

JAN PARADYSZ

## ODSTĘPY INTERGENETYCZNE W PRZEKROJOWEJ ANALIZIE PŁODNOŚCI

We współczesnej analizie demograficznej rozróżnia się tak zwaną intensywność zjawisk demograficznych (od ich kalendarza zwanego też w literaturze anglosaskiej tempem, a który statystycy nazwaliby, po prostu, rozkładem zdarzeń demograficznych w czasie trwania życia badanej zbiorowości). Na przykład, w odniesieniu do płodności kobiet, najprostszym dowodem intensywności może być średnia liczba dzieci przypadających na 1 kobietę, zaś kalendarzem — rozkład tych urodzeń w czasie trwania jej życia. Ten kalendarz płodności bywa mierzony w rozmaity sposób. Najczęściej jest nim średni wiek macierzyństwa i jego wariancja, a niekiedy także inne miary opisu statystycznego oraz odstępy czasu pomiędzy kolejnymi urodzeniami. Pod wpływem francuskiej literatury przedmiotu, w swoim czasie najlepszej na świecie, przyjęło się także i u nas nazywać odstępami intergenetycznymi odstępy pomiędzy poszczególnymi urodzeniami, zaś odstęp czasu pomiędzy ślubem i pierwszym urodzeniem odstępem protogenetycznym.

Dotychczas odstępy proto- i intergenetyczne były niemal wyłączną domeną analizy wzdłużnej, to znaczy, odnoszone do rzeczywistej populacji kobiet objętych obserwacją statystyczną w czasie całego życia prokreacyjnego. Takie postawienie problemu przesądza w dużej mierze o metodzie obserwacji, którą z reguły jest badanie anamnestyczne, nie wyczerpujące, a przy tym jeśli reprezentatywne, to tylko w momencie obserwacji. Wzdłużna analiza odstępów intergenetycznych jest bez wątpienia wielce użyteczna: rozszerza i systematyzuje zasób naszych wiadomości o dzietności kobiet z niedawnej przeszłości. Jednakże poprzestając tylko na niej skazujemy się na jednostronne i niepełne poznanie rzeczywistości.

Przekrojowa analiza płodności jest znacznie uboższa w miary kalendarza niż analiza wzdłużna. Jest to konsekwencją wielu przyczyn, wśród nich najważniejszą się wydaje supremacja analizy wzdłużnej nad przekrojową, podobnie jak to zresztą ma miejsce w demografii histo-

rycznej<sup>1</sup>. Naszym zdaniem supremacja ta jest mało uzasadniona. Z wielu względów wydaje się konieczne posługiwanie się tymi samymi miarami w analizie przekrojowej i wzdłużnej. Nasze stanowisko w tej sprawie opieramy na następujących przesłankach:

1) dla dokładnego rozpoznania zjawiska, jego właściwej interpretacji, a następnie ewentualne przewidywanie dalszego rozwoju czy też sterowania tym rozwojem, jest niezbędna zarówno analiza wzdłużna, jak i przekrojowa,

2) wyniki analizy wzdłużnej, poza pewnymi szczególnymi sytuacjami, nie są z reguły substytucyjne dla wyników w analizie przekrojowej<sup>2</sup>,

3) tylko zmiana kalendarza zjawiska w ujęciu wzdłużnym może spowodować zmianę kalendarza i (lub) intensywności w ujęciu przekrojowym, podobnie może oddziaływać sama zmiana intensywności bez zmiany kalendarza,

4) w przyszłości, przy odpowiednio rozwiniętej statystyce ludności, dysponując odpowiednio długimi seriami danych, będzie można ustalić zależności pomiędzy miarami intensywności i kalendarza w obu ujęciach z większą korzyścią dla przewidywania rozwoju populacja w czasie, również w obu ujęciach.

