

BARTOSZ OGÓREK

PŁODNOŚĆ POPULACJI II RZECZYPOSPOLITEJ  
BADANIE PRZY UŻYCIU INDEKSÓW PRINCETON  
EUROPEAN FERTILITY PROJECT\*

Teoria przejścia demograficznego (*demographic transition theory*), której początki sięgają lat trzydziestych XX w., jest jednym z najbardziej dyskutowanych modeli teoretycznych w naukach społecznych ostatnich kilku dekad. Pomimo wielu zastrzeżeń i wątpliwości dotyczących jej implikacji praktycznych, dla wielu badaczy teoria przejścia demograficznego pozostaje centralną, zarówno dla nowoczesnej demografii, jak i demografii historycznej<sup>1</sup>. W dużym uproszczeniu można stwierdzić, że teoria ta próbuje wyjaśnić i ująć w model mechanizmy przejścia populacji od demograficznego *ancien régime*, charakteryzującego się porównywalnie wysokimi i niestabilnymi stopami urodzeń i zgonów, do współczesnego wzorca zachowań demograficznych, gdzie jednostajnie niskie wartości płodności i umieralności równoważą się<sup>2</sup>.

---

\* Za cenne uwagi i sugestie, które pozwoliły przekształcić wersję roboczą artykułu w niniejszą publikację, dziękuję dr. Mikołajowi Szoltyskowi (Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Niemcy) oraz dwóm anonimowym recenzentom oceniającym artykuł w ramach procedury przygotowania do publikacji w „Rocznikach Dziejów Społecznych i Gospodarczych”.

<sup>1</sup> P. Demeny, *Early Fertility Decline in Austria-Hungary. A Lesson in Demographic Transition*, w: *Population and Social Change*, red. D.V. Glass, R. Revelle, London 1972, s. 153–172.

<sup>2</sup> Teoria ta i różne jej aspekty mają ogromną literaturę. Za publikację po raz pierwszy formułującą teorię przejścia demograficznego zwykło się przyjmować: F.W. Notestein, *Population – the Long View*, w: *Food for the World*, red. T.W. Schultz, Chicago 1945, s. 37–57. Najważniejsze publikacje syntetyzujące różne warianty teorii: D. Friedlander, B. Okun, S. Segal, *The Demographic Transition then and now. Processes, Perspectives, and Analyses*, „Journal of Family History” 24, 1999, s. 493–533; D. Kirk, *Demographic Transition Theory*, „Population Studies. A Journal of Demography” 50, 2003, s. 361–387; J. Vallin, *Europe’s Demographic Transition, 1740–1940*, w: *Demography Analysis and Synthesis*, red. G. Caselli, J. Vallin, G. Wunsch, t. 2, Amsterdam–

Teoria ta, choć z całą pewnością stanowi punkt odniesienia dla demografii, ekonomii czy socjologii, nie zawsze wzbudzała odpowiednią uwagę badaczy przeszłości społeczeństw dziewiętnasto- i dwudziestowiecznej Europy. Tymczasem poznanie i zrozumienie dzisiejszej rzeczywistości społecznej bez pogłębionych badań nad procesami ludnościowymi zachodzącymi na Starym Kontynencie od połowy XIX w. wydaje się niemożliwe<sup>3</sup>. Pytanie, na ile kształtująca dzisiejsze oblicze demograficzne Europy tzw. druga transformacja demograficzna (*second demographic transition*) jest kontynuacją procesów historycznych, a na ile dziekiem naszych czasów, pozostaje otwarte<sup>4</sup>. W przypadku ludności ziem polskich zakres dociekań dotyczących pierwszej transformacji demograficznej jest dość ograniczony, choć oczywiście trudności spowodowane ówczesnymi okolicznościami geopolitycznymi mogą usprawiedliwiać mniejsze niż na Zachodzie zainteresowanie badaczy tym ważkim problemem. Zarówno odmienne w trzech państwach zaborczych charakterystyki bieżącej rejestracji zdarzeń ruchu naturalnego ludności, jak również różnice w jakości i częstotliwości przeprowadzanych spisów powszechnych, nie sprzyjają badaniom nad płodnością ludności ziem polskich aż do początków XX w.<sup>5</sup> Sytuacja ta zmieniła się wraz z odzyskaniem przez Polskę niepodległości i powstaniem II Rzeczypospolitej.

---

–Tokyo 2006, s. 41–67; J.C. Caldwell, *The Theory of Fertility Decline*, London 1982; S. 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. W jęz. pol. zob. *Teoria przejścia demograficznego*, red. M. Okólski, Warszawa 1990.

<sup>3</sup> „To date, the fertility revolution is not one of those subjects like World War I or the Great Depression that is regarded as integral to the explanation of how Europe came to be what it is today”; *The European Experience of Declining Fertility, 1850–1970. The Quiet Revolution*, red. J.R. Gillis, L.A. Tilly, D. Levine, Cambridge 1992, s. 7.

<sup>4</sup> Zob. R. Lesthaeghe, K. Neels, *From the First to the Second Demographic Transition – an Interpretation of the Spatial Continuity of Demographic Innovation in France, Belgium and Switzerland*, „European Journal of Population” 18(4), 2002, s. 325–360.

<sup>5</sup> Mimo wspomnianych trudności istnieje kilka podstawowych prac dotyczących zagadnienia transformacji demograficznej ziem polskich; zob. K. Zamorski, *Transformacja demograficzna w Galicji na tle przemian ludnościowych innych obszarów Europy Środkowej w drugiej połowie XIX i na początku XX w.*, Kraków 1991; tenże, *Początki przejścia demograficznego w Polsce*, „Studia Demograficzne” 2003, nr 2(112); S. Borowski, *Rozwój demograficzny i problem maltuzjański na ziemiach polskich pod panowaniem niemieckim*, „Przeszłość Demograficzna Polski” 3, 1969; T. Ładogórski, *Periodyzacja rozwoju demograficznego ludności polskich ziem zachodnich i północnych w latach 1816–1914*, „Przeszłość Demograficzna Polski” 5, 1972. Ostatnio: E. Stańczyk, *Rodność i umieralność na ziemiach polskich w kontekście teorii przejścia demograficznego*, „Wiadomości Statystyczne” 2009, nr 9, s. 16–32.

Dzięki wynikom dwóch przeprowadzonych przez młode państwo powszechnych spisów ludności jesteśmy w stanie uchwycić nie tylko poziomy płodności badanej populacji, ale także kierunek i tempo zmian na przestrzeni dziesięciolecia. Artykuł ten, opierając się na wytworzonych przez Główny Urząd Statystyczny źródłach i wykorzystując metodologię European Fertility Project (EFP), usiłuje odpowiedzieć na pytanie: czy, a jeśli tak, to w jakim stopniu społeczeństwo II Rzeczypospolitej świadomie regulowało swoją płodność? Wobec płynącego z dotychczasowych badań wniosku o umiejscowieniu początków transformacyjnego spadku płodności na ostatnie pięćdziesiąt lat XIX w., tudzież na przełom wieków, wartością niniejszego badania jest próba obserwacji i analizy kontynuacji tego procesu w II Rzeczypospolitej pod względem głębokości i tempa zmian.

### Metodologia European Fertility Project

Pośród zjawisk zachodzących w społeczeństwach dziewiętnastowiecznej Europy można określić wiele przyczyn obniżania płodności, nie ma jednak wśród badaczy zgody co do czynnika dominującego, choć za wiodące bodźce przyjęło się uznawać adaptację do zmniejszającej się umieralności niemowląt i dzieci, modernizację w sferze gospodarki, światopoglądu i kultury oraz rosnącą skuteczność metod antykoncepcyjnych<sup>6</sup>. Kulturowa różnorodność populacji oraz skala chronologiczna i geograficzna procesów ludnościowych określanych wspólnym mianem przejścia demograficznego skutecznie uniemożliwia jak dotąd pełną unifikację tejże teorii<sup>7</sup>. Nie oznacza to oczywiście, że tego typu próby nie były podejmowane<sup>8</sup>. Pośród nich na baczną uwagę zasługuje projekt realizowany w latach 1963–1986 przez Office of Population Research

---

<sup>6</sup> C. Hirschman, *Why Fertility Changes?*, „Annual Review of Sociology” 20, 1994, s. 203–233.

<sup>7</sup> Osobnym problemem jest „kryzys epistemologiczny” demografii i demografii historycznej, z punktu widzenia metodologii badań naukowych doskonale opisany w: M. Szoltysek, *Dowody i refutacje: wczoraj i dziś w historyczno-demograficznych studiach nad transformacją postaw prokreacyjnych*, „Studia Demograficzne” 2006, nr 1(149), s. 3–27.

<sup>8</sup> O potrzebie reformulacji teorii w obliczu nowych ustaleń badawczych zob. T. Bengtsson, *Lessons from the Past. The Demographic Transition Revised*, „AMBIO” 21, 1992, nr 1, s. 24–25. Warto również zaznaczyć, że niektórzy uznani badacze w ogóle odrzucają teorię przejścia demograficznego jako generalizację niemożliwą do udowodnienia; zob. D. Coleman, R. Schofield, *Introduction*, w: *The State of Population Theory. Forward from Malthus*, Oxford 1986.

na uniwersytecie w Princeton<sup>9</sup>. Wyróżnia się on nie tylko niezwykle ambitnym założeniem przebadania spadku płodności w ponad sześciuset regionach Europy na przestrzeni niemal stu lat, ale również aparatem metodologicznym umożliwiającym oznaczanie momentu spadku płodności i jego dynamiki w każdym z badanych regionów przy zachowaniu pełnej porównywalności wyników. Nie sposób jednak w pełni zrozumieć założeń przyjętych przez Ansleya Coale'a i jego współpracowników bez odniesienia się do konceptu płodności naturalnej (*natural fertility*), sformułowanego przez francuskiego demografa Louisa Henry'ego na początku lat sześćdziesiątych ubiegłego stulecia. Zdaniem Henry'ego społeczeństwa przed przejściem demograficznym charakteryzowały się bardzo wysoką płodnością, gdyż nie modyfikowały swego zachowania prokreacyjnego po osiągnięciu zamierzonej ilości potomstwa<sup>10</sup>. Oczywiście sama kwestia, czy rodziny w tradycyjnych społecznościach planowały w jakiś sposób konkretną liczbę dzieci wydaje się dziś wątpliwa. Podobnie uznanie za celową regulację poczęć jedynie tej, która ogranicza płodność po osiągnięciu pewnego jej poziomu powoduje, że za płodność naturalną należałoby uznać wszelkie praktyki zmierzające do wydłużenia odstępów intergenetycznych, a co za tym idzie, w ogólnym rozrachunku, również redukcji całkowitej liczby potomstwa<sup>11</sup>. Takie postawienie sprawy bardzo ogranicza wachlarz zachowań, które możemy uznać za celowe ograniczanie płodności<sup>12</sup>. Ansley Coale jedynie nieznacznie zmodyfikował definicję płodności naturalnej, która obejmowała, jego zdaniem, wszystkie społeczności nieróżnicujące swych

---

<sup>9</sup> Główne rezultaty projektu oraz ich dyskusja zostały przedstawione w publikacji: *The Decline of Fertility in Europe*, red. A. Coale, S.C. Watkins, Princeton 1986. Jednocześnie opublikowano szereg monografii dotyczących poszczególnych regionów badania: A. Coale, B. Anderson, E. Harm, *Human Fertility in Russia since the 19th Century*, Princeton 1979; J.E. Knodel, *The Decline of Fertility in Germany, 1871–1939*, Princeton 1974; R.J. Lesthaeghe, *The Decline of Belgian Fertility, 1800–1970*, Princeton 1977; M. Livi Bacci, *A Century of Portuguese Fertility*, Princeton 1971; tenże, *A History of Italian Fertility during the Last Two Centuries*, Princeton 1977; M.S. Teitelbaum, *The British Fertility Decline. Demographic Transition in the Crucible of the Industrial Revolution*, Princeton 1984; E. Van der Walle, *The Female Population of France in the Nineteenth Century. A Reconstruction of 82 Départements*, Princeton 1974. W jęz. pol. zob. K. Iglicka, *Terytorialne przemiany płodności w Polsce w latach 1931–1988: praca doktorska*, Warszawa 1994 (Monografie i Opracowania – Szkoła Główna Handlowa, 384), rozdz. 3.

<sup>10</sup> L. Henry, *Some Data on Natural Fertility*, „The Eugenics Review” 53, 1961, nr 1, s. 81–91.

<sup>11</sup> C. Wilson, J. Oeppen, M. Pardoe, *What is Natural Fertility? The Modeling of a Concept*, „Population Index” 54, 1988, nr 1, s. 4–20.

