

JAN PARADYSZ

## NOWE PODEJŚCIE DO ANALIZY ODSTĘPÓW INTERGENETYCZNYCH

Odstępami intergenetycznymi przyjęto nazywać w Polsce upływ czasu pomiędzy dwoma po sobie następującymi porodami. Zatem pierwszym odstępem intergenetycznym jest okres czasu pomiędzy datą urodzenia pierwszego i datą drugiego dziecka. Często obliczaną miarą kalendarza płodności<sup>1</sup> jest również odstęp pomiędzy ślubem i pierwszym urodzeniem, który bywa nazywany odstępem protogenetycznym<sup>2</sup>.

Dotychczas odstęp intergenetyczny pozostają domeną analizy wzdłużnej. Najbardziej rozpowszechnionym przy tym ujęciem jest podział całej badanej zbiorowości na generacje, to znaczy roczniki urodzenia kobiet, albo kohorty małżeństw, czyli lata kalendarzowe ich zawarcia i w ramach tych generacji i kohort przeprowadza się statystyczną analizę odstępów pomiędzy poszczególnymi urodzeniami. Ten typowy sposób postępowania jest przedstawiony w podręczniku L. Henry'ego na przykładzie kohorty małżeństw zawartych w latach 1740-1769 w Saint-Aignan przez kobiety w wieku 20-24 lat<sup>3</sup>. W badaniach populacji współczesnych, gdzie dysponuje się liczniejnymi zbiorowościami rodzin, zazwyczaj kohorty i generacje obejmują jednocześnie mniejszą liczbę roczników, chociaż i w tym przypadku jest to okres 5 do 10 lat<sup>4</sup>. Takie postępowanie ma ujemny wpływ na jakość naszych analiz. Weźmy na przykład kohortę małżeństw zawartych w Polsce w latach 1950-1954 oraz odstęp czasu pomiędzy urodzeniem pierwszego i drugiego dziecka. Zakładając, że pierwsze dziecko rodzi się w pierwszym roku trwania związku małżeńskiego, w dwóch skrajnych przypadkach będziemy mieli urodzenia pierwsze od małżeństw zawartych w 1950 r. w czasie od 1951 do 1952 oraz w małżeństwach zawartych w 1954 — urodzenia w latach 1955-1956. Otóż, na urodzenie dziecka drugiej kolejności w tym drugim przypadku będzie miało wpływ wiele różnych czynników, które nie mogły wystąpić w odniesieniu do małżeństw

<sup>1</sup> Kalendarzem płodności nazywa się rozkład urodzeń w czasie życia kobiety lub trwania związku małżeńskiego. Do miar kalendarza należą także odstęp intergenetyczne. Odnośnie do tej terminologii por. R. Pressat. *L'analyse démographique*. PUF. Wyd. 3 Paris 1973. s. 32; L. Henry. *Techniques d'analyse en démographie historique*. INED. Paris 1980 s. 100 i dalsze; *Analiza kohortowa i jej zastosowanie*. Warszawa 1976, w szczególności zamieszczone tam artykuły S. Borowskiego i L. Henry'ego.

<sup>2</sup> Jest to wpływ francuskiej literatury demograficznej na polską terminologię: *l'intervalle protogénésique* oraz *l'intervalle intergénéésique*.

<sup>3</sup> Henry. *Techniques d'analyse* s. 104-106.

<sup>4</sup> Np. S. Borowski. *Udział ludności rolniczej w odtwarzaniu potencjału demograficznego Polski Ludowej*. „Studia Demograficzne” 39; 1975 s. 49-55.

z 1950 roku. Wśród tych mnogich czynników<sup>5</sup> wystarczy tylko wymienić ustawę o przerywaniu ciąży z 1956 roku. Z tego skrajnie uproszczonego przykładu jasno wynika, że klasyczne ujęcie wzdłużne<sup>6</sup> niweluje te różnice w zachowaniach prokreacyjnych rodzin, które są wywołane działaniem pewnych zdarzeń historycznych, ściśle związanych z określonym momentem kalendarzowym. Takimi zdarzeniami mogą być wojny, kryzysy ekonomiczne, a wcześniej jeszcze klęski głodu, epidemie chorób i tym podobne kataklizmy.