Być może, to co napisaliśmy wyżej jest obecnie truizmem w światowej literaturze przedmiotu, po wielkiej dyskusji na temat poprawności (czy też niekiedy wyższości) jednego typu analizy nad drugim, gdzie finalnym stwierdzeniem było właśnie to, że oba typy są niezbędne dla właściwego rozpoznania rzeczywistości. Jak pisze L. Henry, dziś już wiadomo, że nie odgrywają one takiej samej roli i że nie można traktować ujęcia poprzecznego jako hipotetycznego wzdłużnego, poza kilkoma wyjątkowymi sytuacjami w krajach rozwiniętych<sup>3</sup>. Tym niemniej,

<sup>1</sup> Zdaniem L. Henry, „demografia historyczna rozwijała się w okresie, kiedy analiza transwersalna, będąca niemal w wyłącznym użyciu, była przedmiotem wielu uzasadnionych krytyk. Ponadto analiza wzdłużna jest łatwiejsza niż przekrojowa, jeśli się wychodzi od rekonstrukcji rodzin. Kiedy jednak płodność zaczyna się zmieniać, chce się wiedzieć z jakim momentem czasu jest to związane. Żeby odpowiedzieć na to pytanie trzeba powrócić do analizy transwersalnej, to znaczy obliczać cząstkowe współczynniki płodności dla momentów obserwacji a nie dla lat trwania związku małżeńskiego”, (por. L. Henry, *Techniques d'analyse en démographie historique*, Paris 1980, s. 91)

<sup>2</sup> Stąd nie można twierdzić, że odstęp między urodzeniami w ujęciu wzdłużnym są lepsze od odstępów dla populacji hipotetycznych (ujęcie transwersalne). Tak samo błędem byłoby twierdzenie, że z braku danych populacji rzeczywistych można się zadowolić odstępami przekrojowymi.

<sup>3</sup> L. Henry, *Analiza wzdłużna i poprzeczna*, w: *Analiza kohortowa i jej zastosowanie*, pod red. S. Borowskiego, Warszawa 1976, s. 14. Por. też dyskusję na tej konferencji (Kiekrz 1973) w relacji M. Kędelskiego, *Analiza kohortowa — teoria i zastosowanie*, St. Demogr. 1974, nr 36, s. 6 oraz 10.

zwrócenie uwagi raz jeszcze na ten problem wydaje się nam konieczne, żeby znowu nie spotkać się z zarzutem, iż „po co wprowadzać do demografii nowe miary tak niedoskonałe jak odstępy transversalne, jeśli dysponuje się odstępami dla generacji i kohort rzeczywistych?” Owa niedoskonałość tych miar jest faktem i sami dawaliśmy temu wyraz w poprzednich artykułach<sup>4</sup>, ale nie oznacza to, żeby się z tymi miarami należało rozstać przed dokładnym rozpoznaniem ich istoty. Pozostając bowiem ciągle przy analogii odstępów z przekrojowymi prawdopodobieństwami powiększenia rodziny według formuły L. Henry'ego, to warto zwrócić uwagę, że odkrycie absurdalnych wartości  $a_i$  większych od 1, wcale nie pociągnęło wyrzucenie tych miar na „śmietnik historii demografii”. Po pierwsze,  $a_i$  w swej pierwotnej postaci, nawet pozbawione miana „prawdopodobieństwo”, dalej służą demografom jako współczynniki powiększenia rodziny do rozwiązywania wielu ważnych problemów technicznych i metodologicznych<sup>5</sup>, po drugie, okazało się możliwe zastosowanie pewnej poprawki, w wyniku czego można było pozostać przy poprzedniej nazwie prawdopodobieństwa<sup>6</sup>.

W niniejszym opracowaniu przedstawiamy pewien problem, który powstał na marginesie naszych poprzednich rozważań o odstępach intergenetycznych w analizie transversalnej, a któremu nadamy tutaj samodzielne znaczenie, niezależnie od tego, czy wyniki tej analizy można będzie utożsamiać z odstępami w kohorcie hipotetycznej, czy też nie. Wydaje się bowiem nam celowym i uzasadnionym postawienie niekiedy następujących pytań:

1) jaki odstęp czasu upłynął pomiędzy urodzeniem w danym roku kalendarzowym  $a$  dziecka kolejności  $p$  a urodzeniem poprzednim  $p-1$ ? — nazwiemy to pierwszym typem odstępów,

2) ile czasu upłynie między urodzeniem dziecka kolejności  $p$  w danym roku kalendarzowym  $a$  oraz  $p+1$  w przyszłości? — drugi typ odstępów.

Takie postawienie problemu jest interesujące co najmniej z jednego punktu widzenia: możliwości przeprowadzenia analizy wpływu różnych zdarzeń historycznych, związanych ze ściśle określonym momentem czasu, na długość rzeczywistych odstępów intergenetycznych. Takimi zdarzeniami mogą być: wojna, kryzys ekonomiczny, epidemia zarazy, nowa ustawa względem przerywania ciąży itp. Tego rodzaju wydarzenia mogą

<sup>4</sup> J. Paradysz, *Odstępy intergenetyczne a średni wiek w chwili rodzenia ostatniego dziecka w kohorcie hipotetycznej kobiet*, St. Demogr. 1932, nr 2, s. 68 i 71 oraz tenże, *Wieloregionalne odstępy intergenetyczne a przeciętny wiek rodzenia ostatniego dziecka w kohorcie hipotetycznej kobiet*, Studia Demograficzne 1982, nr 3, s. 45.