<sup>12</sup> Streszczoną dyskusję na temat istoty płodności naturalnej można znaleźć w: M. Sołtysek, dz. cyt., s. 10–14.

zachowań prokreacyjnych ze względu na kolejność urodzeń (*non-parity specific control*). Tak więc wszelkie praktyki mające na celu zmniejszenie prawdopodobieństwa poczęcia dziecka w związku z ich dotychczasową (ale niekoniecznie ostateczną) liczbą są, zdaniem Coale'a, przejawem celowej regulacji płodności (*deliberate fertility control*)<sup>13</sup>. Pomijając różnicę w kwestiach definicji, obaj badacze zgodnie i jednoznacznie wskazywali przykład społeczności cechującej się płodnością naturalną – Hutterytów. Ta grupa wyznaniowa, osiadła na pograniczu USA i Kanady, a wywodząca się z Europy Środkowej, cechuje się nie tylko uniwersalnym wzorcem zawierania małżeństw, lecz również bardzo restrykcyjnie odrzuca wszelkie formy wpływu człowieka na swoją płodność<sup>14</sup>. Fakt ten, w połączeniu z niezwykle skrupulatnym odnotowywaniem małżeństw i urodzeń, jak i wysokim poziomem warunków zdrowotnych sprawia, że płodność Hutterytów przyjęło się uznawać za najwyższą zarejestrowaną płodność gatunku *homo sapiens*. Całkowity współczynnik płodności (*total fertility rate*) ukazujący, ile dzieci średnio rodzi kobieta w badanej populacji w okresie zdolności do reprodukcji (zwykle 15–49 lat), o ile dożywa końca tego okresu, wynosi tu ponad 14.

**Tabela 1.** Dane i miary ukazujące płodność grupy Hutterytów północnoamerykańskich w latach 1921–1931

Lp.	Klasa wieku	Liczba mężatek (1921–1930)	Liczba urodzeń	Płodność rzeczywista Hutterytów	Płodność standardowa EFP (Hi)
1.	15–19	53	33	0,623	0,300
2.	20–24	637	350	0,549	0,550
3.	25–29	807	405	0,502	0,502
4.	30–34	824	368	0,447	0,447
5.	35–39	793	322	0,406	0,406
6.	40–44	563	133	0,236	0,222
7.	45–49	237	15	0,063	0,061
Suma (w przypadku płodności całkowity współczynnik płodności TFR)		3914	1626	<b>14,13</b>	<b>12,44</b>

Źródło: C. Wetherell, *Another Look at Coale's Indices of Fertility, If and Ig*, „Social Science History” 25, 2001, nr 4, s. 589–608.

<sup>13</sup> A. Coale, *The Voluntary Control of Human Fertility*, „Proceedings of the American Philosophical Society” 111, 1967, nr 3, s. 164–169. Najnowsze badania na tym polu w ogóle kwestionują istnienie oraz potrzebę i sens definiowania płodności naturalnej; zob. T. Bengtsson, M. Dribe, *Deliberate Control in a Natural Fertility Population: Southern Sweden 1766–1865*, „Demography” 43, 2006, nr 4, s. 727–746.

<sup>14</sup> Zob. *Encyklopedia katolicka*, t. 1, Lublin 1973, hasło: *Anabaptyści*.

Poniższa tabela prezentuje zarówno surowe dane dotyczące liczby mężatek w poszczególnych grupach wiekowych oraz urodzonych przez nie dzieci, jak i obliczone na ich podstawie cząstkowe współczynniki płodności – rzeczywisty i zmodyfikowany przez Coale’a na potrzeby EFP.

Drobne różnice pomiędzy tymi miarami w 2., 6. i 7. grupie wiekowej są wynikiem pomyłek Henry’ego, natomiast wymiar płodności pierwszej grupy wiekowej został arbitralnie obniżony przez Coale’a<sup>15</sup>. Prezentowane wartości miały posłużyć w metodzie badania płodności EFP jako grupa referencyjna, cechująca się płodnością naturalną<sup>16</sup>. Zakładając, że Hutteryci osiągnęli najwyższy dobrze udokumentowany poziom rozrodczości, EFP miał zmierzyć oddalenie się społeczności poszczególnych prowincji europejskich od tego maksimum za pomocą czterech indeksów płodności. Wzajemną relację tychże indeksów możemy wyrazić za pomocą wzoru (postać ogólna modelu płodności EFP):

$$I_f = I_m * I_g + (1 - I_m) * I_h$$

gdzie  $I_f$  to indeks płodności ogólnej,  $I_g$  – indeks płodności małżeńskiej,  $I_h$  – indeks płodności pozamałżeńskiej,  $I_m$  zaś jest indeksem małżeńskości. Jak widzimy, każdy z indeksów może zostać obliczony za pomocą trzech pozostałych, gdyż każdy z nich stanowi parametr modelu płodności Coale’a. Ta rozbudowana forma modelu w praktyce badawczej EFP była często redukowana do postaci:

$$I_f = I_m * I_g$$

Wiąże się to z założeniem, że płodność pozamałżeńska jest zjawiskiem w ogólnym rozrachunku marginalnym, a co za tym idzie pominięcie tego komponentu modelu nie wpływa znacząco na pozostałe indeksy. W związku z dyskutowanym poniżej problemem źródłowym, a mianowicie brakiem informacji odnośnie do urodzeń pozamałżeńskich w 1921 r., wyniki niniejszego badania prezentowane są właśnie za pomocą uproszczonej formy modelu z pominięciem tzw. urodzeń niepra-

<sup>15</sup> C. Wetherell, *Another Look at Coale’s Indices of Fertility, If and Ig*, „Social Science History” 25, 2001, nr 4, s. 589–608.

<sup>16</sup> Warto zwrócić uwagę na fakt, że pomysł zbadania płodności grupy wyznaniowej, która dąży do maksymalnej możliwej liczby potomstwa, i wykorzystania jej jako punktu odniesienia dla badań nad innymi populacjami nie był niczym nowym, choćby w kontekście badań polskich demografów okresu międzywojennego: S. Szulc, S. Fogelson, *Badania nad rozrodczością w Polsce. Część 1: Metoda badań, ewangelickie kolonje rolnicze na Wołyniu, domy robotnicze i urzędnicze w Warszawie*, Warszawa 1933 (<http://statlibr.stat.gov.pl>, 17 III 2012).

wych. Ewentualny wpływ tego zabiegu na poziomy i dynamikę zmian indeksów zostanie pokrótce omówiony przy dyskusji rezultatów badania.

Badający płodność demografowie są w dużym stopniu uzależnieni od dostępności źródeł potrzebnych do prowadzenia wnikliwej analizy poziomów tego zjawiska. Tym bardziej problem ten dotyczy badaczy zajmujących się populacjami historycznymi, odnośnie do których źródła statystyczne prezentują bardzo zróżnicowaną jakość i porównywalność. Stąd w badaniach zakrojonych na tak wielką skalę geograficzną i chronologiczną jak EFP zachodzi konieczność wykorzystania danych jak najprostszyc, a jednocześnie potrzeba ich standaryzacji<sup>17</sup>. Warto przyjrzeć się każdemu z indeksów EFP z osobna, aby dobrze zrozumieć istotę danych surowych, na których operują, jak i samą procedurę standaryzacji. Indeks płodności ogólnej  $I_f$  przyjmuje postać:

$$I_f = \frac{U}{\sum_i K_i H_i}$$

gdzie  $U$  to całkowita liczba urodzeń w danym okresie w badanej populacji,  $K_i$  to liczba kobiet w  $i$ -tej klasie wieku w badanej populacji<sup>18</sup>, a  $H_i$  to cząstkowy współczynnik płodności kobiet hutteryckich w  $i$ -tej klasie wieku<sup>19</sup>. Jak łatwo zauważyć, wykonanie działań zawartych w mianowniku, tj. przemnożenie liczby kobiet w badanej populacji w każdej z klas wieku przez standardowe współczynniki płodności, a następnie zsumowanie wyników, pozwoli uzyskać rezultat, który będzie nas informował, ile dzieci urodziłoby się w danym okresie, gdyby kobiety w badanej populacji realizowały płodność hutterycką (maksymalną osiąganą przez człowieka). Zatem wynik dzielenia faktycznej liczby urodzeń przez liczbę teoretycznie maksymalną pokaże, jaki ułamek maksymalnej płodności kobiet badanej populacji stanowi ich płodność rzeczywista. W analogiczny sposób zostały skonstruowane indeksy płodności małżeńskiej ( $I_g$ ) i pozamałżeńskiej ( $I_h$ ), przy czym w tym przypadku podstawiamy do wzoru jedynie odpowiednio urodzenia małżeńskie ( $U_m$ ) lub pozamałżeńskie ( $U-U_m$ ), a w mianowniku liczbę kobiet zamężnych ( $K_1^m$ ) i w stanie wolnym ( $K_1-K_1^m$ ) w  $i$ -tej

<sup>17</sup> Oryginalna prezentacja konstrukcji indeksów, ich wad, zalet i możliwości interpretacji zob. A.J. Coale, R. Treadway, *A Summary of the Changing Distribution of Overall Fertility, Marital Fertility, and the Proportion Married in the Provinces of Europe*, w: *The Decline of Fertility in Europe...*, s. 31–181, zvl. Appendix B, s. 153–162.

<sup>18</sup> EFP przejęło standardową stratyfikację wieku płodnego, a więc 15–19, 20–24, 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–49.

<sup>19</sup> Zob. tab. 1 (Hi).

klasie wieku. Rozkład standardowy pozostaje taki sam jak przy indeksie płodności ogólnej.

$$I_f = \frac{U_m}{\sum_i K_i^m H_i} \quad I_h = \frac{U - U_m}{\sum_i (K_i - K_i^m) H_i}$$

Ponownie więc wynik poinformuje nas, jaką część swej teoretycznej, maksymalnej płodności realizowały odpowiednio kobiety zamężne i w stanie wolnym w badanej populacji. Nieco inny charakter ma czwarty parametr modelu, czyli indeks małżeńskości ( $I_m$ ), który nie mierzy płodności w badanej populacji, a występującą w niej powszechność małżeństwa.

$$I_m = \frac{\sum_i K_i^m H_i}{\sum_i K_i H_i}$$

Jest to w zasadzie wskaźnik struktury kobiet zamężnych w ogólnej populacji kobiet, mierzony w każdej z klas wieku standardowym rozkładem płodności. Indeks ten można również rozumieć jako stosunek teoretycznie maksymalnej liczby urodzeń wśród małżeństw do teoretycznie maksymalnej liczby w całej populacji.

Omówiona powyżej konstrukcja indeksów EFP pozwala zorientować się w ich najważniejszych własnościach i wymogach źródłowych. Widzimy więc, że poszczególne wskaźniki są nie tylko parametrami modelu, ale poprzez standaryzację względem rozkładu płodności hutteryckiej uzyskują możliwość dowolnej porównywalności w czasie i przestrzeni, niezależnie od różnic w strukturze wieku i stanu cywilnego badanych populacji. Każdy z indeksów może przyjmować wyniki z zakresu 0–1 i tak wynik  $I_f=1$  wskazywałby, że nie tylko wszystkie kobiety w badanej populacji są mężatkami, ale również realizują maksymalną możliwą płodność, równą tej hutteryckiej. Natomiast im wynik indeksów jest mniejszy od jedności, tym badana zbiorowość mocniej ogranicza swoją płodność, bądź przez zmniejszanie powszechności małżeństwa (niskie wyniki  $I_m$ ), bądź przez regulację poczęć w małżeństwach (niskie wyniki  $I_g$ ). Przykładowo uzyskanie rezultatu  $I_g=0.620$  oznacza, że w badanej populacji mężatki w wieku płodnym realizowały 62% swej teoretycznie maksymalnej płodności. Dzięki takiej konstrukcji modelu i jego poszczególnych parametrów metodologia EFP jest nie tylko niezmiernie prosta w aplikacji, ale – co nie mniej ważne – daje możliwość dość łatwego interpretowania wyników badania.

Podstawowym postulatem interpretacyjnym EFP było uznanie pierwszego, w stosunku do stabilnego poziomu tradycyjnego, dziesięcio-



procentowego spadku wartości indeksu płodności małżeńskiej ( $I_g$ ) za początek transformacyjnego obniżania płodności przez badaną społeczność<sup>20</sup>. Przekonaniu temu towarzyszy myśl, że o ile tradycyjne zbiorowości regulowały ogólny poziom płodności niemal wyłącznie przez opóźnianie małżeństw czy ograniczanie ich powszechności, to społeczeństwa wchodzące w proces przejścia demograficznego potrafią i chcą świadomie regulować płodność małżeńską, czego symptomem jest ów dziesięcioprocentowy spadek wartości  $I_g$ <sup>21</sup>. Inną propozycją interpretacyjną wskaźnika  $I_g$  było oznaczenie pięciu przedziałów jego wartości: 1–0.740 – poziom bardzo wysoki, 0.739–0.600 – poziom wysoki, 0.599–0.469 – poziom średni, 0.459–0.320 – poziom niski i wreszcie poniżej 0.320 – poziom bardzo niski<sup>22</sup>. Badacze na różnym poziomie wyznaczają granicę, która niepodważalnie świadczy o świadomej regulacji poczęć i urodzeń w badanej społeczności, jednak można założyć, że  $I_g$  mniejsze niż 0.600 wyraźnie sugeruje, iż takie praktyki były stosowane przynajmniej przez znaczną część populacji<sup>23</sup>. Natomiast  $I_g$  spadające poniżej poziomu 0.500 uznamy tu za niezbity dowód świadomego i celowego ograniczania płodności.