W niniejszym opracowaniu proponujemy nowe podejście do analizy odstępów intergenetycznych, bliższe przekrojowej analizie płodności<sup>7</sup>, chociaż bazujące na rzeczywistych odstępach intergenetycznych. Jednocześnie chcemy mocno podkreślić, że niniejsza propozycja w żadnym stopniu nie ma zastąpić wyżej scharakteryzowanej wzdłużnej analizy odstępów intergenetycznych, a jest ona tylko uzupełnieniem tamtego ujęcia. Wypada zauważyć, że stworzenie w latach pięćdziesiątych podstaw analizy wzdłużnej nie było wyeliminowaniem przekrojowego ujęcia, ale jego uzupełnieniem, gdyż oba rodzaje analizy są potrzebne<sup>8</sup>, a obecnie można nawet zaobserwować w światowej analizie przedmiotu tendencje do posługiwania się tymi samymi miarami w ujęciu wzdłużnym, co i w poprzecznym<sup>9</sup>. Dowodzi to zapewne konieczności istnienia obu typów analizy oraz potrzeby poszukiwania takich mechanizmów badania rozwoju populacji ludzkich, które mogłyby wyjaśniać wszechstronnie ich zachowania zarówno pod wpływem wewnętrznych determinant właściwych danej generacji lub kohorcie, jak też czynników zewnętrznych dla tych generacji, jak owe wspomniane kataklizmy, zmiany ustawodawstwa rodzinnego itp. Ograniczenie się w tym przypadku do jednego tylko z tych dwóch ujęć oznacza skazanie się na niepełne, a niekiedy nawet fałszywe rozpoznanie rzeczywistości.

Niezależnie od tego, czy wyniki naszej analizy można utożsamiać z odstępami intergenetycznymi w kohorcie hipotetycznej czy też nie, to wydaje się nam celowym i pożytecznym postawienie następujących pytań: 1) jaki odstęp czasu upłynął pomiędzy urodzeniem w danym roku

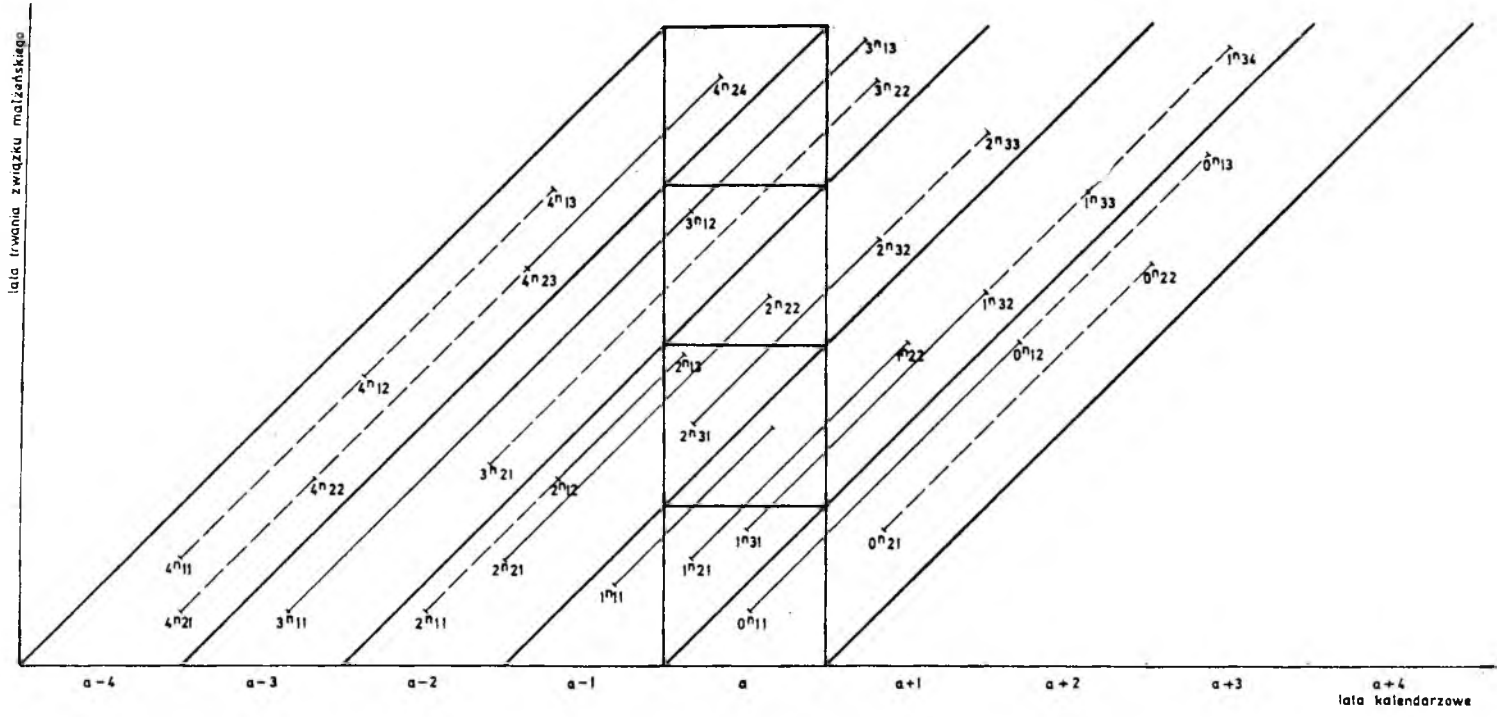
<sup>5</sup> W polskiej literaturze demograficznej wysuwano różne hipotezy co do zmiany postaw prokreacyjnych rodzin po 1956 r. Klasyfikacji tych hipotez dokonaliśmy wcześniej w naszej pracy pt. *Decyzje prokreacyjne małżeństw w Polsce*. „Studia Demograficzne” 48: 1977, s. 89-96.