<sup>5</sup> P. Festy i J.-L. Rallu, *Constitution et reconstitution des familles françaises. Etat civil et recensements de 1968 et 1975*, Population nr 1, 1981, s. 63 - 92.

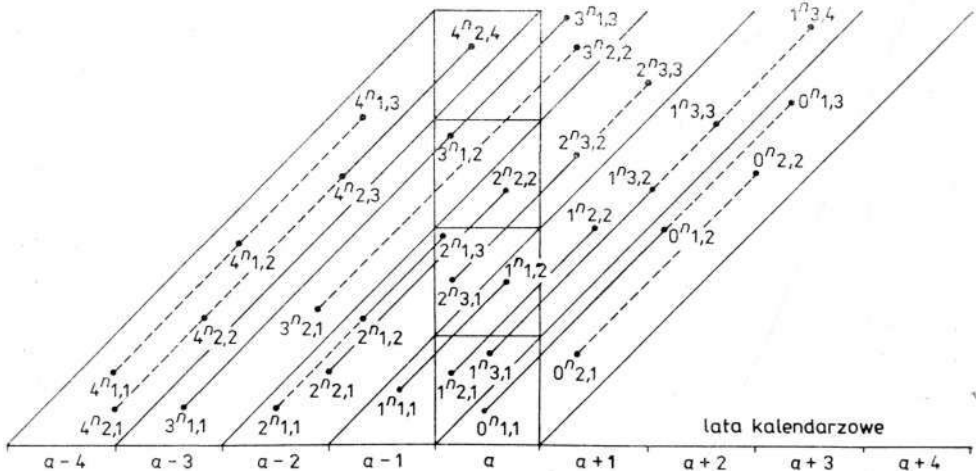
<sup>6</sup> Por. R. Pressat, *L'analyse démographique*. Wyd. 3, Paris 1973, s. 194-196.

wydłużać lub skracać odstępy pierwszego bądź drugiego rodzaju w kolejnych latach kalendarzowych. Wypada tu zauważyć, że trudno jest uzyskać odpowiedzi na powyższe pytania w tradycyjnej analizie odstępów w ramach kohort i generacji rzeczywistych, gdyż z reguły posługujemy się tam pięcioletnimi grupami generacji lub kohort. Pociąga to za sobą niwelowanie różnic między odstępami sprzed i po interesującym nas zdarzeniu historycznym. Ponadto, występują przy tym inne niedogodności natury technicznej, przy usuwaniu których sprowadza się całą rzecz do proponowanej przez nas analizy dodatkowo zdezagregowanej według kohort lub generacji rzeczywistych biorących udział w reprodukcji ludności w danym roku kalendarzowym.

Dla ilustracji problemu posłużymy się diagramem Lexisa, gdzie mamy wyłącznie rzeczywiste odstępy intergenetyczne<sup>7</sup>. Będziemy się tutaj interesować wyłącznie urodzeniami w konkretnym roku kalendarzowym  $a$  i kolejności  $p$ , które są:

- 1) na końcu intergenetycznego  $p-1$  (są odstępy pierwszego typu),
- 2) na początku odstępu intergenetycznego  $p$  (odstępy drugiego typu).

Jak widać na ryc. 1, urodzenia, które nie są ani pierwszymi, ani ostatnimi, dostarczają nam odstępów obu typów. Urodzenia pierwszej ko-



Ryc. 1. Ilustracja graficzna odstępów intergenetycznych, rzeczywistych, branych pod uwagę (oznaczono linią ciągłą) przy konstrukcji odstępów intergenetycznych w kohorcie hipotetycznej, gdzie na przykład  $4^1,2$   $n$  data urodzenia dziecka 2, w generacji 4 przez kobietę 1

<sup>7</sup> Zakładamy tutaj, że wszystkie generacje lub kohorty kobiet rodzące swe dzieci w roku  $a$  w momencie badania zakończyły już swój okres rozrodczy, czyli że rok  $a$  dzieli co najmniej 30 lat od „dzisiaj”. W praktyce możemy się zgodzić na krótszy okres niż 30 lat, co nie pociągnie, jak zdaje, zbyt dużych obciążeń wyników.

lejności wnoszą jedynie odstępy drugiego, zaś urodzenia ostatnie tylko pierwszego typu. Jedynaki, podobnie jak w analizie wzdłużnej, są wyłączone z analizy, gdyż mogą one dostarczyć informacji tylko o odstępach protogenetycznych, które tutaj opuszczamy dla większej komunikatywności naszych wywodów.

