Bartosz Ogórek

Uniwersytet Pedagogiczny im. Komisji Edukacji Narodowej w Krakowie,

Wydział Humanistyczny

email: bartosz.ogorek@up.krakow.pl

Model Bourgeois-Pichata w badaniach demograficzno-historycznych

The Bourgeois-Pichat Model in Demographic-Historical Research

Abstrakt

Celem artykułu jest przedstawienie istoty tzw. modelu biometrycznego umieralności niemowląt, zwanego od nazwiska jego twórcy modelem Bourgeois-Pichata, a także omówienie procedury obliczeniowej modelu i jego trzech najistotniejszych własności.

Abstract

The article is intended to present the essence of the so-called biometric model of infant mortality, which is also named the Bourgeois-Pichat model after its creator. The other aim is to discuss the computational procedure of the model and its three most important properties.

Będący przedmiotem niniejszego artykułu model biometryczny umieralności niemowląt został zaproponowany przez francuskiego badacza, demografa i wieloletniego dyrektora paryskiego Narodowego Instytutu Badań Demograficznych (INED) Jeana Bourgeois-Pichata¹ już w roku 1950 i choć początkowo miał on zastosowanie głównie w statystyce medycznej, został wykorzystany później zarówno przez demografów, jak i demografów historycznych. Jego recepcja w polskiej demografii historycznej była jednak dość ograniczona, gdyż wykorzystany

¹ Michel L. Lévy, „In Memoriam”, *Population et Societes. Bulletin Mensuel d'Information Demographiques, Economiques, Sociales* 246 (1990): 1.

został dopiero przez Edmunda Piaseckiego w klasycznej już monografii dotyczącej ludności parafii Bejsce². O szersze wykorzystanie modelu apelował niedawno na łamach „Przeszłości Demograficznej Polski” Cezary Kukło, wytyczając program dalszych badań nad strukturami demograficznymi rodzin na ziemiach polskich³. Jednocześnie, wobec postępującej kwantyfikacji badań demograficzno-historycznych, oraz coraz szerszego dostępu do programów statystycznych pozwalających na dość proste wykonywanie zaawansowanych obliczeniowo procedur, warto przypomnieć model Bourgeois-Pichata i jego podstawowe możliwości wykorzystania.

Model posiada co najmniej trzy niezwykle istotne z punktu widzenia demografii i demografii historycznej własności:

1. Wyodrębnienie umieralności endogenicznej, spowodowanej przez wady wrodzone i niedorozwój, oraz umieralności egzogenicznej, spowodowanej przez inne przyczyny zgonów (głównie choroby zakaźne i zatrucia pokarmowe).
2. Ocena jakości rejestracji zgonów niemowląt.
3. Możliwość oszacowania uśrednionej długości karmienia niemowląt pierśią.

Bourgeois-Pichat zauważył, iż w przypadku gatunku *homo sapiens* umieralność niemowląt w pierwszym roku życia jest zależna od masy ich ciała, a co za tym idzie, od liczby dni, które upłynęły od momentu urodzenia⁴. Zaobserwowany przez badacza efekt jest ewidentny przy graficznym przedstawieniu skumulowanej umieralności niemowląt na przestrzeni pierwszych 365 dni życia. Jeżeli dokonamy logarytmicznego przekształcenia miary czasu (wzór poniżej), to krzywa łącząca punkty reprezentujące skumulowaną umieralność do poszczególnych miesięcy życia będzie bardzo bliska linii prostej. Jeżeli więc liczba urodzeń oraz rozkład zgonów niemowląt według wieku podawanego w dniach, tygodniach, lub miesiącach w danym roku są nam znane, możemy zastosować model wyrażony wzorem:

² Edmund Piasecki, *Ludność parafii bejskiej (woj. kieleckie) w świetle ksiąg metrykalnych z XVIII–XX w. Studium demograficzne* (Warszawa–Wrocław: PWN, 1990), 49–63. Zob. również Bartosz Ogórek, „Populacja Krakowa w kontekście długofalowych procesów demograficznych na przełomie XIX i XX wieku”, *Przeszłość Demograficzna Polski* 32 (2013): 25–87.