<sup>6</sup> Określenia „analiza” i „ujęcie” używamy tutaj wymiennie. W analizie demograficznej różni się analizę (ujęcie) wzdłużną, której synonimami są: a. kohortowa, a. według generacji, a. według kohort rzeczywistych (realnych), oraz analizę poprzeczną, której najczęściej spotykanymi synonimami są: a. transversalna, a. hipotetyczna, a. przekrojowa, a. według kohort lub generacji hipotetycznych, sztucznych, fikcyjnych. Odnośnie do tej terminologii patrz prace wymienione w przyp. 1.

<sup>7</sup> O przekrojowej analizie odstępów intergenetycznych piszemy w pracy pt. *Odstępy intergenetyczne a średni wiek w chwili rodzenia ostatniego dziecka w kohorcie hipotetycznej kobiet*. „Studia Demograficzne” 1982, nr 2, s. 63-76.

<sup>8</sup> Początkowo nie wszyscy demografowie byli tego zdania i częste były polemiki między zwolennikami jednej bądź drugiej analizy. Por. L. Henry. *Analiza poprzeczna i wzdłużna*. W: *Analiza kohortowa* s. 13.

<sup>9</sup> O takich nadziejach mówi się w podsumowaniu konferencji naukowej, poświęconej wielostanowej analizie zjawisk demograficznych w Międzynarodowym Instytucie Stosowanej Analizy Systemowej (w angielskim skrócie: IIASA) w Laxenburgu koło Wiednia, 15-18 listopada 1982 r., por. *Task force meeting on multistate life history analysis*. „Population Network” 1983 nr 3, s. 2. Świadczą też o tym prace: G. F e e n e y. *Population dynamics based on birth intervals and parity progression*, „Population Studies” 1983 nr 1 s. 75-89 oraz N. B. R y d e r. *Progressive fertility analysis*. „WFS Technical Bulletins” nr 8. Voorburg 1982.