Pierwszy typ odstępów obliczymy według wzoru:

$$A(1, i, j, p-1, a) = n(1, i, j, p, a) - n(1, i, j, p-1, a),$$

gdzie

$p=2, 3, 4, \dots, d$ ,  $n(1, i, j, p, a)$  jest datą urodzenia dziecka  $p$  przez kobietę  $j$  należącą do generacji  $i$ , w roku kalendarzowym ( $a$ ), jedynka zaś oznacza pierwszy typ odstępu,

$n(1, i, j, p-1, a)$  oznacza datę urodzenia dziecka  $p-1$  przez tę samą kobietę  $j$  w dowolnym czasie poprzedzającym moment urodzenia dziecka  $p$ , czyli w zasadzie w latach poprzedzających rok  $a$ .

Drugi typ odstępów następujących po  $p$ -tym urodzeniu w roku kalendarzowym  $a$ :

$$B(2, i, j, p, a) = n(2, i, j, p+1, a) - n(2, i, j, p, a), \quad (2)$$

gdzie  $p=1, 2, 3, \dots, d-1$ , pozostałe wskaźniki oznaczają to samo, co poprzednio, dwójka zaś wskazuje drugi typ odstępów.

Średni odstęp pierwszego typu pomiędzy urodzeniami  $p-1$  oraz  $p$  w roku  $a$  wynosi

$$\bar{B}(1, p-1, a) = \frac{\sum_i \sum_j B(1, i, j, p-1, a)}{N(1, p, a)}, \quad (3)$$

gdzie

$N(1, p, a)$  — liczba kobiet rodzących dziecko  $p$  w roku  $a$ .

Analogicznie, średnia dla drugiego typu odstępów równa się

$$\bar{B}(2, p, a) = \frac{\sum_i \sum_j B(2, i, j, p, a)}{N(2, p+1, a)}, \quad (4)$$

gdzie

$N(2, p+1, a)$  — liczba kobiet rodzących dziecko  $p$  w roku  $a$  a  $(p+1)$ -wsze później, w dowolnym roku następującym po roku  $a$ .

Dla pełniejszej charakterystyki rozkładów tych odstępów warto jest policzyć cztery pierwsze momenty centralne i następnie miary zmienności, skośności oraz spłaszczenia. Ogólnie, w obu przypadkach momentem centralnym będzie

$$M(r, \cdot, p, a) = \frac{\sum_i \sum_j [B(\cdot, i, j, p, a) - \bar{B}(\cdot, p, a)]^r}{N(\cdot, p, a)}, \quad (5)$$

gdzie  $r$  oznacza rząd momentu, a kropka  $\cdot$  jest symbolem typu odstępu.

Dotychczas opieraliśmy się na odstępach rzeczywistych, odpowiednio je porządkując. Obecnie wprowadzimy pojęcie nieco bardziej abstrakcyjne, a mianowicie średni odstęp intergenetyczny jako średnią ważoną obydwu typów odstępów<sup>8</sup>. Dany on jest w postaci wzoru (6).

$$\bar{B}(p, a) = \frac{\sum_i \sum_j B(1, i, j, p, a) + \sum_i \sum_j B(2, i, j, p, a)}{N(1, p+1, a) + N(2, p+1, a)} \quad (6)$$

Uwzględniając zaś (3) i (4) możemy napisać

$$\bar{B}(p, a) = \frac{N(1, p+1, a) \cdot \bar{B}(1, p, a) + N(2, p+1, a) \cdot \bar{B}(2, p, a)}{N(1, p+1, a) + N(2, p+1, a)} \quad (7)$$

i po pewnych przekształceniach

$$\bar{B}(p, a) = \frac{\bar{B}(1, p, a)}{1 + \frac{N(2, p+1, a)}{N(1, p+1, a)}} + \frac{\bar{B}(2, p, a)}{1 + \frac{N(1, p+1, a)}{N(2, p+1, a)}} \quad (8)$$