W parze z prostotą stosowania indeksów EFP idą ograniczone wymagania źródłowe wskaźników. Naukowcy z Princeton, decydując się na badanie ogromnej liczby regionów europejskich od początków XIX w., doskonale zdawali sobie sprawę, że na złożone i szczegółowe dane dotyczące płodności kobiet nie ma co liczyć. Podstawowym problemem był tu brak wyczerpujących i porównywalnych informacji na temat urodzeń według wieku matki, która to dana jest obecnie najczęściej wykorzystywaną w badaniach nad zachowaniami reprodukcyjnymi ludności. Zastosowanie procedury odniesienia całkowitej liczby urodzeń do standardowego rozkładu płodności w połączeniu z wykorzystaniem danych odnośnie do struktury populacji według płci, wieku i stanu cywilnego pozwoliło przewyciężyć milczenie i braki źródeł. Widzimy więc, że do efektywnego wykorzystania w praktyce badawczej indeksów EFP potrzebujemy jedynie dwóch rodzajów informacji: liczby urodzeń z podziałem na małżeńskie i pozamałżeńskie, co jest w zasadzie jedną z podstawowych treści każdej bieżącej rejestracji ruchu naturalnego ludności, oraz struktury ludności według płci, wieku i stanu cywilnego,

<sup>20</sup> A.J. Coale, R. Treadway, dz. cyt., s. 153–162.

<sup>21</sup> Por. M. Livi-Bacci, *A Concise History of World Population*, wyd. 4, Malden 2007, s. 113.

<sup>22</sup> A.J. Coale, R. Treadway, dz. cyt., s. 153–162.

<sup>23</sup> Por. C. Wetherell, dz. cyt., s. 590; M. Livi-Bacci, *A Concise History...*, s. 111.

która to informacja jest zwykle zasadniczym rezultatem powszechnych spisów ludności.

Pomimo wskazanych tu zalet indeksy EFP zostały poddane znaczącej krytyce, zarówno ze względu na pewne ułomności statystyczne, jak i nadużycia interpretacyjne. Pośród głównych zarzutów pojawiają się wątpliwości odnośnie do przyjęcia płodności Hutterytów jako standardowej, arbitralne zaniżenie współczynnika płodności najmłodszej klasy wieku, co dyskryminuje w badaniu społeczności o niskiej średniej wieku zawierania pierwszego małżeństwa (m.in. z USA, Europy Środkowej i Wschodniej), a wreszcie nieuwzględnienie ogromnej różnorodności poziomów płodności tradycyjnej (przed przejściem demograficznym)<sup>24</sup>.

### Baza źródłowa

Znając już zasady obliczania indeksów EFP oraz wymogi źródłowe ich stosowania, warto przyrzeć się źródłom, które zostały wykorzystane w niniejszym artykule. Dane odnośnie do liczby urodzeń w 1931 r. w poszczególnych województwach II RP pochodzą z publikacji GUS pt. *Małżeństwa, urodzenia i zgony*, wydanej w 1939 r.<sup>25</sup> Są to oficjalne statystyki, co do których jakości trudno mieć większe zastrzeżenia, aczkolwiek niedoskonałość rejestracji urodzeń, a szczególnie opóźnianie ich zgłaszania, głównie przez ludność żydowską na obszarach województw wschodnich i centralnych, mogły w pewien ograniczony sposób wpłynąć na użyte wielkości<sup>26</sup>.

Znacznie gorzej przedstawia się sytuacja źródłowa odnośnie do liczby urodzeń w 1921 r. Pełną informację w tym zakresie GUS publikował jedynie dla grupy województw zachodnich (poznańskie, pomorskie i śląskie) oraz południowych (krakowskie, lwowskie, stanisławowskie i tarnopolskie)<sup>27</sup>. Natomiast szczegółowe dane dotyczące pozostałych województw pojawiały się sukcesywnie w „Wiadomościach Statystycznych” i „Roczniku Statystycznym” dopiero dla 1926 r., a od 1927 r. we wspomnianym wydawnictwie cyklicznym o tytule *Małżeństwa, urodzenia*

<sup>24</sup> C. Wetherell, dz. cyt.; J.C. Brown, T.W. Guinnane, *Regions and Time in the European Fertility Transition. Problems in the Princeton Project's Statistical Methodology*, „The Economic History Review” 60, 2007, nr 3, s. 574–595.

<sup>25</sup> *Małżeństwa, urodzenia i zgony*, Statystyka Polski, Główny Urząd Statystyczny, Seria C, t. 102, Warszawa 1939.

<sup>26</sup> S. Szulc, *Dokładność rejestracji urodzeń i zgonów*, w: *Zagadnienia demograficzne Polski*, Statystyka Polski, Główny Urząd Statystyczny, Seria C, Warszawa 1936, s. 133–157; Z. Zaremba, *Fałszywe zgłaszanie dat urodzeń w Polsce*, w: tamże, s. 159–172.

<sup>27</sup> „Rocznik Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej” 5, 1927, s. 90.

*i zgony*<sup>28</sup>. Jednocześnie dla lat 1921–1931 dysponujemy liczbą urodzeń łącznie dla grup województw<sup>29</sup>. W związku z tym zastosowano następującą procedurę mającą na celu proporcjonowanie ogólnych liczb dotyczących grup województw wschodnich i centralnych pomiędzy ich poszczególne województwa. Dla lat 1926–1929 obliczono faktyczny, procentowy udział każdego z województw w ogólnej liczbie urodzeń dla grupy województw, a następnie ustalono takież udział średnioroczny przy zastosowaniu średniej arytmetycznej. Ogólną liczbę urodzeń w 1921 r. we wschodniej i centralnej grupie województw pomnożono przez odpowiednie średnie udziały poszczególnych województw przynależnych do każdej z grup. W ten sposób oszacowano liczby urodzeń w 1921 r. w województwach: nowogródzkim, poleskim, wołyńskim, białostockim, kieleckim, lubelskim, łódzkim, warszawskim i w mieście stołecznym Warszawie. Testowe zastosowanie identycznej procedury dla grup województw zachodnich i południowych, co do których posiadamy oryginalne dane z 1921 r., wykazało, że błąd szacowania może wahać się od blisko 9% przeszacowania (woj. krakowskie) do niemal 10% niedoszacowania (woj. tarnopolskie) liczby urodzeń. Co pocieszające, w przypadku pozostałych województw procedura daje dobre rezultaty, o nieistotnej statystycznie różnicy między wartościami rzeczywistymi a projektowanymi (jak np. woj. poznańskie – 0,69%, woj. stanisławowskie – 0,22%).

Sygnalizowany już brak danych liczbowych odnośnie do udziału urodzeń nieślubnych w większości województw w 1921 r. spowodował, że przyjęto założenie, iż wszystkie urodzenia w 1921 i 1931 r. miały miejsce w małżeństwach<sup>30</sup>. Potencjalne konsekwencje przyjęcia tej przesłanki zostaną szerzej omówione w dyskusji wyników badania.

Struktura ludności według płci, wieku i stanu cywilnego została zaczerpnięta z wydawanych przez GUS wyników powszechnych spisów ludności z lat 1921 i 1931<sup>31</sup>. Analizując dane spisowe, należy pamiętać

---

<sup>28</sup> „Rocznik Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej” 6, 1928, s. 61–63; „Wiadomości Statystyczne” 1–6, red. S. Szulc, Warszawa 1924–1928 (<http://statlibr.stat.gov.pl>, 11 III 2012); *Małżeństwa, urodzenia i zgony*, Statystyka Polski, Główny Urząd Statystyczny, Seria A, t. 27 oraz Seria C, t. 45 i 102, Warszawa 1935–1939.

<sup>29</sup> „Rocznik Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej” 8, 1930, s. 16.

<sup>30</sup> Dostępne są dane odnośnie do urodzeń tzw. nieprawych w 1921 r. w woj. poznańskim i pomorskim, a dla 1931 r. dysponujemy pełną statystyką tychże urodzeń.

<sup>31</sup> *Pierwszy Powszechny Spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku. Mieszkania, ludność, stosunki zawodowe: poszczególne województwa*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa 1926–1928, <http://statlibr.stat.gov.pl> (1 III 2012); *Drugi Powszechny Spis Ludności z dn. 9.XII.1931 r. Mieszkania i gospodarstwa domowe, ludność, stosunki zawodowe: poszczególne województwa*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa 1936–1938, <http://statlibr.stat.gov.pl> (1 III 2012).

nie tylko o diametralnie różnej sytuacji społeczno-politycznej w momencie przeprowadzania tych dwóch spisów, co zostanie jeszcze poruszone przy rozpatrywaniu wyników niniejszego badania, ale także o odmiennej metodologii ich realizacji<sup>32</sup>. Podsumowując, trzeba przyznać, że bazę źródłową badania i jej jakość trudno uznać za w pełni zadowalającą, co z jednej strony wzbudzać może uzasadnione wątpliwości, z drugiej jednak sprawia, iż niniejsze dociekania można śmiało zaliczyć do dziedziny demografii historycznej, zgodnie z definicją jednego z jej twórców – Louisa Henry’ego<sup>33</sup>.

### Stan badań

Płodność społeczeństwa II Rzeczypospolitej była już przedmiotem kilku analiz demograficznych. Z pewnością warto wymienić tu pionierskie badania Stefana Szulca i Stefana Fogelsona, prowadzone w latach trzydziestych w ramach działalności Polskiego Instytutu Badania Zagadnień Ludnościowych<sup>34</sup>. Na podkreślenie zasługuje fakt, że były to badania na mikrodanych zebranych za pomocą zaprojektowanych przez badaczy ankiet. Mimo niezwyklej innowacyjności i dużego zaawansowania statystycznego analizy jej wyników nie można w żaden sposób rozciągnąć na całe społeczeństwo II Rzeczypospolitej. Nie sposób też pominąć doskonałej rozprawy Krystyny Iglickiej, która przeprowadziła analizę płodności w Polsce w latach 1931–1988 właśnie za pomocą metodologii EFP<sup>35</sup>. To niezwykle wyczerpujące badanie bierze jednak pod uwagę jedynie Drugi Powszechny Spis Ludności RP, zresztą prawdopodobnie ze względu na opisane powyżej trudności źródłowe. Ponadto autorka, chcąc uzyskać spójną perspektywę chrono-

---

<sup>32</sup> Jako główną różnicę należy tu wymienić fakt, że spis z 1921 r. operował na tzw. ludności obecnej, a spis z 1931 r. na ludności zamieszkałej; zob. R. Buławski, *Organizacja i technika opracowania pierwszego polskiego spisu powszechnego z 30 września 1921 r.*, „Kwartalnik Statystyczny” 1930, z. 2; L. Krzywicki, *Rozbiór krytyczny wyników spisu*, w: *Spis ludności i zwierząt gospodarskich z dnia 30 września 1921 roku; wyniki tymczasowe*, Warszawa 1923; J. Holzer, *Demografia*, Warszawa 2003, s. 41. Wpływ tej zasadniczej różnicy na wyniki niniejszego badania płodności wydaje się niemożliwy do określenia.

<sup>33</sup> „Au sens large, la Démographie historique est celle de toutes les populations du passé, proche ou lointain, sur lesquelles on n’a aucune information statistique ou une information insuffisante”; L. Henry, *Manuel de démographie historique*, Genève–Paris, 1970, s. IX.

<sup>34</sup> S. Szulc, S. Fogelson, dz. cyt.

