielkości zaciągu i natężenia strat w poszczególnych armiach zaborczych.

Podobne wnioski dotyczące terytorialnego zróżnicowania skutków wojny można wysnuć z analizy mapy 2, prezentującej odsetek „brakujących dzieci”

**Mapa 2.** Odsetek „brakujących dzieci” w województwach II RP wg spisu 1921

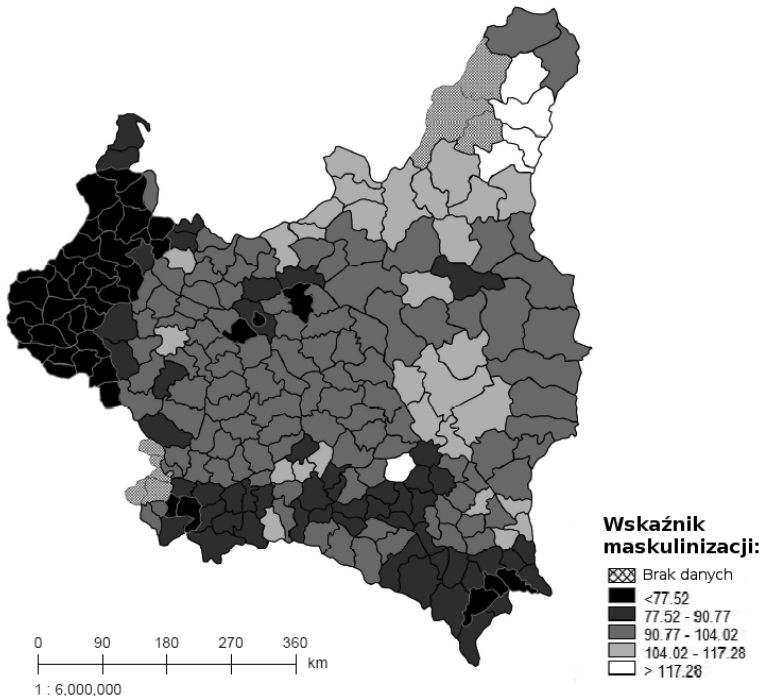


Źródło i uwagi: jak przy mapie 1.

w populacji poszczególnych województw II RP. Ponownie najmocniejsze obciążenie konsekwencjami konfliktu możemy odnotować w grupie województw zachodnich i południowych. Najwyższe braki w populacji dzieci obserwujemy na Śląsku Cieszyńskim (38,65%), województwie tarnopolskim (36,73%), poznańskim (35,64%), pomorskim (35,06%), lwowskim, stanisławowskim i krakowskim (odpowiednio 33,91%, 31,80% i 30,83%). Spośród terytoriów dawnego zaboru rosyjskiego wybija się wysoki ubytek dzieci w populacji woj. poleskiego (28,03%), zaś pozostałe województwa tego obszaru cechują się znacznie skromniejszymi brakami. Najmniej obciążona pod tym względem była ludność kieleckiego (15,52%).

Pomiędzy seriami wskaźników maskulinizacji i „brakujących dzieci” wg województw zachodzi dość silna negatywna korelacja ( $R = -0,64$ ). Fakt, że województwa, w których odnotowano największy stopień nieobecności mężczyzn w wieku 26–49 lat są również najbardziej poszkodowane jeśli chodzi o ubytek dzieci może świadczyć z jednej strony o wiarygodności

**Mapa 3.** Wskaźnik maskulinizacji w klasie wieku 25–29 lat w powiatach II RP wg spisu 1921 roku



Źródło: obliczenia własne na podst.: *Pierwszy powszechny spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku*, „Statystyka Polski” (Warszawa) 11–34, 1926–1931.

Uwaga: podział administracyjny na rok 1930.

zapropnowanych metod, z drugiej zaś może sygnalizować związek przyczynowo skutkowy. Zgodnie z literaturą przedmiotu, wojenny spadek płodności jest bowiem spowodowany przede wszystkim absencją mężczyzn, zaś dopiero w dalszej kolejności ograniczeniami wynikłymi ze spadku standardu życia<sup>26</sup>.