Dzięki formule (8) łatwo można się zorientować, że:

$\bar{B}(p, a)$  zawarty jest w przedziale  $\bar{B}(1, p, a)$  oraz  $\bar{B}(2, p, a)$  i nie może przyjmować wartości ani absurdalnie dużych, ani małych, a więc jego granicami są wartości rzeczywiste odstępów intergenetycznych,

jeśli  $\bar{B}(1, p, a) \neq \bar{B}(2, p, a)$ , to zmiana jedynie relacji  $N(1, p+1, a) : N(2, p+1, a)$  bez zmiany obu typów odstępów powoduje zmianę  $\bar{B}(p, a)$ , co oznacza, że zależy on silnie od struktury urodzeń według typu odstepu,

jeśli struktura urodzeń według kolejności ani też struktura wieku kobiet nie ulega zmianie w dostatecznie długim czasie, to  $\bar{B}(p, a)$  jest równy zwykłej, nieważonej średniej obu odstępów,

obliczanie  $\bar{B}(2, p, a)$  oraz w konsekwencji  $\bar{B}(p, a)$  jest możliwe tylko w przypadku, gdy znana jest historia prokreacji wszystkich kobiet we wszystkich generacjach mogących rodić w roku kalendarzowym  $a$  (por. przypis 7).

Ta czwarta właściwość średnioważonego odstepu intergenetycznego ogranicza zastosowanie formuł 4 oraz 6 - 8 do populacji historycznych, a więc takich gdzie najmłodsza z generacji kobiet zakończyła już swój okres rozrodczy. W analizie bieżącej natomiast musimy się ograniczyć

<sup>8</sup> Być może warto byłoby sprawdzić jeszcze inny typ odstępów rzeczywistych, których średnia mogłaby być również szacunkiem odstepu dla populacji hipotetycznej. Chodzi tu mianowicie o odstepy biorące okragiem rok  $a$ , to znaczy urodzenie  $p-1$  rodzi się przed rokiem  $a$ , natomiast urodzenie  $p$  po tym roku. Takie traktowanie problemu wydawało się nam jednak nieco sztuczne, zastosowana zaś statystyczna analiza odstępów typu 1 i 2 wydaje się nam bardziej interesująca i merytorycznie łatwiejsza w interpretacji.

do odstępów typu 1. Jest jednak w powyższych formułach rzecz znacznie bardziej krępująca, to znaczy ich zależność od rozkładu kobiet według wieku. Jak to bowiem wykazano na przykładzie Francji (dane za lata 1945-1975), odstępów tej samej kolejności silnie zależą od wieku kobiet. Maksymalną długością trzech pierwszych odstępów charakteryzowały się kobiety rodzące pierwsze z dwojga dzieci w wieku około 30 lat (odstęp od 3,5 do 4 lat), podczas gdy najmłodsze i najstarsze matki miały odstępów wyraźnie niższe, zaś krzywa tego rozkładu miała postać paraboli<sup>9</sup>. Stąd wniosek, że należy także i tutaj budować miary niezależne od struktury kobiet według wieku. Dla pokonania tej trudności obliczymy sobie średni okres oczekiwania na dziecko  $p$  w każdej generacji  $i$ :

$$\bar{B}(1, i, p-1, a) = \frac{\sum_j B(1, i, j, p-1, a)}{N(1, i, p)}, \quad (9)$$

a następnie przeważymy je przez udział generacji mających dziecko  $p$ , czyli

$$\bar{B}(1, p-1, a) = \frac{\sum_i \bar{B}(1, i, p-1, a) \cdot \frac{N(1, i, p)}{N(i, 0)}}{\sum_i \frac{N(1, i, p)}{N(i, 0)}}, \quad (10)$$

gdzie  $N(i, 0)$  — liczba kobiet w generacji  $i$  na początku małżeństwa lub w wieku 15 lat.