<sup>35</sup> K. Iglicka, dz. cyt.

giczno-geograficzną, zmuszona była zrezygnować z tych terenów II Rzeczypospolitej, które nie weszły w skład Polski po II wojnie światowej. Stąd Iglicka przeprowadza analizę na poziomie powiatu, dzięki czemu pokryła swymi badaniami około 68% powierzchni II RP. W związku z przesunięciem chronologicznego środka ciężkości w niniejszym badaniu na okres pomiędzy 1921 a 1931 r. ma ono niewielki jedynie punkt styczny z monografią Iglickiej. Z tego powodu trudno się pokusić o konstruktywne porównania wyników obu prac. Nieco odmienny charakter ma publikowany niedawno artykuł Elżbiety Stańczyk<sup>36</sup>. Wprawdzie horyzont chronologiczny jej badania jest nieco szerszy niż tylko lata istnienia II Rzeczypospolitej, jednak autorka bardzo konsekwentnie przygląda się procesom związanym z przejściem demograficznym właśnie w tym okresie. Odnosząc się do dotychczasowych badań Szulca, Borowskiego, Ładogórskiego i Zamorskiego<sup>37</sup>, za pomocą analizy statystycznej stara się umiejscowić w czasie początek właściwej transformacji demograficznej na ziemiach polskich oraz wyznaczyć daty wchodzenia ludności tych ziem w poszczególne fazy przejścia. W kontekście przedmiotu niniejszego artykułu najważniejszymi ustaleniami Stańczyk są, z jednej strony, potwierdzenie istniejącej w literaturze opinii, że faza obniżania płodności przez ludność ziem polskich na całym późniejszym terytorium II Rzeczypospolitej nastąpiła przed końcem pierwszej dekady XX w. (najpóźniej, bo około 1907 r., na terytoriach wschodnich<sup>38</sup>), z drugiej zaś wyodrębnienie bardzo wyraźnych trendów płodności w II Rzeczypospolitej – rosnącego do 1923 r. i malejącego po tej dacie<sup>39</sup>. Bardzo ciekawie przedstawia się również analiza zbieżności wahań płodności w populacji II RP z falowaniem koniunktury gospodarczej. Należy jednak zwrócić uwagę, że ustalenia Stańczyk bazują na surowych współczynnikach urodzeń, natomiast prezentowane poniżej badanie wykorzystuje nieco bardziej precyzyjne miary, przez co zestawienie wyników obu prac może być interesujące.

---

<sup>36</sup> E. Stańczyk, dz. cyt., s. 16–32.

<sup>37</sup> Zob. przyp. 5.

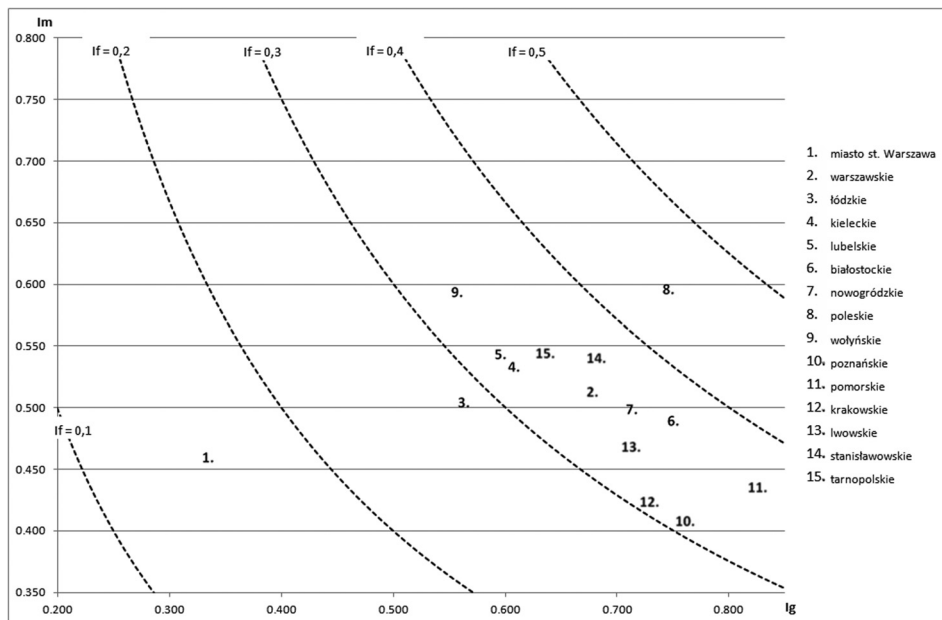
<sup>38</sup> Elżbieta Stańczyk uzyskała daty wejścia ludności poszczególnych ziem w kolejne fazy transformacji demograficznej, dopasowując dane empiryczne do funkcji antylogistycznej. Moment znacznego obniżania się płodności (tożsamy z III fazą przejścia demograficznego w modelu czterofazowym) wyznaczyła odpowiednio: dla ziem zachodnich – 1893 r., południowych – 1901 r., centralnych – 1902 r. i wschodnich – 1907 r.; *ibid.*, dz. cyt., wykres 5, s. 25.

<sup>39</sup> Tamże, wykres 3, s. 20.

## Wyniki badania

Wyniki modelu EFP przyjęło się prezentować w formie graficznej, która umożliwia jednoczesne ukazanie jego wszystkich trzech parametrów ( $I_f$ ,  $I_h$ ,  $I_m$ ). Zamieszczone poniżej wykresy obrazujące poziom trzech indeksów EFP w tych województwach II RP, które zostały objęte oboma spisami (1921 i 1931), są w istocie wykresami punktowymi, gdzie na osi x odłożono wartości indeksu płodności małżeńskiej ( $I_g$ ), a na osi y wartości indeksu małżeński ( $I_m$ ). Pozycja znacznika danego województwa jest więc determinowana przez wielkość tych dwóch wskaźników i jednocześnie pokazuje poziom trzeciego parametru – indeksu płodności ogólnej ( $I_f$ ), którego przedziały ilustrują przezywane izolinie.

**Wykres 1.** Poziomy indeksów EFP w 15 województwach II RP w 1921 r.

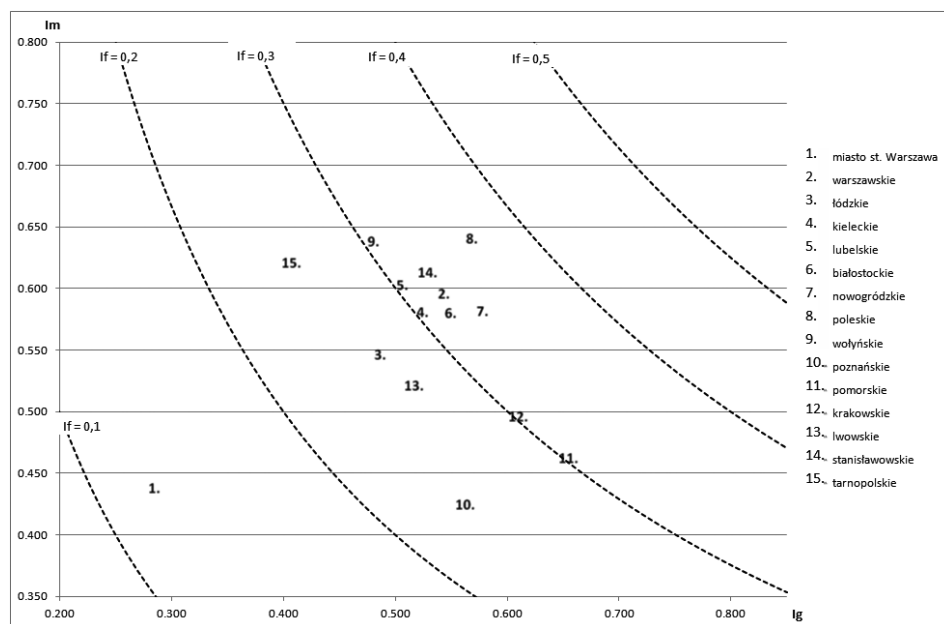


Źródło: Obliczenia własne na podstawie źródeł omówionych w przyp. 24, 25 i 27.

Już pierwszy rzut oka na wykres prezentujący wyniki badania dla 1921 r. pozwala stwierdzić, że mamy do czynienia ze społecznościami o umiarkowanej płodności ogólnej, wahającej się, w większości przypadków, pomiędzy 30 a 40% teoretycznego maksimum. Wyjątkowe pod tym względem są dwa województwa: miasto stołeczne Warszawa realizujące płodność maksymalną tylko w 15,4% oraz województwo poleskie

o wysokim, bo wynoszącym aż 0.446 wskaźnika płodności ogólnej. Dużo większe zróżnicowanie wykazują badane województwa pod względem indeksu płodności małżeńskiej: od rekordowego wyniku osiągniętego przez województwo pomorskie ( $I_g=0.826$ ) po nadzwyczaj niskie 0.336 w przypadku Warszawy. Jako że województwo stołeczne jest przypadkiem dość specyficznym warto zwrócić uwagę, iż kolejnymi „zwykłymi” województwami o najniższych wartościach wskaźnika płodności małżeńskiej były województwa łódzkie ( $I_g=0.565$ ), lubelskie ( $I_g=0.597$ ) i wołyńskie ( $I_g=0.559$ ). Pozostałe obszary mieszczą się w przedziale realizacji od 60 do 80% maksymalnej teoretycznej płodności małżeńskiej. Ciekawie przedstawia się relacja pomiędzy wartościami wskaźników płodności małżeńskiej i małżeńskości. Pomijając ekstremalne przypadki województw stołecznego i poleskiego możemy tu zaobserwować dość silną, ujemną zależność liniową, tj. im większe  $I_g$ , tym niższe  $I_m$ .

**Wykres 2.** Poziom indeksów EFP w 15 województwach II RP w 1931 r.



Źródło: Obliczenia własne na podstawie źródeł omówionych w przyp. 24, 25 i 27.

Zgola inaczej przedstawia się sytuacja w 1931 r. Poziom płodności ogólnej województw zawiera się w zasadzie pomiędzy wartościami 0.250 i 0.350 (nie licząc miasta stołecznego Warszawy). Ogólnie rzecz ujmując, wielkości wskaźnika  $I_g$  wykazują tym razem większe skupienie pomiędzy wartością maksymalną 0.655 (pomorskie) a minimalną

(bez Warszawy) 0.408 (tarnopolskie). Również liniowa współzależność  $I_g$  i  $I_m$  uległa złagodzeniu, a poziom indeksu powszechności małżeństw generalnie się podniósł.

**Tabela 2.** Rozkład liczby województw II Rzeczypospolitej względem klas poziomów indeksu płodności małżeńskiej w 1921 i 1931 r.

Poziom $I_g$	Liczba województw II RP	
	1921	1931
1–0.6	11	2
0.6–0.4	3	12
0.4 i mniej	1	1

Źródło: Obliczenia własne na podstawie źródeł omówionych w przyp. 24, 25 i 27.

Powyższa tabela informuje nas o liczbie województw w poszczególnych przedziałach wartości indeksu  $I_g$ . O ile w 1921 r. aż 11 województw zalicza się do grupy o wysokiej, tradycyjnej płodności, a jedynie 4 do klas niższych, o tyle już w 1931 r. tylko 2 województwa pozostają w przedziale o najwyższej płodności. W związku z tym mamy do czynienia z sytuacją, w której aż 12 województw cechowało się w 1931 r. płodnością mieszaną, wykazującą już symptomy świadomej i skutecznej kontroli urodzeń. Przypomnijmy, że zgodnie z postulatami interpretacyjnymi EFP granica  $I_g=0.5$  ma niepodważalnie świadczyć o rozmyślnym kontrolowaniu płodności w małżeństwach. W 1931 r. przekroczyły ją następujące województwa: tarnopolskie, wołyńskie, łódzkie i miasto stołeczne Warszawa.

Przechodząc do prezentacji dynamiki indeksów EFP, warto zauważyć, że na wykresie dla 1931 r. znaczniki wszystkich województw (za wyjątkiem m.st. Warszawy) przemieściły się w kierunku lewego górnego rogu diagramu. Oznacza to, że poziom płodności ogólnej spadł w rezultacie mocnego ograniczenia płodności małżeńskiej, ale spadek ten został częściowo zamortyzowany przez zwiększenie się powszechności małżeństw. Tabele 3 i 4 prezentują wartości odpowiednio  $I_g$  i  $I_m$ , ale równocześnie dają wgląd w dynamikę procesu obniżania płodności małżeńskiej i zwiększania się małżeńskości.

Wszystkie badane województwa odnotowały w ciągu dekady ponad dziesięcioprocentowy spadek wartości indeksu płodności małżeńskiej. Nie oznacza to oczywiście braku zróżnicowania tempa tego procesu. Maksymalny spadek dotyczył województwa tarnopolskiego (35,89%), podczas gdy populacja województwa wołyńskiego doświadczyła



**Tabela 3.** Wartości i przyrosty indeksu płodności małżeńskiej (I<sub>g</sub>) w 15 województwach II RP w latach 1921 i 1931 (uporządkowane rosnąco według przyrostu względnego)

Województwo	1921	1931	Przyrost absolutny	Przyrost względny
tarnopolskie	0.636	0.408	-0.228	-35.89%
lwowskie	0.713	0.517	-0.195	-27.39%
białostockie	0.752	0.554	-0.198	-26.34%
poznańskie	0.761	0.563	-0.198	-26.06%
poleskie	0.748	0.572	-0.175	-23.45%
stanisławowskie	0.682	0.529	-0.153	-22.43%
pomorskie	0.826	0.655	-0.171	-20.71%
warszawskie	0.682	0.548	-0.134	-19.70%
nowogródzkie	0.715	0.582	-0.133	-18.63%
krakowskie	0.729	0.610	-0.119	-16.29%
lubelskie	0.597	0.510	-0.087	-14.55%
miasto st. Warszawa	0.336	0.289	-0.047	-14.09%
łódzkie	0.565	0.490	-0.075	-13.28%
kieleckie	0.609	0.528	-0.081	-13.27%
wołyńskie	0.559	0.485	-0.074	-13.26%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie źródeł omówionych w przyp. 24, 25 i 27.