Analizę skutków wojny w postaci zaburzeń wskaźnika maskulinizacji możemy poszerzyć o ujęcie w skali powiatów. Zabieg ten ma na celu bardziej precyzyjne zidentyfikowanie obszarów szczególnie upośledzonych przez konsekwencje konfliktu, a także prześledzenie zmienności w obrębie województw. Jak wspomniano już wyżej, dane spisowe dla powiatów publikowane były w zgrupowanej formie, stąd niniejsze badanie zostało rozbite na zobrazowanie wskaźników maskulinizacji w trzech klasach wieku: 25–29 (mapa 3), 30–39 (mapa 4), 40–49 (mapa 5).

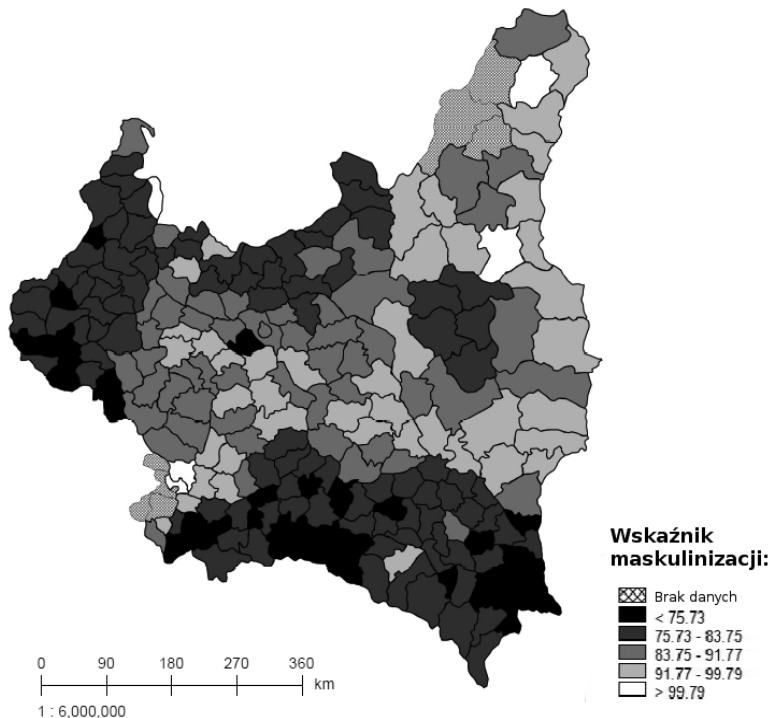
Skutki wojny wśród najmłodszych roczników traktować trzeba bodaj z największą ostrożnością. Po pierwsze w skład tej klasy wieku wchodzi rocznik 1896 (25 lat), spośród którego ponad 7000 mężczyzn służyło czynnie w armii w momencie spisu, a więc nie są ujęci w naszych danych. Po drugie musimy pamiętać o stratach wynikłych z wojny polsko-bolszewickiej, po trzecie o relatywnie największej skłonności do migracji w tej grupie wiekowej. Wydaje się jednak, że rozkład terytorialny wskaźnika maskulinizacji w powiatach II RP w tej klasie wieku dość wiernie odwzorowuje wynik uzyskany na poziomie województw. Na mapie 3 dość widoczne są granice między zaborami, co świadczy o zasadniczym znaczeniu tego faktu w kształtowaniu się skutków wojny i jego pierwszeństwem przed uwarunkowaniami stricte terytorialnymi.

Wśród powiatów dawnej Galicji zwracają uwagę dość wysokie wartości wskaźnika w powiatach gorlickiego i borysławsko-drohobyckiego zagłębia naftowego, co może świadczyć o wyrównywaniu skutków wojny na tych obszarach przez migracje zarobkowe. Nietypowe zgrupowanie powiatów o wyższym wskaźniku maskulinizacji aniżeli dla reszty województwa możemy zaobserwować w zachodniej części województwa wołyńskiego. I tutaj wytłumaczeniem może być relatywnie wysoki rozwój, wyższe zagęszczenie ludności i „uprzemysłowienie” tej części regionu „nie tylko na Wołyniu, ale nawet w zespole Kresów wschodnich”<sup>27</sup>. Dziwią natomiast bardzo niekorzystne na tle pozostałych powiatów dawnego Królestwa Polskiego wartości wskaźnika dla miasta Warszawy oraz powiatów węgrowskiego (woj. lubelskie) i błońskiego

<sup>26</sup> Por. L. Henry, *Perturbations de la nuptialité résultant de la guerre 1914–1918*, „Population” (French Edition) 21, 1966, nr 2 (III–IV) s. 273–332.