Podobnie postępujemy z odstępami intergenetycznymi drugiego typu

$$\bar{B}(2, i, p, a) = \frac{\sum_j B(2, i, j, p, a)}{N(2, i, p+1)}, \quad (11)$$

oraz

$$\bar{B}(2, p, a) = \frac{\sum_i \bar{B}(2, i, p, a) \cdot \frac{N(2, i, p+1)}{N(i, 0)}}{\sum_i \frac{N(2, i, p+1)}{N(i, 0)}}. \quad (12)$$

W końcu średnioważony odstęp intergenetyczny wyniesie

$$\bar{B}(p, a) = \frac{\sum_i \bar{B}(1, i, p, a) \cdot \frac{N(1, i, p+1)}{N(i, 0)} + \sum_i \bar{B}(2, i, p, a) \cdot \frac{N(2, i, p+1)}{N(i, 0)}}{\sum_i \frac{N(1, i, p+1)}{N(i, 0)} + \sum_i \frac{N(2, i, p+1)}{N(i, 0)}} \quad (13)$$

lub

$$B(p, a) = \frac{\bar{B}(1, p, a) \cdot \sum_i \frac{N(1, i, p+1)}{N(i, 0)} + \bar{B}(2, i, p+1) \cdot \sum_i \frac{N(2, i, p+1)}{N(i, 0)}}{\sum_i \frac{N(1, i, p+1)}{N(i, 0)} + \sum_i \frac{N(2, i, p+1)}{N(i, 0)}}, \quad (14)$$

po pewnych przekształceniach zaś bardziej elegancko

$$\bar{B}(p, a) = \frac{\bar{B}(1, p, a)}{1 + \sum_i \frac{N(2, i, p+1)}{N(i, 0)} : \sum_i \frac{N(1, i, p+1)}{N(i, 0)}} + \frac{\bar{B}(2, p, a)}{1 + \sum_i \frac{N(1, i, p+1)}{N(i, 0)} : \sum_i \frac{N(2, i, p+1)}{N(i, 0)}}. \quad (15)$$

Jak łatwo zauważyć, gdy struktura kobiet według wieku jest w miarę jednolita, to znaczy  $N(0, 0) = N(1, 0) = N(2, 0) = \dots$  wówczas formuły (10) oraz (12) - (15) redukują się do postaci we wzorach (2) - (4) i (6) - (8).

Dane statystyczne. Analiza odstępów przekrojowych typu 1, a niekiedy także typu 2 jest możliwa wszędzie tam, gdzie liczy się odstęp w sposób konwencjonalny w analizie wzdłużnej, na przykład na podstawie specjalnych badań ankietowych. W niektórych krajach (Czechosłowacja, Belgia, Francja) co roku publikuje się odstęp intergeneracyjny pochodzący z rejestracji bieżącej. Na podstawie tych danych już bezpośrednio jest możliwa analiza odstępów intergeneracyjnych typu 1. Jednakże dla Francji, gdzie interesujące nas dane są publikowane już od 1959 r., jest możliwa analiza także odstępów typu 2, pod warunkiem, że wykona się pewne wstępne szacunki i rozbije według generacji lub lat trwania związku małżeńskiego. Są to bowiem odstęp w postaci  $B(1, p, a)$ .

Weryfikacja empiryczna proponowanych metod. Weryfikacji empirycznej dokonaliśmy na materiale statystycznym zebrany w gminie Dopiewo (woj. poznańskie) w 1976 r. Była to ankieta w sprawie wielkości rodziny przeprowadzona przez ówczesny Zakład Statystyki Ekonomicznej i Demografii Akademii Ekonomicznej w Poznaniu. Obliczeń dokonano na EMC według programu wykonanego w UOPI Akademii Ekonomicznej w Poznaniu<sup>10</sup>. Dotychczasowy program na maszynę cyfrową przewiduje obliczanie podstawowych charakterystyk opisu statystycznego rozkładów obu typów odstępów: średnia arytmetyczna, odchylenie standardowe, oraz współczynniki: asymetrii, koncentracji i zmienności. Wyniki obliczeń zamieszczamy w tabeli, gdzie

<sup>10</sup> Autorką programu jest mgr E. Gołata, której wyrażam serdeczne podziękowanie. Dziękuję też bardzo mgr mgr A. Kasprzyk oraz A. Chmielewskiej-Wawrzyniak.