**Tabela 4.** Wartości i przyrosty indeksu małżeńskiej (I<sub>m</sub>) w 15 województwach II RP w latach 1921 i 1931 (uporządkowane rosnąco według przyrostu względnego)

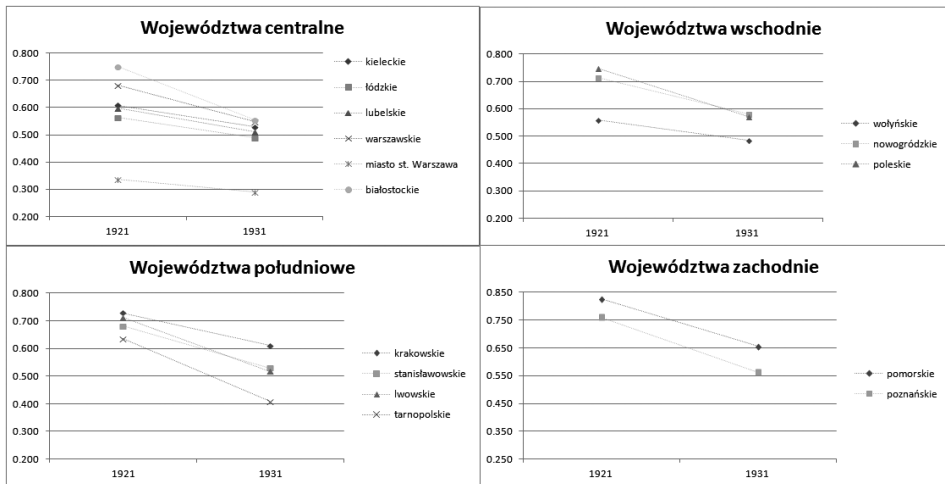
Województwo	1921	1931	Przyrost absolutny	Przyrost względny
miasto st. Warszawa	0.459	0.438	-0.021	-4.64%
poznańskie	0.408	0.424	0.016	3.99%
pomorskie	0.435	0.463	0.027	6.26%
wołyńskie	0.594	0.639	0.045	7.51%
poleskie	0.596	0.641	0.045	7.53%
łódzkie	0.504	0.546	0.042	8.26%
kieleckie	0.533	0.581	0.048	8.96%
lubelskie	0.544	0.603	0.059	10.87%
lwowskie	0.468	0.521	0.053	11.33%
stanisławowskie	0.540	0.613	0.073	13.46%
tarnopolskie	0.545	0.621	0.076	13.95%
warszawskie	0.513	0.596	0.083	16.13%
nowogródzkie	0.499	0.582	0.083	16.62%
krakowskie	0.424	0.496	0.072	17.12%
białostockie	0.489	0.580	0.090	18.48%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie źródeł omówionych w przyp. 24, 25 i 27.

zmniejszenia płodności małżeńskiej prawie trzykrotnie niższego (13,26%). Podobny rozdzźwięk występował w przypadku wskaźnika małżeńskości. Jedynie miasto stołeczne Warszawa zanotowało spadek tego indeksu. Na wszystkich pozostałych obszarach odnośny wskaźnik wzrósł, w rekordowym województwie białostockim aż o 18,48%. Dynamika zmian obu prezentowanych w tabelach indeksów była nie tylko bardzo głęboka, ale i mocno zróżnicowana.

Trudno na podstawie przytoczonych danych wyodrębnić spójne wzorce geograficzne przemian płodności. Wydaje się jednak, że możemy tu zauważyć dwie odmienne tendencje zobrazowane na poniższym wykresie. Województwa Polski centralnej i wschodniej dążyły do ujednolicenia wewnątrz grup pod względem poziomów płodności małżeńskiej na przestrzeni badanego dziesięciolecia. Tymczasem grupa południowa i zachodnia wykazywały tendencję odwrotną.

**Wykres 3.** Poziom indeksu płodności małżeńskiej ( $I_g$ ) w 15 województwach II RP w latach 1921 i 1931 według grup województw



Źródło: Obliczenia własne na podstawie źródeł omówionych w przyp. 24, 25 i 27.

W tym miejscu warto zaznaczyć, że pokazane tu wyniki dla 1931 r., uzyskane na podstawie badania z wykorzystaniem metodologii EFP, odbiegają od rezultatów uzyskanych zarówno przez samych badaczy EFP, jak i przez Krystynę Iglicką. W pierwszym przypadku różnica jest dość znaczna i wynika z odmiennego podejścia do danych odnośnie do liczby urodzeń pozamałżeńskich. W badaniu prowadzonym przez zespół Ansleya Coale'a dla tychże urodzeń oddzielnie policzono wskaźnik  $I_h$ , co sprawia, że indeks płodności małżeńskiej ( $I_g$ ) jest w niektórych

przypadkach znacznie niższy. Odejście od tej reguły w niniejszym badaniu zostało spowodowane koniecznością włączenia urodzeń pozamażeńskich z 1931 r. do tzw. urodzeń prawych, aby zachować porównywalność z indeksami dla 1921 r. Różnice w stosunku do badań Iglickiej są minimalne i wynikają zapewne z przyjęcia różnej struktury wieku i stanu cywilnego lub różnej liczby urodzeń.

### Dyskusja wyników badania

Przedstawione powyżej wyniki pozwalają jednoznacznie odpowiedzieć na postawione na wstępie pytania badawcze. Przede wszystkim na podstawie wartości indeksu płodności małżeńskiej w 1931 r. możemy z całą pewnością stwierdzić, że na prawie całym terytorium II Rzeczypospolitej populacja świadomie i skutecznie regulowała swoją płodność. Bardzo duże zmiany procentowe wartości wskaźników utwierdzają nas w przekonaniu, iż tak szybkie i znaczące obniżenie płodności ogólnej i małżeńskiej w większości województw II RP nie byłoby możliwe bez świadomego ograniczania liczby poczęć i urodzeń. Co więcej, przyrost względny  $I_g$  oscylujący wokół  $-20\%$  sugeruje, że proces ten nie był związany wyłącznie z naturalnymi metodami regulacji płodności. Dlatego na drugie pytanie badawcze: w jakim stopniu społeczeństwo II RP ingerowało w swoją płodność? – należałoby odpowiedzieć, że w stopniu wysokim, zdecydowanie wykraczającym poza tradycyjne ograniczanie rozmiarów rodziny. Warto jednak baczniej prześledzić sam proces obniżania płodności w badanym okresie. Sytuacja z 1921 r., kiedy to można zaobserwować wspomnianą powyżej zależność liniową między  $I_g$  a  $I_m$ , oznaczać może ciekawą prawidłowość. Otóż województwa charakteryzujące się najwyższym wskaźnikiem płodności małżeńskiej, a jednocześnie niskim poziomem powszechności małżeństwa, to obszary, które zdaniem badaczy najwcześniej weszły w II fazę obniżania płodności, a więc zachodnie (poznańskie i pomorskie) i część południowych (krakowskie i lwowskie). Natomiast taką konfigurację wartości indeksów  $I_g$  i  $I_m$  przypisuje się zazwyczaj populacjom realizującym maltuzjański wzorzec ograniczania płodności, tj. głównie poprzez opóźnianie wieku zawierania małżeństw<sup>40</sup>. Może to oznaczać, że pierwszy etap ograniczania płodności, który było widoczny w tych wojewódz-

---

<sup>40</sup> Zob. porównanie indeksów dla Rosji, Francji i Irlandii na początku XX w. w: J. Vallin, dz. cyt., s. 53. Właśnie Irlandia adaptowała podobny model ograniczania płodności, o czym świadczy wysokie  $I_g$  i niskie  $I_m$ .

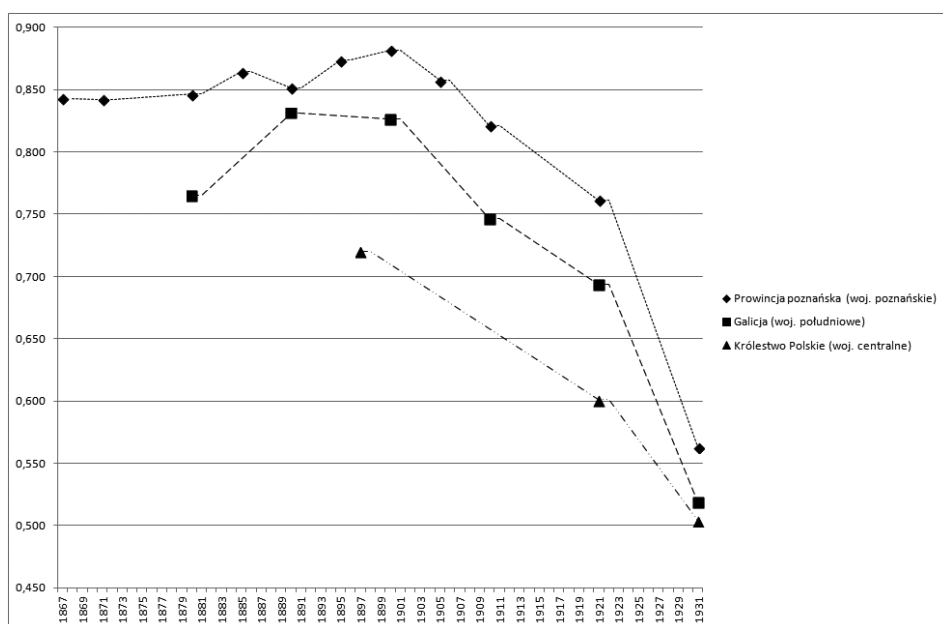
twach już od przełomu wieków, miał właśnie taki charakter, głównie zresztą z powodu braku dostępu do innych metod regulacji wielkości rodziny. O pionierstwie obszarów zachodnich i części południowych w procesie obniżania płodności, jak i o skuteczności opóźniania wieku zawierania małżeństw w skali makro świadczy fakt, iż wspomniane województwa notowały w 1921 r. jedne z niższych poziomów płodności ogólnej (If). W tym samym czasie bardziej „zapóźnione” demograficznie województwa znajdują się na przeciwległym krańcu wspomnianej zależności liniowej. Charakteryzują się niższą, ale wciąż wysoką wartością płodności małżeńskiej przy jednocześnie wysokiej powszechności małżeństw. Możliwe, że obszary te, wchodzące znacznie później w fazę obniżania płodności, w dużo mniejszym stopniu realizują schemat maltuzjański również dlatego, że bazować będą głównie na coraz lepiej znanych i dostępnych środkach regulacji poczęć w małżeństwach. Taki przebieg wypadków zdaje się potwierdzać dynamika indeksu małżeńskości. Dość powiedzieć, że znaczące obniżenie płodności małżeńskiej przy wzroście powszechności zawierania związków, a z takim procesem mamy do czynienia pomiędzy 1921 i 1931 r., jest charakterystyczne dla społeczeństw uniezależniających fakt zawarcia małżeństwa od konieczności natychmiastowego poczęcia potomstwa, a więc potrafiących stosować świadomą regulację płodności w małżeństwie. Taką sytuację możemy zaobserwować w 1931 r. na większości terytorium II Rzeczypospolitej – pomimo znacznego wzrostu wskaźnika małżeńskości płodność ogólna obniżyła się właśnie dzięki mocnemu ograniczeniu płodności małżeńskiej. Znowu odbiegają od większości województwa zachodnie, które tylko w umiarkowanym stopniu zwiększają swoją małżeńskości (poznańskie o niespełna 4%, pomorskie o nieco ponad 6%). Wydaje się, że ta część populacji II RP pozostawała w tym okresie w dużej mierze przy tradycyjnej formie ograniczania płodności. Trochę inaczej rzecz wyglądała w przypadku województw lwowskiego i krakowskiego, których ograniczanie płodności zmieniło w badanym okresie swój charakter z czysto maltuzjańskiego na zbliżony do nowoczesnego. Indeks małżeńskości, zarówno województwa lwowskiego, jak i krakowskiego, wydatnie wzrósł (odpowiednio o 11,33% i aż 17,12%), natomiast płodność małżeńska uległa znacznemu zmniejszeniu (odpowiednio o 27,39% i 16,29%). Zbliżyła to oba te obszary do poziomów województwa łódzkiego, które to spośród województw centralnych wydaje się najbardziej zaawansowane w procesie przejścia demograficznego. Pewną różnicę w przebiegu procesów obniżania płodności pomiędzy zachodnią i południową grupą województw a regionami centralnymi i wschodnimi stanowią również zaobserwowana na wykresie 3 odmienna tendencja zmian