<sup>27</sup> W. Ormicki, *Z geografii gospodarczej Wołynia*, Równe 1930, s. 12.

**Mapa 4.** Wskaźnik maskulinizacji w klasie wieku 30–39 lat w powiatach II RP wg spisu 1921 r.



Źródło i uwaga: jak przy mapie 3.

(woj. warszawskie). Wyjaśnienie tej odmienności wymaga dalszych studiów, aczkolwiek w przypadku stolicy decydować mógł napływ młodych kobiet do miasta, co przeczyłoby postawionej wyżej tezie o przyciąganiu przez to miasto mężczyzn z terenu województwa warszawskiego czy efekt migracji przymusowych.

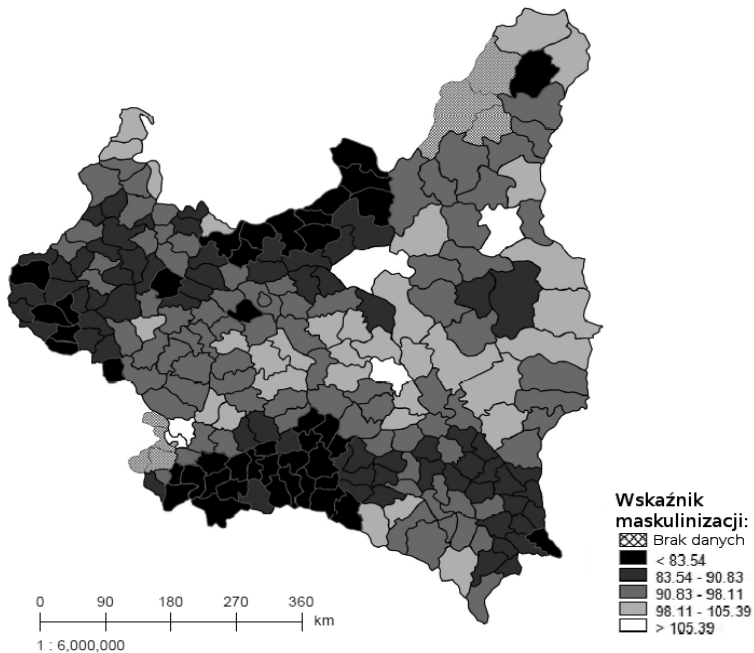
Zróżnicowanie wartości wskaźnika dla powiatów w poszczególnych grupach województw najsilniejsze jest w dzielnicy południowej i zachodniej (współczynnik zmienności równy odpowiednio 11,19% i 10,61%), co pokazuje, że mocne obciążenie tych części państwa skutkami wojny wcale nie miało charakteru uniwersalnego. Najmniejszy współczynnik zmienności cechuje dzielnicę wschodnią – 6,95%.

Skutki wojny w klasie wieku 30–39 rozkładają się terytorialnie dość podobnie jak wśród młodszych roczników ( $R = 0,48$ ). Różnicę stanowi tu dołączenie do silnie obciążonych powiatów województw zachodnich i południowych grupy północnych powiatów województwa warszawskiego i białostockiego oraz

zachodnich powiatów woj. poleskiego. Mimo tego wartości wskaźnika dla byłego Królestwa Polskiego wciąż leżą najbliżej średniej ( $V = 6,23\%$ ), a najsilniejsze zróżnicowanie cechuje w tej klasie wieku dzielnicę zachodnią ( $V = 8,64\%$ ).

Uwidoczniona już w poprzedniej klasie wieku wzrastająca przewaga niedoborów mężczyzn w powiatach dzielnicy południowej nad pozostałymi terytoriami kraju jest jeszcze bardziej ewidentna w przypadku populacji w wieku 40–49 lat. To upośledzenie dawnej Galicji w tym zakresie należy powiązać z wyższym limitem wieku w armii austriackiej i silniejszą eksploatacją starszych roczników w tym zaborze<sup>28</sup>. Również widoczna już powyżej tendencja do pogarszania się sytuacji w pasie powiatów północnych od wrocławskiego i łomżyńskiego po suwalski zyskuje jeszcze na istotności. Co ciekawe, na te powiaty jako mocno obciążone skutkami wojny wskazywał już Tadeusz Szturm de Sztrem, bazując na wynikach spisu okupacyjnego z 15 X 1916 r., choć autor ten upatrywał

**Mapa 5.** Wskaźnik maskulinizacji w klasie wieku 40–49 lat w powiatach II RP wg spisu 1921 r.



Źródło i uwaga: jak przy mapie 3.