Statystyczna analiza odstępów w ujęciu przekrojowym pomiędzy urodzeniami poszczególnych kolejności w gminie Dopiewo (woj. poznańskie)

	Rok	Odstęp typu 1				Odstęp typu 2				Średni odstęp obu typów
		B(1)	W <sub>as</sub>	W <sub>kon</sub>	V	B(2)	W <sub>as</sub>	W <sub>kon</sub>	V	
Odstęp pomiędzy urodzeniem pierwszego i drugiego dziecka	1946	34,5	0,76	1,95	98,6	31,3	0,09	2,90	50,1	32,2
	1947	51,0	0,80	2,47	93,8	21,8	-0,73	3,09	43,6	34,0
	1948	31,9	1,68	4,33	71,0	26,4	1,09	4,58	32,4	28,5
	1949	42,6	1,88	5,95	81,0	31,7	1,19	3,33	29,9	39,2
	1950	33,4	1,71	6,35	49,4	36,5	0,52	1,42	66,9	34,8
	1951	36,4	1,91	6,88	67,5	36,1	0,91	3,16	65,9	36,3
	1952	30,5	0,62	2,17	40,6	35,1	0,47	2,15	38,8	32,3
	1953	32,0	2,98	10,71	107,1	32,8	1,09	5,92	32,0	32,5
	1954	38,9	0,08	1,21	26,9	34,3	0,35	1,43	47,0	35,5
	1955	41,0	1,85	4,93	90,4	32,8	-0,59	1,82	29,4	36,9
	1956	25,0	0,54	3,03	27,7	25,3	0,15	2,22	33,4	25,2
	1957	44,1	1,82	5,42	85,3	36,1	0,47	2,32	36,2	40,6
	1958	35,1	1,23	4,73	51,8	46,7	0,74	3,19	24,3	40,3
	1959	35,4	0,65	2,05	37,2	40,4	-0,32	1,73	35,8	37,8
	1960	30,1	2,63	9,97	57,9	37,3	0,97	3,07	56,5	33,7
	1961	31,1	0,17	1,67	51,1	31,6	2,22	7,12	75,4	31,4
	1962	36,5	2,12	6,68	92,2	41,1	1,59	5,27	56,6	38,5
	1963	40,9	1,30	4,90	55,1	32,4	1,21	3,78	62,0	37,0
	1964	34,2	0,79	2,66	51,5	29,6	1,09	2,64	44,3	32,0
	1965	24,6	1,66	4,98	40,2	33,7	0,14	1,61	42,7	28,6
1966	29,6	1,49	4,12	46,9	31,5	1,72	5,80	46,0	30,7	
1967	41,3	1,33	4,19	58,8	42,1	0,55	1,87	51,6	41,6	
1968	37,8	1,66	4,83	73,3	44,0	1,23	3,26	49,9	40,6	
1969	43,3	0,01	1,83	36,9	30,9	0,25	1,58	31,9	35,8	
1970	51,6	0,49	1,62	64,7	35,5	-0,71	3,48	29,2	44,8	
Odstęp pomiędzy urodzeniem drugiego i trzeciego dziecka	1946	59,1	1,67	5,59	63,2	33,9	0,38	1,61	38,1	50,1
	1947	82,1	0,00	1,17	65,1	40,6	2,13	6,22	66,9	61,7
	1948	41,3	1,13	3,09	69,1	36,8	1,10	3,62	74,3	39,4
	1949	64,9	0,82	1,76	98,4	39,7	1,27	4,42	50,8	49,2
	1950	45,6	1,93	5,58	80,3	36,3	3,21	14,21	58,9	40,0
	1951	29,0	0,71	2,67	40,7	49,4	0,00	2,95	34,4	38,7
	1952	30,2	-0,36	2,22	28,5	39,1	-0,03	1,94	37,5	34,9
	1953	34,5	0,47	2,00	33,8	40,8	-1,12	2,77	33,6	36,9
	1954	40,6	0,01	1,77	34,4	28,6	0,08	1,24	55,2	37,1
	1955	36,3	0,02	3,71	44,0	26,9	0,87	2,41	44,5	31,9
	1956	45,6	1,36	4,34	61,1	58,0	0,18	2,30	48,9	51,2
	1957	52,1	0,35	2,08	47,6	41,9	1,91	5,34	84,0	47,6
	1958	43,4	0,69	2,04	63,9	49,6	0,01	1,29	50,8	45,7
	1959	30,8	1,83	6,10	46,9	48,6	1,11	2,85	50,8	41,2
	1960	23,2	0,71	1,99	47,9	54,9	-1,40	3,55	16,5	43,1
	1961	55,3	1,35	3,57	61,3	43,8	-0,28	1,29	43,6	51,2
	1962	38,0	0,15	2,95	46,9	46,7	0,32	2,29	47,7	44,5
	1963	38,6	0,47	2,40	48,8	44,6	1,13	2,28	101,3	40,4
	1964	34,5	0,46	2,88	35,8	52,7	1,55	4,35	54,6	45,1
	1965	55,0	0,49	1,81	62,2	40,0	1,30	3,13	90,7	48,3
1966	55,1	0,70	2,47	65,7	70,4	-0,58	2,92	39,7	58,9	
1967	34,8	1,91	5,03	69,3	44,5	0,56	1,86	42,0	39,9	
1968	63,6	1,29	3,09	30,6	54,4	0,40	1,93	50,7	60,5	