w czasie. To, że województwa południowe i zachodnie wewnątrz swych grup oddalają się od siebie pod względem poziomów płodności małżeńskiej może być wynikiem późniejszego stadium obniżania płodności niż ma to miejsce w przypadku grupy województw centralnych i wschodnich. W miarę upływu czasu i zaawansowania procesu transformacji demograficznej coraz większą rolę mogą odgrywać specyficzne czynniki modernizacji, których natężenie decyduje o dynamice adaptowania nowych wzorców płodności przez daną populację. Natomiast województwa centralne i wschodnie bądź znajdowały się jeszcze na tyle blisko punktu wyzwalającego transformację, że w podobnym stopniu regulowały swoją płodność, bądź były bardziej jednolite pod względem czynników modernizacji. W wymiarze całego państwa możemy jednak mówić o ujednoczeniu się poziomów płodności małżeńskiej z biegiem czasu – współczynnik zmienności wskaźnika  $I_g$  wyniósł bowiem w 1931 r. 16,58% wobec 17,95% dziesięć lat wcześniej. Pomimo tego, sąsiadujące ze sobą województwa przyjmowały nieraz bardzo różne wartości indeksów EFP, zarówno pod względem poziomu, jak i dynamiki (może za wyjątkiem województw zachodnich), co nie pozwala na jednoznaczne stwierdzenie przejrzystego wzorca geograficznego spadku rozrodczości. Dogłębne zbadanie kontekstu terytorialnego i społecznego zasygnalizowanych tu przemian płodności musi stać się przedmiotem odrębnej i wyczerpującej analizy uwzględniającej takie zmienne jak: poziom urbanizacji i alfabetyzacji czy struktura wyznaniowa i zawodowa poszczególnych województw. Podobnie rzecz się ma z analizą płodności z podziałem na wieś i miasto. Na podstawie ogromnego dystansu dzielącego poziomy płodności jednolicie miejskiego województwa stołecznego i pozostałych województw można spodziewać się dużych dysproporcji w czasie i skali adaptacji nowych wzorców płodności pomiędzy organizmami miejskimi i wsiami II Rzeczypospolitej. Jest to również potencjalnie bardzo ciekawy kierunek badań nad rozrodczością ludności ziem polskich w tym okresie.

Uzyskane w wyniku zastosowania metod EFP rezultaty mogą również rzucić nowe światło na dotychczasowe ustalenia badaczy na temat terminów wejścia populacji ziem polskich w poszczególne fazy przejścia demograficznego, a także ich przebiegu. Jak pokazano powyżej, tempo zmian płodności w trzecim dziesięcioleciu XX w. było bardzo szybkie, warto jednak spojrzeć na nie z szerszej perspektywy. Wykres 4 ilustruje poziomy wskaźnika płodności małżeńskiej od 1867 do 1931 r. na wybranych obszarach ziem polskich. Analizując przebieg wykresu, należy pamiętać, że ma on, z kilku względów, charakter orientacyjny. Po pierwsze, przedwojenne jednostki administracyjne (Prowincja Poznańska,

Królestwo Polskie i Galicja) nie są jednoznacznie terytorialnie z regionami ukazаныmi po 1918 r. (odpowiednio: województwo poznańskie, grupa województw centralnych, grupa województw południowych). Po drugie, dane sprzed 1921 r. pochodzą ze zbiorczej publikacji wyników EFP i zostały przekształcone tak, aby wszystkie urodzenia (w tym tzw. nieprawe) traktowane były jak mające miejsce w małżeństwach<sup>41</sup>. Ponadto pewne punkty danych obrazowane są jedynie przez geometryczne znaczniki, łączące je linie nie odzwierciedlają zaś faktycznego przebiegu zmian płodności małżeńskiej w czasie.

**Wykres 4.** Zmiany indeksu płodności małżeńskiej (I<sub>g</sub>) w wybranych regionach ziem polskich w okresie 1867–1931



Źródło: tab. 3; *The Decline of Fertility in Europe*, red. A. Coale, S.C. Watkins, Princeton 1986, s. 120–134; obliczenia własne.

Szersze ujęcie chronologicznie znacznie lepiej oddaje wyjątkowość okresu międzywojennego pod względem tempa transformacyjnego obniżania płodności małżeńskiej. Konfrontując ten obraz z wynikami uzyskanymi przez Elżbietę Stańczyk na podstawie analizy surowych współczynników urodzeń, trzeba stwierdzić, że trudno byłoby przesunąć

<sup>41</sup> Wskaźnik I<sub>g</sub> nie jest więc równy wskaźnikowi publikowanemu w: *The Decline of Fertility in Europe...*, s. 120–134, ale został obliczony w oparciu o publikowane tam indeksy I<sub>m</sub> i I<sub>f</sub> według wzoru  $I_g = \frac{I_f}{I_m}$ .

w czasie proponowaną przez nią datę wejścia województw południowych w III fazę przejścia demograficznego (1901 r.)<sup>42</sup>. Należy więc podtrzymać tezę, że region ten rozpoczął konsekwentne obniżanie płodności na samym początku XX w. Trochę inaczej przedstawia się sytuacja z Prowincją Poznańską, w której płodność małżeńska aż do 1900 r. utrzymuje się na bardzo wysokim poziomie, stąd propozycja, by za początek III fazy przejścia w tym regionie uznać 1893 r. wydaje się wątpliwa. Dopiero w 1905 r. możemy zaobserwować pewien spadek, ale wciąż  $I_g$  jest wyższe niż w 1890 r. Dzieje się tak pomimo zauważonego przez Stańczyk znacznego obniżania się surowego współczynnika urodzeń, co utwierdza nas w wyrażonym powyżej przekonaniu, że początkowo redukcja płodności była wynikiem ograniczania małżeńskości. Dlatego też, w świetle metodologii EFP, należałoby przesunąć datę podjęcia przez populację Poznańskiego świadomej i skutecznej regulacji poczęć i urodzeń na pierwszą dekadę XX w. Jako że dla Polski centralnej dane są niewystarczające (brak informacji o płodności małżeńskiej pomiędzy 1897 i 1921 r.), a dla województw wschodnich w ogóle nie mamy informacji o poziomie płodności małżeńskiej przed 1921 r., trudno pokusić się o jakiegokolwiek wnioski odnośnie do daty wejścia tych dwóch regionów w fazę świadomej regulacji rodności w małżeństwach. Niemniej jednak niektóre z województw wschodnich i centralnych już w 1921 r. cechowały relatywnie niskie wartości  $I_g$  (np. wołyńskie, łódzkie czy lubelskie), co świadczy o pewnym zaawansowaniu tych obszarów w procesie świadomej regulacji liczby potomstwa w rodzinie. Ideę oddzielnego badania płodności małżeńskiej proponowanej przez badaczy EFP możemy docenić, porównując wykresy 4 i 7. To zestawienie wyraźnie uzmysławia nam, że o ile płodność ogólna reprezentowana przez surowy współczynnik urodzeń (wykres 7) spadała na ziemiach polskich w dość stałym tempie już od końca XIX w., to zjawisko kontroli liczby poczęć w małżeństwach pojawiło się dopiero w pierwszej dekadzie XX w., a tempa nabrało w latach istnienia II Rzeczypospolitej. Można więc powiedzieć, że dopiero w tym okresie nastąpiła w badanej populacji istotna zmiana w podejściu do fenomenu płodności.

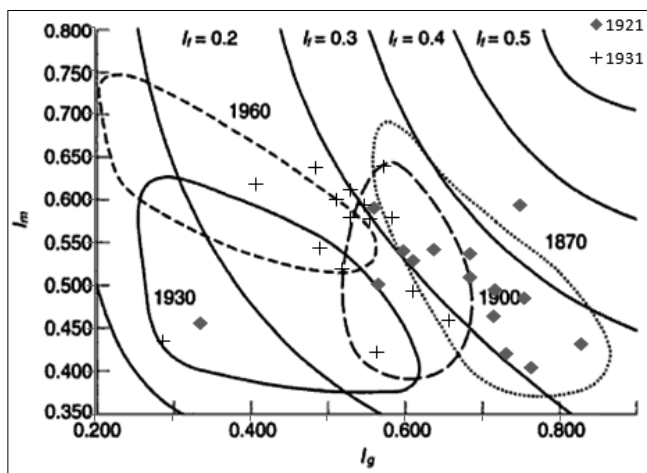
Analiza poziomów płodności z okresu przed powstaniem niepodległego państwa polskiego jest ponadto o tyle istotna, że procesy zachodzące w II Rzeczypospolitej są prostą kontynuacją wcześniejszych zjawisk. Dzięki temu widać np. że pomimo różnych poziomów przed I wojną światową, w skali całego kraju płodność małżeńska poszczególnych regionów ulegała wyraźnej unifikacji. Porównanie z okresem

<sup>42</sup> E. Stańczyk, dz. cyt., s. 25.

przedwojennym pozwala również dostrzec, jak bezprecedensowe było tempo obniżania płodności w II RP. Oczywiście powojenne przyspieszenie może być efektem zarówno zaburzeń naturalnego biegu rozrodczości i umieralności związanych z I wojną światową, jak również głębokich przemian społecznych i ekonomicznych spowodowanych formowaniem się niepodległego państwa<sup>43</sup>. Gwałtowność tego procesu jest zapewne związana ze zjawiskiem „nadganiania” przez kraje „zapóźnione” demograficznie dystansu dzielącego je od krajów Europy Zachodniej, który zresztą, jak wykazała Iglicka, będzie kontynuowany jeszcze w drugiej połowie XX w.<sup>44</sup> W związku z tym warto choć skrótowo prześledzić obniżanie płodności przez społeczeństwo II RP w kontekście przebiegu tego zjawiska w krajach Europy Zachodniej.

W praktyce przy porównywaniu poziomów i dynamiki indeksów w bardzo licznych nieraz prowincjach stosuje się elipsoidalne figury na oznaczenie obszarów płodności zajmowanych przez badane regiony w danym czasie. Warto przyjrzeć się zestawieniu takiego wykresu dla szesnastu państw europejskich w latach 1870–1960, z graficznym przedstawieniem wyników naszego badania dla województw II RP w 1921 i 1931 r.

**Wykres 5.** Poziom indeksów EFP w 16 wybranych krajach europejskich w latach 1870–1960 i w 15 województwach II RP w latach 1921 i 1931



Źródło: M. Livi-Bacci, *A Concise History of World Population*, wyd. 4, Malden 2007, s. 111; obliczenia własne na podstawie źródeł omówionych w przyp. 24, 25 i 27 (obszary elips odpowiadają rozpiętości indeksów EFP w podanym obok nich roku w 16 państwach Europy; romby i krzyżki oznaczają poziom indeksów w województwach II RP).

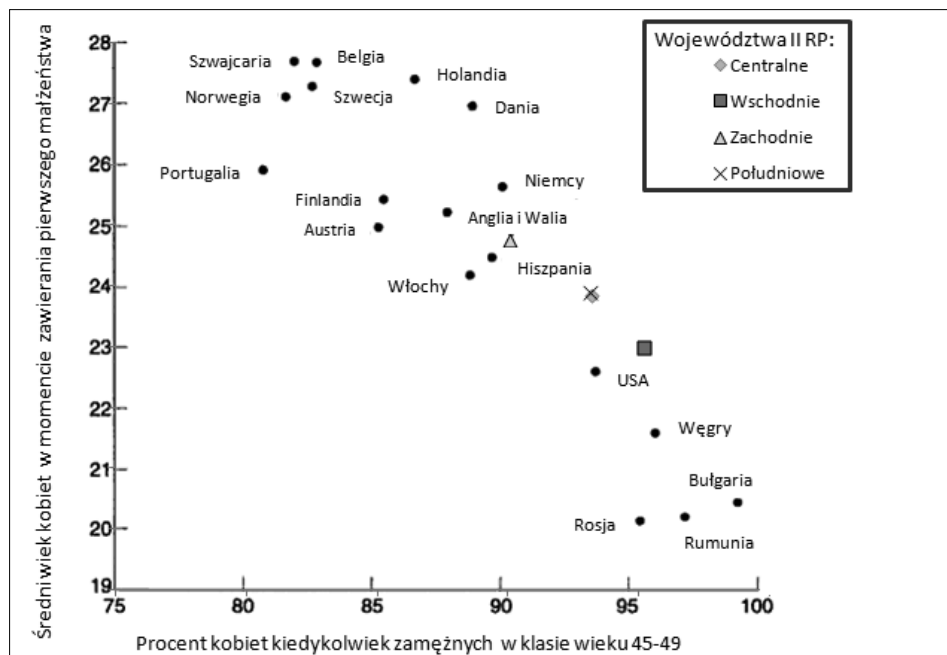
<sup>43</sup> Zob. J.C. Caldwell, *Social Upheaval and Fertility Decline*, „Journal of Family History” 29, 2004, nr 4, s. 382–406; J.W. Leasure, *The Historical Decline of Fertility in Eastern Europe*, „European Journal of Population”, 1992, nr 8, s. 47–75.