Wykres 1. Ilustracja graficzna odstępów intergenetycznych, rzeczywistych, branych pod uwagę (oznaczono linią ciągłą) przy konstrukcji odstępów intergenetycznych w koharcie hipotetycznej

B.G.

kalendaryzowym (a) dziecka p-tej kolejności a urodzeniem poprzednim p-1?,2) ile czasu upłynie między urodzeniem dziecka p-tej kolejności w danym roku kalendaryzowym (a) oraz p+1 w przyszłości? Z pierwszym pytaniem wiążą się odstęp, które nazwiemy odstępami pierwszego rodzaju, natomiast odpowiedzią na drugie pytanie będą odstęp drugiego rodzaju.

Wpływ wspomnianych zdarzeń historycznych na długość odstępów intergenetycznych może być różnokierunkowy. Jedne z nich mogą wydłużać, a inne skracać odstęp pierwszego bądź drugiego rodzaju w kolejnych latach kalendaryzowych.

Dla ilustracji problemu posłużymy się diagramem Lexisa — rys. 1 — gdzie mamy jedynie rzeczywiste odstęp intergenetyczne. Interesujemy się tutaj wyłącznie urodzeniami w konkretnym roku kalendaryzowym „a”, kolejności „p”, które są:

— na końcu odstepu intergenetycznego p-1 (są to odstepy pierwszego rodzaju),

— na początku odstepu intergenetycznego p (odstepy drugiego rodzaju).

Jak widać na rys. 1, urodzenia, które nie są ani pierwszymi, ani ostatnimi, dostarczają nam odstepów obydwóch rodzajów. Urodzenia pierwszej kolejności wnoszą jedynie odstepy drugiego, a urodzenia ostatniego tylko pierwszego rodzaju. Jedyne, podobnie jak w ujęciu wzdłużnym, są wyłączone z analizy, gdyż mogą one dostarczyć informacji tylko o odstepach protogenetycznych, które tutaj opuszczamy dla większej komunikatywności naszych wywodów.

Pierwszy typ odstepów obliczamy według wzoru:

$$i^{B'}j, p-1 = i^{n'}j, p - i^{n'}j, p-1 \quad p = 2, 3, \dots$$

gdzie  $i^{n'}j, p$  jest datą urodzenia dziecka p-tej kolejności przez j-tą kobietę należącą do generacji „i”. Znak „prim” wskazuje na pierwszy rodzaj odstepów.

Drugi rodzaj odstepów (ze znakiem „bis”) obliczamy według wzoru:

$$i^{B''}j, p = i^{n''}j, p+1 - i^{n''}j, p \quad p = 1, 2, \dots$$

Na rys. 1 pierwszym rodzajem odstepów są  ${}_1n_{12} - {}_1n_{11}$ ,  ${}_2n_{22} - {}_2n_{21}$ ,  ${}_3n_{12} - {}_3n_{11}$ ,  ${}_3n_{12} - {}_3n_{11}$ ,  ${}_4n_{24} - {}_4n_{23}$ , natomiast odstepami drugiego typu są:  ${}_6n_{12} - {}_6n_{11}$ ,  ${}_1n_{22} - {}_1n_{21}$ ,  ${}_1n_{32} - {}_1n_{31}$ ,  ${}_2n_{42}$ ,  ${}_2n_{31}$  oraz  ${}_8n_{13} - {}_8n_{12}$ . Odstepy oznaczone na rys. 1 linią przerywaną nie są brane pod uwagę przy obliczaniu średniego odstepu intergenetycznego pierwszego bądź drugiego typu dla roku „a”, ale zostaną wykorzystane w obliczeniach dla innych lat. Tak więc każdy odstep intergenetyczny bywa liczony co najwyżej dwukrotnie, raz jako odstep pierwszego rodzaju, a dla innego roku kalendaryzowego jako odstep drugiego rodzaju. Przy obliczaniu średniego odstepu intergenetycznego dla danego roku musimy wziąć pod uwagę fakt, że liczebności kobiet należących do poszczególnych generacji nie są takie same. Jest to szczególnie ważne w badaniach historycznych, gdzie w przeszłości struktura kobiet według wieku była dużo bardziej „poszarpana” niż obecnie, natomiast, jak wskazują wyniki badań francuskich, długość odstepu danej kolejności silnie zależy od wieku kobiet w chwili rodzenia dzieci<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> P. Festy, J.L. Rallu. *Constitution et reconstitution des familles françaises. Etat civil et recensements de 1968 et 1975*. „Population 1981 nr 1, s. 67 oraz rys. 2.