<sup>28</sup> *Wojna światowa w świetle cyfr...*, s. 20–24, 105–106.

głównych przyczyn tego stanu rzeczy nie w mobilizacji i ewentualnych stratach, ale przede wszystkim w uchodźstwie i migracjach zarobkowych<sup>29</sup>. Z kolei na szerzej zakrojoną mobilizację z terenów Guberni Płockiej i Łomżyńskiej oraz na widoczny na mapie 5 bardziej ekstensywny drenaż populacji Galicji Zachodniej w porównaniu z resztą zaboru austriackiego zwracał uwagę Dąbrowski<sup>30</sup>.

Najsilniejsze zróżnicowanie maskulinizacji w klasie wieku 40–49 odnotowujemy właśnie w województwach centralnych ( $V = 7,66\%$ ) i południowych ( $V = 7,42\%$ ). Najniższą ponownie we wschodniej części kraju ( $V = 4,62\%$ ). Po raz pierwszy natomiast dzielnica zachodnia cechuje się znacznie słabiej widocznymi skutkami wojny aniżeli dawna Galicja.

## Wnioski

W wyniku przeprowadzonego badania udało się częściowo potwierdzić dotychczasowe ustalenia dotyczące terytorialnego zróżnicowania strat wojennych w populacji II Rzeczypospolitej. Zarówno straty wojskowe jak i te potencjalne, związane ze spadkiem rodności, najsilniej dotknęły terytoria województw zachodnich i południowych, co wiąże się z bardzo intensywnym zaciągami i wysokim odsetkiem strat wojskowych ludności tych obszarów. Jednocześnie udało się poszerzyć te wnioski o informacje na temat znacznej dyspersji negatywnych skutków wojny w ramach dzielnic i województw. Kolejnym krokiem na drodze do ustalenia bilansu strat poszczególnych obszarów kraju powinny być pogłębione studia regionalne nad zmianami ludnościowymi, posiłkujące się w dużej mierze źródłami i badaniami z zakresu historii wojskowej i gospodarczej. Tylko w ten sposób można będzie wyjaśnić dość spore różnice w skutkach wojny między zbliżonymi do siebie powiatami. Rzecz jasna studia tego rodzaju wymagają dużego wysiłku badawczego i znacząco wykraczają poza ramy niniejszego artykułu.

Znacznie prostszym do zrealizowania postulatem badawczym jest ponowne opracowanie, przeanalizowanie i zinterpretowanie danych zebranych przez Stachewicza z uwzględnieniem statystyk dla poszczególnych Powiatowych Komend Uzuppełnień<sup>31</sup>.

<sup>29</sup> T. Szturm de Sztrem, *op. cit.*, s. 4–8.

<sup>30</sup> *Wojna światowa w świetle cyfr...*, s. 105–108.

<sup>31</sup> Materiały te znajdują się w Instytucie Józefa Piłsudskiego w Nowym Jorku: *Archiwum Generała Juliana Stachewicza, 1929–1934*, zespół archiwalny nr 094, Józef Piłsudski Institute of America, <http://www.pilsudski.org/portal/pl/zbiory/zasoby/317-zespol-094> (14 VII 2017). Por. M. Zgórniak, *op. cit.*, s. 118.

Wreszcie, niniejsza praca dowodzi, że badanie strat wojennych przybliżonych przez skutki wojny w ujęciu terytorialnym jest możliwe i potencjalnie korzystne mimo dyskusyjnej wiarygodności przyjętych metod. Te ostatnie z całą pewnością wymagają jeszcze skrupulatnej analizy wrażliwości oraz namysłu nad możliwościami ich udoskonalenia.

*Dziękuję mojej mamie Jadwidze za ogromną pomoc we wprowadzaniu danych potrzebnych do przeprowadzenia badań*