<sup>44</sup> K. Iglicka, dz. cyt., s. 146–149.



Wykres w bardzo klarowny sposób ukazuje dystans dzielący II Rzeczpospolitą i kraje Europy Zachodniej pod względem momentu przejścia demograficznego. Z drugiej jednak strony widzimy wyraźną tendencję do zmniejszania tej odległości. O ile w 1921 r. płodność większości polskich województw plasowała się na pograniczu wzorca dla lat 1870–1900, to już w 1931 r. wszystkie badane województwa reprezentowały poziomy płodności charakterystyczne co najmniej dla 1900 r. Zwraca również uwagę znacząco wyższy poziom powszechności małżeństwa w społeczeństwie II RP, co jest cechą charakterystyczną dla krajów Europy Środkowej i Wschodniej<sup>45</sup>. Zresztą ziemie polskie stanowią pod tym względem swego rodzaju pomost między wschodnimi a zachodnimi wzorcami zawierania małżeństw, co łatwo możemy zaobserwować na poniższym wykresie.

**Wykres 6.** Relacja pomiędzy średnim wiekiem zawarcia pierwszego małżeństwa kobiet (oś y) i proporcją kobiet kiedykolwiek zamężnych pod koniec wieku płodnego (oś x) w wybranych państwach. Generacje urodzone pod koniec XIX w. (w przypadku grup województw II RP dane za 1931 r.)



Źródło: P. Festy, *La fécondité des pays occidentaux de 1870 a 1970*, Paris 1979, s. 29; obliczenia własne na podstawie: *Małżeństwa, urodzenia i zgony*, Statystyka Polski, Główny Urząd Statystyczny, Seria C, t. 102, Warszawa 1939.

<sup>45</sup> Por. J. Hajnal, *European Marriage Patterns in Perspective*, w: *Populations in History. Essays in Historical Demography*, red. D.V. Glass, D.E.C. Eversley, London 1965.

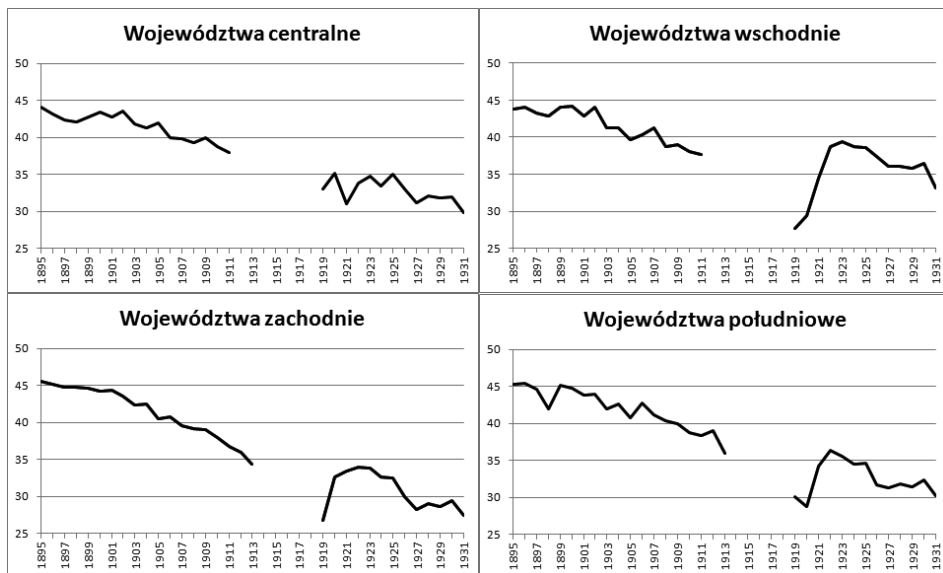
O ile grupa województw zachodnich realizowała pod tym względem scenariusz właściwy Niemcom i państwu śródziemnomorskim, o tyle grupa województw wschodnich musi być zaliczona w poczet regionów o wczesnym i uniwersalnym zawieraniu małżeństw, takich jak Stany Zjednoczone, Węgry czy Bułgaria. Sytuacja ta musiała w jakimś stopniu potęgować omawiane powyżej różnice regionalne w II Rzeczypospolitej. Średni wiek zawierania pierwszego małżeństwa wspólnie z powszechnością zawierania związków sakramentalnych (reprezentowaną przez odsetek kiedykolwiek zamężnych) decydują w dużej mierze o obowiązującym w danej populacji modelu rodziny. Fakt, że najbardziej odległymi od siebie punktami na wykresie 1, obrazującym wyniki modelu EFP dla 1921 r., są te reprezentujące województwo wołyńskie (bardzo wysokie  $I_m$  i relatywnie niskie  $I_g$ ) i pomorskie (bardzo wysokie  $I_g$  i bardzo niskie  $I_m$ ) pokazuje, jak odmienne modele rodziny mogą wpływać na scenariusz transformacyjnego obniżania płodności. Dystans ten, wyznaczający rozpiętość wzorców formowania rodziny w II Rzeczypospolitej, nieco zmniejsza się w 1931 r. Pomiedzy wzorcami przeciwstawnymi znajdują się województwa z dość podobnych do siebie pod względem powszechności i wieku zawierania małżeństw grup centralnej i południowej.

Analizując wyniki badania, trudno zlekceważyć pewnych nasuwających się wątpliwości co do ich miarodajności. Na pierwszy plan, wśród czynników potencjalnie zaburzających przedstawione powyżej wyniki, wysuwa się wyjątkowa sytuacja, jaka miała miejsce na obszarze RP podczas spisu w 1921 r. Z jednej strony możemy mieć tu do czynienia z niezakończonymi jeszcze przemieszczeniami ludności związanymi z I wojną światową oraz wojną polsko-bolszewicką, z drugiej zaś wydaje się, że pod względem ruchu naturalnego ludności jest to już okres powojennej fazy kompensacyjnej. Pierwszy czynnik powodowałby więc zniżenie liczby ludności spisowej (przynajmniej na niektórych terenach), tym bardziej, że spis z 1921 r. opierał się na ludności obecnej. Drugi fakt skutkował z całą pewnością zwiększoną liczbą małżeństw, wcześniej odkładanych na czasy powojenne, ale już przełożenie tego zjawiska na natężenie urodzeń nie jest takie oczywiste<sup>46</sup>.

Wprawdzie w każdej z grup województw możemy wyraźnie zaobserwować powojenną rekuperację natężenia urodzeń, ale po raz kolejny grupy

---

<sup>46</sup> O ile surowy współczynnik małżeństw wyniósł w Polsce w 1901 r. 7,3 na tysiąc mieszkańców, to w 1919 r. wzrósł do 12,7 i utrzymywał się powyżej granicy 10 ślubów na tysiąc mieszkańców aż do 1923 r.; zob. *Zagadnienia demograficzne Polski...*, tab. 17, s. 19.

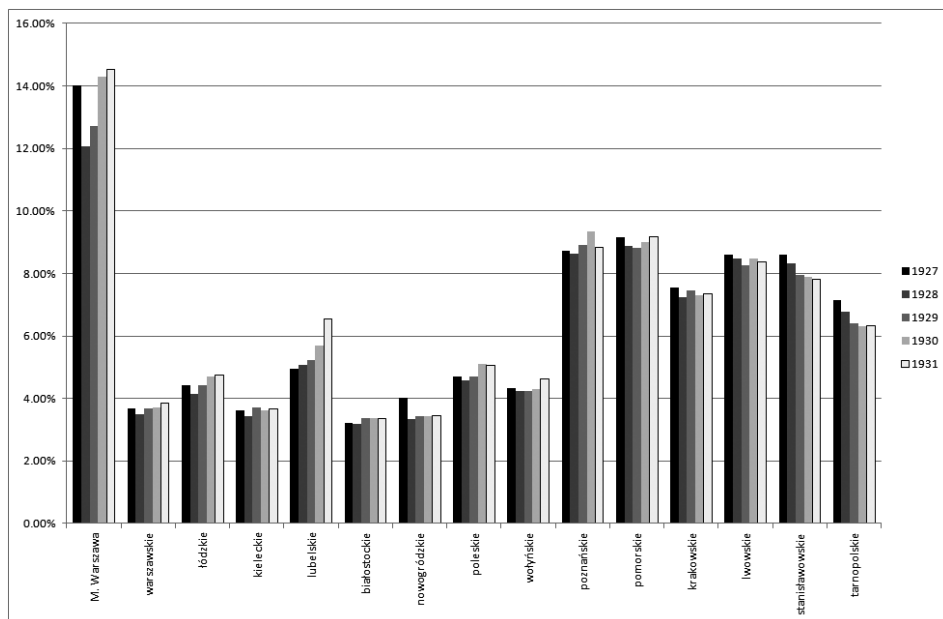
**Wykres 7.** Surowy współczynnik urodzeń (na tys. mieszkańców) według grup województw w latach 1895–1931

Źródło: *Zagadnienia demograficzne Polski*, Statystyka Polski, Główny Urząd Statystyczny, Seria C, Warszawa 1936, tab. 31, s. 30.

te dość znacznie różnią się od siebie pod względem tempa i głębokości zjawiska. O ile szczyt tego procesu przypadł w przypadku regionu zachodniego na lata 1921–1922, to na wschodzie i południu następował on z niemal dwuletnim opóźnieniem. Zupełnie inaczej sprawa ma się z województwami centralnymi, gdzie powojenne wahania współczynnika były najmniej wyakcentowane, a w interesującym nas szczególnie 1921 r. zanotował on nawet spory spadek. Wśród przyczyn tych różnic można upatrywać odmiennych doświadczeń wojennych poszczególnych dzielnic, zarówno tych wywołanych I wojną światową, jak i konfliktem polsko-bolszewickim. Dla nas istotniejszym zagadnieniem jest pytanie, na ile te różne scenariusze powojennej kompensacji urodzeń mogą wpływać na wyniki niniejszego badania. Wydaje się oczywiste, że w województwach południowych i zachodnich poziomy indeksów płodności ogólnej i małżeńskiej w 1921 r. zostały dość mocno zawyżone. Symulacja wykazuje, że gdyby surowy współczynnik urodzeń spadał w województwach poznańskim i pomorskim w podobnym tempie jak w latach 1895–1913 (średnio o 0,62 urodzenia na 1000 mieszkańców rocznie), to w 1921 r. wyniósłby nie 34,20, a 29,42. Aplikując do modelu EFP obliczoną na tej podstawie liczbę urodzeń, uzyskalibyśmy wskaźniki  $I_f$  (0,293 zamiast 0,334) i  $I_g$  (0,702 zamiast 0,801) niższe o ponad

12% niż to miało miejsce w rzeczywistości. Należy jednak podkreślić, że różnica ta nie jest na tyle istotna, aby podważyć przedstawione powyżej ustalenia. Również indeks małżeńskości z całą pewnością został zaburzony przez zachwianą strukturę wieku i stanu cywilnego ludności, będącą efektem mobilizacji i wysokich strat wojennych wśród młodych mężczyzn<sup>47</sup>. Sytuacja nienaturalnie przetrzebionych roczników w wieku płodnym sztucznie obniżała miarę powszechności małżeństwa w 1921 r. Pewne obawy można by też żywić w stosunku do wpływu kryzysu ekonomicznego lat trzydziestych na liczbę urodzeń w 1931 r. W świetle badań Elżbiety Stańczyk wątpliwość ta wydaje się jednak

**Wykres 8.** Procentowy udział urodzeń pozamałżeńskich w całkowitej liczbie urodzeń w 15 województwach II RP w latach 1927–1931



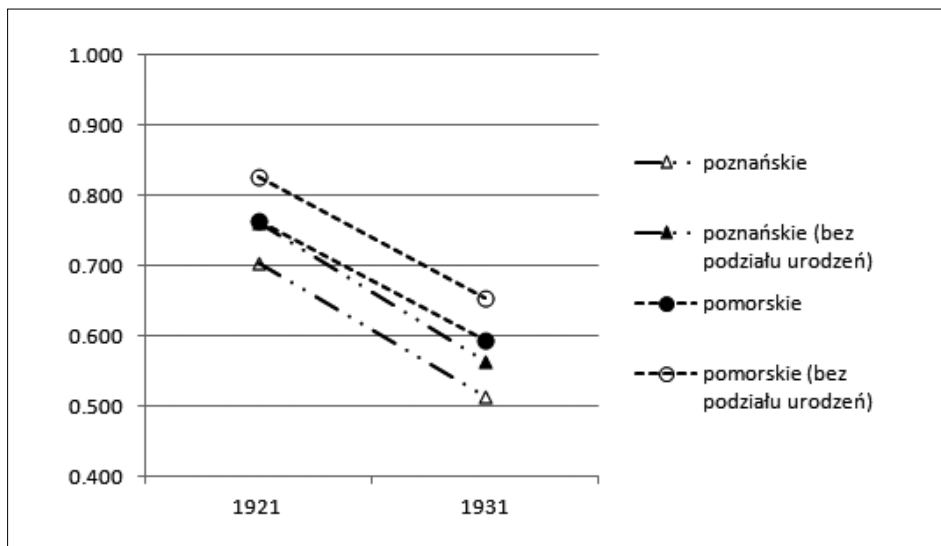
Źródło: *Małżeństwa, urodzenia i zgony*, Statystyka Polski, Główny Urząd Statystyczny, Seria A, t. 27 oraz Seria C, t. 45 i 102, Warszawa 1935–1939; obliczenia własne.