Zatem średnim odstępem intergenetycznym pierwszego rodzaju dla danego roku „a” będzie:<sup>11</sup>

$$\bar{B}'_{p-1} = \frac{\sum_i {}_i\bar{B}'_{p-1} \cdot {}_iN'_p}{\sum_i {}_iN'_p} \quad p = 2, 3, 4, \dots \quad (1)$$

gdzie  ${}_iN'_p$  oznacza liczbę kobiet należących do i-tej generacji rodzących swe p-te dziecko w roku kalendarzowym „a”, natomiast  ${}_iN'_0$  jest liczbą wszystkich kobiet i-tej generacji na początku ich okresu rozrodczego (uśrednionie 15 lat) lub na początku trwania związku małżeńskiego.

Analogicznie średni odstęp intergenetyczny drugiego rodzaju:

$$\bar{B}'' = \frac{\sum_i {}_i\bar{B}''_p \cdot {}_iN''_{p+1}}{\sum_i {}_iN''_{p+1}} \quad p = 1, 2, 3, \dots \quad (2)$$

gdzie  ${}_iN''_{p+1}$  jest liczbą kobiet w generacji „i”, które rodzą swoje dziecko kolejności „p” w roku kalendarzowym „a” oraz  ${}_{p+1}$  w okresie późniejszym. W obu powyższych wzorach  ${}_i\bar{B}'_{p-1}$  oraz  ${}_i\bar{B}''_p$  oznaczają odpowiednio średnie dla i-tej generacji odstępów kończących się lub też zaczynających w roku kalendarzowym „a”.

Na podstawie średnich pierwszego i drugiego rodzaju można obliczyć jeszcze jedną średnią, którą — naszym zdaniem — można interpretować jako średni odstęp intergenetyczny w kohorcie hipotetycznej kobiet lub rodzin:

$$\bar{B}_p = \frac{\bar{B}'_p}{1 + \frac{\sum_i {}_iN''_{p+1}}{\sum_i {}_iN'_0}} + \frac{\bar{B}''_p}{1 + \frac{\sum_i {}_iN'_p}{\sum_i {}_iN''_{p+1}}} \quad (3)$$

dla  $p = 1, 2, 3, \dots$

Dla każdego rodzaju odstępów celowe jest policzenie jeszcze co najmniej odchyłeń standardowych. Ze względu na rodzaj opracowania i dla większej przejrzystości, wzory na odchylenie standardowe i inne charakterystyki rozkładu zostały tutaj pominięte.

Weryfikacji proponowanej metody dokonaliśmy na danych pochodzących z rekonstrukcji rodzin<sup>12</sup> żyjących na przełomie XVIII i XIX w.

<sup>11</sup> Wyprowadzenie tego i dwóch następných wzorów zamieściliśmy w pracy pt. *Odstępny intergenetyczny w przekrojowej analizie płodności*. „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny” nr 2, 1985 s. 277-287. Tam też można znaleźć inne parametry statystycznego opisu rozkładów obu typów rozstępów.

<sup>12</sup> Rekonstrukcji małżeństw zawartych w latach 1790-1819 w Saint-Aignan dokonaliśmy pod kierunkiem J. Houdaille'a w czasie stażu naukowego w roku 1981/82 w l'Institut National d'Etudes Démographiques. Za zezwolenie wykorzystania tych