$B$  oznacza przeciętny odstęp w miesiącach,  $W_{as}$  współczynnik asymetrii,  $W_{kon}$  współczynnik koncentracji, a  $V$  współczynnik zmienności. Ograniczyliśmy się jedynie do dwóch pierwszych odstępów intergenetycznych z powodu stosunkowo mało licznej zbiorowości (około 800 rodzin z gminy Dopiewo). Tak mała zbiorowość „daje” rocznie od kilkunastu do kilkudziesięciu urodzeń różnych kolejności. Jak łatwo zobaczyć w tabeli 1 poszczególne miary, z powodu małych liczb obserwacji w latach kalendarzowych, zachowują się dość „chimerycznie” i trudno się dopatrzeć prawidłowości. Jest jednak mały wyjątek od tej reguły: średni odstęp intergenetyczny obu typów, który obliczony na podstawie liczebności średnio dwukrotnie większych niż poszczególne typy z osobna, pozwala nam dostrzec pewne punkty zwrotne w naszej serii liczb. Tymi punktami są gwałtowne skoki odstępów w niektórych latach: 1948/49, 1956/57 oraz 1966/67. Przynajmniej dwa pierwsze z tych skoków dałyby się wytłumaczyć: w latach czterdziestych sytuacją polityczną, zaś w latach 1956/57 wprowadzeniem bardzo liberalnej ustawy zezwalającej na przerywanie ciąży. W przypadku odstępów pomiędzy drugim i trzecim dzieckiem nieregularności są już dużo większe i trudno się dziwić. Liczebności są tu znacznie mniejsze i znacznie rzadziej spotyka się rodziny z trojgiem i więcej niż z dwojgiem i więcej dzieci. I chociaż Dopiewo jest gminą wiejską, leży blisko Poznania, a więc wpływ praktyk maltuzjańskich jest większy niż w przeciętnej wsi w Wielkopolsce.

Mała liczebność próby miała na naszym etapie weryfikacji metody także swoje zalety. Otóż, wszelkie możliwe błędy popełnione przy konstrukcji formuł mają większe szanse ujawnienia się w odniesieniu do małej zbiorowości, gdzie „każdy rezultat jest możliwy”. W naszym przypadku nic takiego nie wystąpiło i możemy uważać, że sposób postępowania jest słuszny, a wzory analityczne poprawne. Tym niemniej, z naszej analizy należy wyciągnąć też wniosek, że dla zbadania odstępów nawet pomiędzy kilkoma pierwszymi kolejnościami urodzeń, liczba rodzin winna być znacznie większa i wynosić, co najmniej, kilka tysięcy. W przypadku dysponowania mniejszymi zbiorowościami statystycznymi można się ratować agregowaniem różnych kolejności urodzeń lub różnych, po sobie następujących, lat kalendarzowych, ale zawsze łączy się to z niwelowaniem różnic, które badamy, czyli ze stratą informacji statystycznej.

## BIRTH INTERVALS IN THE GROSS-SECTIONAL ANALYSIS OF FERTILITY

### Summary

Real birth intervals are traditionally examined only in the longitudinal approach and in the relation to cohorts and generations. Nevertheless it seems justified to make sometimes several queries:

1) what is the time lag between the birth in a given calendar year  $a$  of a child of the  $p$ -sequence and the previous birth  $p-1$ ,

2) how much time must pass between the birth  $p$ -sequence child in a given calendar year  $a$  and the  $p+1$  child born later.

Such an exposition of the problem seems interesting from at least one point of view: a possibility of analysing the effect of various historical events, related closely to the defined time span, on the length of real birth intervals. Such historical events are war, economic crisis, epidemic of pest, new regulation of abortion. All those events can prolong or shorten the type 1 and 2 intervals in the succeeding calendar years.

Currently, from one year to another, only the type 1 intervals can be traced, while the calculation of the type 2 intervals takes theoretically approximately 30 years, until the youngest of generations will complete its period of fertility. In practice that period can be substantially shortened. Those problems are not encountered in relation to the deceased populations reconstructed on the grounds of parish registers.