<sup>47</sup> Jak rozległe były to zaburzenia, może świadczyć współczynnik maskulinizacji w Polsce w 1921 r., policzony dla wybranych klas wieku: dla 20-latków wynosił on 69,61, dla 21-latków – 96,09, dla osób w wieku 22–24 lata – 86,22, 25–29 – 91,42 i wreszcie w grupie 30–39-latków – 85,44. Warto pamiętać, że w tych klasach wieku w populacji normalnej zazwyczaj obserwujemy przewagę mężczyzn nad kobietami. Obliczenia własne na podstawie: *Pierwszy Powszechny Spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 roku. Mieszkania, ludność, stosunki zawodowe: tablice państwowe*, Warszawa 1928, <http://statlibr.stat.gov.pl> (17 III 2012).

nieuzasadniona<sup>48</sup>. Pewne ustalenia możemy poczynić także odnośnie do wrażliwości indeksów na nieuwzględnienie podziału na urodzenia ślubne i nieślubne.

Jak możemy zaobserwować na poniższym wykresie, spadek płodności małżeńskiej w województwie poznańskim przy odrębnym uwzględnieniu urodzeń nieślubnych wynosił 37,24%, natomiast bez podziału urodzeń – 35,25%. W przypadku województwa pomorskiego wartości te wynosiły odpowiednio: 28,4% i 26,12%. Widzimy więc, że rezultaty są zbliżone – w zasadzie równoległe, a wykorzystanie danych odnośnie do urodzeń nieprawych w 1921 r. (gdyby takowe okazały się dostępne dla wszystkich województw) mogłoby w niektórych przypadkach jeszcze powiększyć dynamikę spadku indeksu płodności małżeńskiej. Badania nad transformacyjnym obniżaniem płodności pozamałżeńskiej wskazują jednoznacznie, iż w zasadzie proces ten był proporcjonalny pod względem rytmu i głębokości zmian do obniżania płodności małżeńskiej<sup>49</sup>.

**Wykres 9.** Porównanie poziomów indeksu płodności małżeńskiej liczonego z uwzględnieniem podziału urodzeń na ślubne i nieślubne oraz bez uwzględniania tego podziału: województwo poznańskie i pomorskie, 1921 i 1931 r.



Źródło: „Rocznik Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej” 5, 1927, s. 90; *Małżeństwa, urodzenia i zgony*, Statystyka Polski, Główny Urząd Statystyczny, Seria A, t. 27 oraz Seria C, t. 45 i 102, Warszawa 1935–1939; obliczenia własne.

<sup>48</sup> E. Stańczyk, dz. cyt., s. 20. Z pracy tej wynika, że efekty kryzysu w natężeniu urodzeń można zaobserwować dopiero po 1932 r.

<sup>49</sup> E. Shorter, J. Knodel, E. Van De Walle, *The Decline of Non-Marital Fertility in Europe, 1880–1940*, „Population Studies” 25, 1971, nr 3, s. 375–393.

Niestety, dostępne dane nie pozwalają na pełną i precyzyjną odpowiedź, na ile ukazany w wynikach badania gwałtowny i głęboki spadek płodności pomiędzy 1921 a 1931 r. został spotęgowany przez sytuację społeczno-ekonomiczną czy problemy źródłowe. Jednakże w świetle przedstawionych tu dowodów możemy stwierdzić, że pomimo ewentualnych zaburzeń poziomów i dynamiki indeksów EFP, spowodowanych omawianymi czynnikami, dość dokładnie obrazują one rzeczywisty przebieg procesu obniżania płodności, stąd nie sposób podważyć uzyskanych na podstawie tego badania wyników.

### Zakończenie

Podsumowując przedstawione w artykule rezultaty, można śmiało potwierdzić tezę o świadomej regulacji płodności małżeńskiej w populacji II Rzeczypospolitej. Oznacza to jednocześnie, że mimo różnych poziomów zjawisk świadczących o modernizacji, takich jak: urbanizacja, piśmienność czy struktura zatrudnienia w poszczególnych województwach, zaszły wśród ich mieszkańców trzy bardzo istotne warunki, konieczne zdaniem Ansleya Coale'a, do spadku płodności małżeńskiej<sup>50</sup>:

- płodność była wynikiem świadomych decyzji;
- zmniejszona płodność była postrzegana jako zaleta;
- efektywne techniki regulacji płodności musiały być dostępne.

Oznacza to, że znaczna część społeczeństwa II RP dysponowała wiedzą na temat regulacji płodności i stosowała ją w praktyce. Rzecz jasna mogły to być zarówno metody tradycyjne: jak stosunek przerywany, wydłużanie okresu karmienia piersią, wstrzemięźliwość seksualna oraz przerywanie ciąży, a w ekstremalnych przypadkach również dzieciobójstwo<sup>51</sup>, jak i nowocześniejsze formy antykoncepcji: środki mechaniczne takie jak prezerwatywy czy przyrządy do irygacji kobiecych narządów rodnych. W latach trzydziestych coraz większą popularnością miała się również cieszyć propagowana przez Kościół katolicki „metoda rytmu”<sup>52</sup>. Cytowany już Stanisław Borowski zaliczał dwudziestolecie międzywojenne do okresu pierwotnej regulacji urodzeń przy pomocy „prymitywnych środków i procedur”, co mając na uwadze ogromne przyspieszenie transformacyjnego obniżania płodności w tym okresie, należy podać

---

<sup>50</sup> A.J. Coale, *The Demographic Transition*, w: *Proceedings of the International Population Conference*, t. 1, Liège 1973, s. 65.

<sup>51</sup> Por. S. Borowski, *Funkcje prokreacyjne rodziny polskiej*, w: *Demografia społeczna*, Warszawa 1974, s. 84–155.

<sup>52</sup> K. Iglicka, dz. cyt., s. 48.

w wątpliwość<sup>53</sup>. Być może wyczerpujące badanie źródeł jakościowych rzuciłoby więcej światła na sposoby obniżania płodności w II Rzeczypospolitej. Już nawet bardzo fragmentaryczna analiza postaw i motywów ówczesnych ludzi zdaje się potwierdzać wyniki badań kwantytatywnych. Przytoczone poniżej fragmenty pochodzą z ankiet przeprowadzanych w 1933 r. wśród mieszkańców osiedla im. Wawelbergów i Warszawskiej Spółdzielni Mieszkaniowej<sup>54</sup>:

„Z powodu braku odpowiednich warunków materialnych, dających gwarancję odpowiedniego wychowania większej ilości dzieci, nieuregulowanej w kraju sprawy mieszkaniowej oraz braku pomocy ze strony rządu lub społeczeństwa, zmierzającej do stworzenia warunków, umożliwiających celowe wychowanie większej ilości dzieci, – wszelkimi godziwymi sposobami bronimy się przed »klęską« przyrostu potomstwa, któremu nie bylibyśmy w możności zabezpieczyć szczęśliwego, beztroskiego dzieciństwa, a przez właściwe wykształcenie możliwy dobrobyt w przyszłości”.

„Małżeństwo bez dzieci zwykle kończy się rozwodem, separacją, względnie złem pożyciem, dzieci zaś mieć w obecnej dobie przy niestałej pracy i niestałych zarobkach jest formalną zbrodnią, gdyż każdy człowiek dorosły może sobie dużo bardzo odmówić, ale dziecku odmówić lub uszczuplić jedzenia, to inaczej nazwać nie mogę”.

„Przez dzieci i dla dzieci uszlachetnia się stosunek małżeński... lecz ze względu na przykre warunki i niemożność należytego wychowania, żeby nie zwiększać ogólnej nędzy w całym świecie musimy ograniczyć liczbę urodzin dzieci”.

„Ograniczone środki materialne nie pozwalają na powiększenie rodziny. Urodzenie dziecka spowodowałoby obniżenie się poziomu naszej stopy życiowej...”

„Jesteśmy szczęśliwi, że dziecko przyszło na świat wtedy, gdyśmy go gorąco chcieli – a nie było wynikiem »przypadku« – jak to się często zdarza. Pragnęlibyśmy oboje mieć jeszcze jedno dziecko (oczywiście nie więcej). Warunki jednak obecne – aczkolwiek oboje pracujemy – na ten »luksus« nie pozwalają”.

Możemy wyróżnić tu co najmniej dwa wzorce postaw wobec posiadania potomstwa. Pierwszy wzorzec wiąże się z obawą o możliwość zapewnienia dużej liczbie dzieci odpowiednich warunków egzystencji i rozwoju. Natomiast drugi koncentruje się na chęci utrzymania dotychczasowego poziomu życia przez rodziców i traktuje dziecko jako swego

<sup>53</sup> S. Borowski, *Funkcje prokreacyjne rodziny...*, s. 86, 103.

<sup>54</sup> S. Szulc, S. Fogelson, dz. cyt.

rodzaju dobro luksusowe. Z przytoczonych wypowiedzi przebijają również przekonanie o możliwości, a nawet konieczności regulowania płodności małżeńskiej, co pozwala lepiej zrozumieć, w jaki sposób wykazane na podstawie badania ilościowego zjawiska demograficzne funkcjonowały w wymiarze życia jednostki. Płynący z niniejszego artykułu wniosek, że w okresie 1921–1931 w II Rzeczypospolitej nastąpiło upowszechnienie wśród małżeństw świadomej regulacji płodności, jest niezwykle ważki nie tylko dla demografów, ale i dla badaczy rzeczywistości społecznej. Należy bowiem podkreślić, iż dostrzeżenie i zaakceptowanie możliwości skutecznego wpływania na rozmiar rodziny stanowi bardzo istotną przemianę cywilizacyjną, kluczową dla ukształtowania się nowoczesnych społeczeństw. Innowacja ta zaszła na ziemiach polskich później niż w Europie Zachodniej, niemniej jednak badana dekada była okresem intensywnego „doganiania” tej części świata pod względem obniżania płodności. W tym samym czasie możemy obserwować tendencję do ujednoczenia się wzorców płodności w skali całego kraju, pomimo obecnych wciąż poważnych różnic pomiędzy poszczególnymi województwami. Warto zdać sobie sprawę z faktu, iż badane dziesięciolecie w kontekście długofalowych procesów ludnościowych, a takim z całą pewnością jest transformacja demograficzna, jest wycinkiem niezwykle krótkim. Stąd konieczność zachowania dużej ostrożności w formułowaniu na tej podstawie kategoriycznych wniosków odnośnie do przebiegu tego zjawiska na ziemiach polskich. Z drugiej jednak strony trzeba podkreślić, że wbrew opinii wielu demografów wydarzenia z zakresu historii politycznej czy społecznej niejednokrotnie mają bezpośrednie przełożenie na tempo i strukturę procesów demograficznych. Dlatego podejmowanie badań nad płodnością społeczeństwa II Rzeczypospolitej w duchu demografii historycznej jest zadaniem niezwykle istotnym.

Bartosz Ogórek

The Fertility of the Population of the Second Polish Republic. Research using the Princeton European Fertility Project Indices

(Summary)

An analysis carried out of the fertility of Polish society in the interwar period uses the methodology of the European Fertility Project (EFP), which is based on data relating to the number of births and the population structure in a given period, thus making it possible to assess the disparity between fertility in the society under examination and the theoretical maximum fertility. From the studies presented, it can be concluded unambiguously that in



1931 there were symptoms of a conscious reduction in marital fertility in the population, and therefore that the inhabitants of a major part of the country perceived limiting the number of its offspring as being beneficial and had at its disposal the means to effectively achieve this goal.

Bartosz Ogórek – Wydział Historyczny Uniwersytetu Jagiellońskiego;  
e-mail: bartosz.ogorek@uj.edu.pl