w Saint-Aignan (departament Loire-Atlantique, Francja). W naszej analizie wykorzystaliśmy wyłącznie „fizyki” rodzin typu MF1 oraz MF2, to znaczy te, gdzie znana była data ślubu oraz koniec obserwacji<sup>13</sup>. Było to w sumie 171 rodzin. Po obliczeniu długości odstępów między urodzeniami dla każdej rodziny, pogrupowaliśmy wszystkie „fizyki” według roku kalendarzowego urodzenia dzieci, a w ramach tego roku według lat trwania związku małżeńskiego, kolejności porodu<sup>14</sup> i rodzaju odstepu. Ponieważ liczby porodów dla poszczególnych lat kalendarzowych były stosunkowo małe, to musieliśmy zamiast jednego roku „a” przyjąć okresy 5-letnie. Jak łatwo jednak zauważyć, nawet w tym przypadku i to wybierając okres o największej liczbie porodów — por. tab. 1 — badana zbiorowość jest mała, a nasze szacunki obarczone sporymi błędami losowymi. Na szczęście rząd wielkości tych błędów daje się oszacować i dzięki metodom statystyki matematycznej jest możliwe wykazanie, jakie różnice są prawdopodobnie dziełem przypadku (błędy losowe), a jakie wskazują na istnienie pewnych prawidłowości<sup>15</sup>.

Kilka uwag odnośnie do budowy tab. 1. Jak wspomnieliśmy wyżej, „i” może oznaczać numer generacji (rok urodzenia matki) albo rok trwania związku małżeńskiego, jak to ma miejsce w naszym przykładzie. Zatem  ${}_iN_o$  oznacza liczbę kobiet, które w latach 1815-1819 miały „i” lat stażu małżeńskiego. Na przykład było 20 kobiet, które w tych latach 1815-1819 wyszły za mąż —  $i = 0$ ; 27 tych, które miały w tym czasie 1 rok pożycia małżeńskiego; 38 o dwuletnim stażu itd. Oczywiście, w ciągu 5-letniego okresu 1815-1819 ta sama kobieta była liczona kilka razy; na przykład, gdy wyszła za mąż w 1815 r., to w tym samym roku była liczona jako o zero-letnim stażu, w 1816 r. jako z 1-letnim stażem, w 1817 r. — z 2-letnim itd.<sup>16</sup> Podobne uwagi odnoszą się do urodzeń —  ${}_iN'_o$  oraz  ${}_iN''_o$  — i do odstępów intergenetycznych —  ${}_iB'_o$  oraz  ${}_iB''_o$ . W zerowym roku trwania związku małżeńskiego nie mamy tu żadnych urodzeń, ale w pierwszym roku jest 12 porodów pierwszej kolejności, które dostarczają nam odstępów protogenetycznych pierwszego rodzaju o średniej długości 12,8 miesiąca i 9 odstępów intergenetycznych między pierwszym i drugim porodem drugiego rodzaju o średniej długości 27,2 miesiąca. Z tego wynika, że trzy rodziny z tej kohorty małżeństw nie miały więcej dzieci. W przypadku rodzin z jednorocznym stażem małżeńskim 6 urodziło swoje pierwsze dziecko po 22,5 miesiąca od początku małżeństwa, z tego 5 urodzi jeszcze co najmniej drugie — średnio po upływie 30,2 miesiąca. Było też tutaj jedno drugie urodzenie pierwszego typu — po 19 miesiącach od pierwszego porodu, poprzedzając jednocześnie trzecie o 17 miesięcy, czyli że daje nam to drugi odstęp intergenetyczny pomiędzy drugim i trzecim

danych w niniejszym opracowaniu składam mojemu byłemu opiekunowi wyrazy wdzięczności.

<sup>13</sup> Por. Henry. *Techniques d'analyse* s. 69-70.

<sup>14</sup> Odstepy liczy się według dat porodów a nie kolejności dzieci, np. w rodzinie trójdzietnej, posiadającej jedną parę bliźniąt, mamy tylko jeden odstęp intergenetyczny pomiędzy pierwszym i drugim porodem.

<sup>15</sup> Z konieczności musimy tu założyć, że nie istnieją tutaj błędy systematyczne (nielosowe), na przykład: niepełna rejestracja urodzeń, selektywne działanie migracji. Jest to jednak problem na osobne opracowanie, tu natomiast wykracza to poza ramy tego artykułu.

<sup>16</sup> Dla prostoty wywodów abstrahujemy tutaj od umieralności kobiet i ich owodnień.

Tab. 1. Obliczanie odstępów intergenetycznych dla okresu obserwacji  $a = 1815-1818$ . Saint-Aignan

$i$	$iN_0$	$iN_1$	$iN'_1$	$iN''_1$	$iN'_2$	$iN''_2$	$iN'_3$	$iN''_3$	$iN'_4$	$iN''_4$	$iB_0$	$iB_1$	$iB'_1$	$iB''_1$	$iB'_2$	$iB''_2$	$iB'_3$	$iB''_3$
0	20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	27	12	0	9	0	0	0	0	0	0	12,8	0	27,2	0	0	0	0	0
2	38	6	1	5	0	1	0	0	0	0	22,5	19,0	30,2	0	0	0	0	0
3	34	2	10	1	0	8	0	0	0	0	39,5	25,2	15,0	0	17,0	0	0	0
4	32	1	2	0	2	1	0	2	0	2	49,0	29,5	0	0	29,5	0	0	0
5	37	1	5	1	0	4	0	3	0	3	56,0	36,6	31,0	18,5	23,0	0	29,0	0
6	40	0	1	0	1	1	1	1	1	1	0	58,0	0	27,7	55,3	0	39,0	0
7	31	0	0	0	6	0	1	5	0	0	0	0	0	23,0	109,0	16,0	39,0	0
8	35	0	3	0	1	2	1	1	1	0	60,3	0	0	38,5	30,0	34,0	33,0	0
9	36	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	35,0	18,0	33,0	73,0	0
10	35	0	1	0	5	0	3	3	0	0	107,0	0	0	48,4	0	25,0	0	0
11	29	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	38,7	38,7	33,0	0
12	32	0	1	0	2	1	0	2	0	0	99,0	99,0	0	65,0	0	56,0	0	0
13	26	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	105,0	29,0	0	33,0	0
14	27	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	24,0	0	0	0
15	28	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
16	22	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	29,0	0	0	0	0
17	23	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
18	31	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	106,0	0	0
																77,0		

Uwaga: objaśnienie symboli w „głównie” tablicy znajduje się w tekście opracowania.

porodem. Resztę liczb można odczytać w identyczny sposób z tej jednej jedynej tabeli, bez żadnych dodatkowych informacji. Na podstawie także tych danych obliczamy średnie odstępę intergenetyczne obydwóch rodzajów dla okresu „a” = 1815-1819. Na przykład odstęp pierwszego rodzaju pomiędzy pierwszym i drugim porodem, zgodnie ze wzorem (1):

$$\begin{aligned} \bar{B}'_1 &= \frac{19,0 \cdot \frac{1}{38} + 25,2 \cdot \frac{10}{34} + 29,5 \cdot \frac{2}{32} + 36,6 \cdot \frac{5}{37} + 58,0 \cdot \frac{1}{40} + 60,3 \cdot \frac{3}{35} +}{1 : 38 + 10 : 34 + 2 : 32 + 5 : 37 + 1 : 40 +} \\ &\quad + \frac{107,0 \cdot \frac{1}{35} + 99,0 \cdot \frac{1}{32}}{+ 3 : 35 + 1 : 35 + 1 : 32} = \frac{27,470923}{0,688604} = 39,89 \text{ miesiąca} \end{aligned}$$

Natomiast odstęp tej samej kolejności, ale drugiego rodzaju według wzoru (2):

$$\bar{B}''_1 = \frac{27,2 \cdot \frac{9}{27} + 30,2 \cdot \frac{5}{38} + 15,0 \cdot \frac{1}{34} + 31,0 \cdot \frac{1}{37}}{9 : 27 + 5 : 38 + 1 : 34 + 1 : 37} = \frac{14,319363}{0,521351} = 27,47$$

I w końcu średnioważony odstęp intergenetyczny w hipotetycznej kohorcie małżeństw 1815-1819, zgodnie z proponowanym przez nas wzorem (3):

$$\begin{aligned} \bar{B}_1 &= \frac{39,89}{1 + 0,521351 : 0,688604} + \frac{27,47}{1 + 0,688604 : 0,521351} = \\ &= 22,70 + 11,84 = 34,54 \text{ miesiąca.} \end{aligned}$$

Identyczne obliczenia wykonaliśmy także dla odstępów pomiędzy urodzeniami: drugim i trzecim oraz trzecim i czwartym, we wszystkich okresach objętych obserwacją: 1800-1804, 1805-1809, 1810-1814 i 1815-1819. Jeśli wyłączyć okres 1800-1804, o czym mowa poniżej, to nie ma istotnych statystycznie różnic<sup>17</sup> ani też jakichś wyraźniejszych prawidłowości. Nie mamy więc podstaw twierdzić, że wojny napoleońskie miały wpływ na zmianę rozkładu urodzeń w Saint-Aignan. Nie oznacza to jednak, że takiego wpływu nie było w ogóle, ale to, że z powodu małej liczebności próby (niewielki odsetek zrekonstruowanych przez nas wszystkich istniejących tam w tym czasie małżeństw) nie udało nam się go udowodnić.

Jak wielka powinna być zrekonstruowana parafia, żeby można było, po zastosowaniu proponowanej metody, wyciągnąć sensowniejsze wnioski? Statystycznie rzecz ujmując i abstrahując od błędów systematycznych, nielosowych<sup>18</sup>, to liczba zrekonstruowanych rodzin — które po pewnych

<sup>17</sup> Odnośnie do sprawdzania statystycznej istotności różnic pomiędzy dwoma średnimi por. np. J. Greń. *Modele i zadania statystyki matematycznej*. Warszawa 1968 (i szereg następných wydań tej książki) § 2.2.

<sup>18</sup> Do takich błędów można przede wszystkim zaliczyć te spowodowane niedbałością kleru w prowadzeniu ksiąg metrykalnych, gdyż takie błędy w przeciwieństwie do błędów losowych nie „znoszą” się wzajemnie, a ich nadzieja matematyczna jest różna od zera.



zastrzeżeniach moglibyśmy traktować jako próbę statystyczną — zależy od następujących czynników: wielkości parafii lub zespołu parafii, odsetka zrekonstruowanych faktycznie tam istniejących rodzin, maksymalnych z góry określonych błędów, jakie zgodzimy się popełnić przy estymacji poszczególnych odstępów intergenetycznych oraz tak zwanego współczynnika ufności<sup>19</sup>. Bez uciekania się jednak do różnych technik metody reprezentacyjnej, na podstawie własnego doświadczenia statystycznego, orientacyjnie powinno to być minimum kilkanaście a może nawet kilka dziesiątków takich ślubów, dla których uda się zrekonstruować w całości rodzinę — fiszki MF1 i MF2. W Saint-Aignan w całym badanym okresie udało się nam zrekonstruować zaledwie 4 do 7 takich ślubów rocznie. Jak widzieliśmy było to zupełnie nie wystarczające. Zatem zalety naszej metody mogą się ujawnić dopiero przy analizie kilku parafii jednocześnie. Warto przy tym podkreślić, że proponowana przez nas metoda nie jest zbyt wymagająca. Co najmniej takie same zbiorowości rodzin są potrzebne do propagowanej przez R. Pressata, L. Henry'ego i innych oraz, szeroko stosowanej na Zachodzie, analizy kohortowej. Innym wymogiem warunkującym poprawność wyników jest to, żeby okresy obserwacji „a” były dostatecznie odległe od początku rekonstrukcji: dla kohort małżeńskich co najmniej 15-20 lat, a dla generacji 25. W przypadku Saint-Aignan zaczynaliśmy rekonstrukcję rodzin od 1790 r., zatem naszą analizę można „poważnie” traktować dopiero od 1805 roku. Rzeczywiście, wszystkie odstępstwa intergenetyczne w okresie 1800-1804 były wyraźnie niższe od analogicznych w późniejszych okresach, niekiedy nawet o kilkanaście lat. Nie jest to jednak dziwne, jeśli uwzględnić, że małżeństwa o najdłuższym stażu w tym okresie były zaledwie 10-14 lat po ślubie. Sytuację tę dobrze, jak sądzimy, ilustruje nasz rys. 1.

<sup>19</sup> Pojęcie współczynnika ufności objaśnia np. Greń, jw. s. 14.