³ Cezary Kukło, „O potrzebie intensyfikacji badań nad strukturami demograficznymi rodzin na ziemiach polskich do początku XX wieku”, *Przeszłość Demograficzna Polski* 37 (2015): 28–29.

⁴ Jean Bourgeois-Pichat, „Analyse de la mortalité infantile”, *Revue de l'Institut International de Statistique* 18 (1950): 45–68; tenże, „La mesure de la mortalité infantile. I: Principes et méthodes”, *Population* 6 (1951), 2: 233–248; tenże, „La mesure de la mortalité infantile. II: Les causes de décès”, *Population* 6 (1951), 3: 459–480. Por. Jacques Vallin, Giovanni Berlinguer, „From Endogenous Mortality to the Maximum Human Life Span”, w: *Demography: Analysis and Synthesis*, t. 2, red. Graziella Caselli, Jacques Vallin, Guillaume Wunsch (Amsterdam–Tokyo: Elsevier, 2006), 97–99.

$${}_sIMR_n = a + b(\ln(n+1))$$

gdzie ${}_sIMR_n$ to skumulowany współczynnik umieralności niemowląt do n -tego dnia od urodzenia, a oraz b to parametry modelu, zaś n to liczba dni od urodzenia. Model ten szacowany jest za pomocą metody najmniejszych kwadratów na podstawie danych o zgonach niemowląt powyżej pierwszego miesiąca życia. Parametr a informuje nas o wysokości umieralności endogenicznej, zaś drugi składnik sumy o wysokości umieralności egzogenicznej.

Rysunek 1. Schematyczne przedstawienie logiki modelu biometrycznego Jeana Bourgeois-Pichata

Źródło: opracowanie własne na podstawie Jean Bourgeois-Pichat, „Analyse”.

Logikę modelu w formie graficznej zaprezentowano na rysunku 1. W wyniku modelowania uzyskujemy prostą łączącą punkty B oraz Z obrazującą skumulowaną wartość całkowitej umieralności niemowląt w każdym z punktów czasu. Rzutując poszczególne punkty tej prostej na oś rzędnych, możemy odczytać wartości odpowiadające poziomom poszczególnych rodzajów umieralności. I tak, wartość dla punktu B to szacowany poziom umieralności endogenicznej

(z przyczyn wrodzonych) niemowląt w danej populacji (równy wielkości parametru a), różnica między wartością dla punktu A i punktu B to szacowany poziom umieralności egzogenicznej (z przyczyn zewnętrznych) w pierwszym miesiącu życia w danej populacji. Wreszcie różnica między wartością dla punktu Z i punktu A to szacowany poziom właściwej umieralności egzogenicznej niemowląt w danej populacji.

Przyjrzyjmy się, jak wygląda zastosowanie modelu w praktyce na przykładzie danych o umieralności niemowląt urodzonych w Wiedniu w roku 1887 (tab. 1). W kolumnie drugiej zawarto dane surowe, tj. liczbę zgonów w poszczególnych okresach ograniczonych liczbą dni od urodzenia. I tak, przykładowo, w pierwszym dniu po urodzeniu zmarło w Wiedniu w 1887 roku 617 dzieci, zaś między dniem 31. i 60. (w drugim miesiącu życia) – 590.

Dane te należy następnie sumować tak, aby uzyskać skumulowaną liczbę zgonów dla okresu od urodzenia do górnej granicy przedziału (tab. 1 – kol. 3). W praktyce więc sumujemy liczbę zgonów, które miały miejsce w danym przedziale oraz w przedziałach poprzednich, aby dowiedzieć się, ile dzieci zmarło przed ukończeniem 2 dni, 3 dni, ..., 3 miesięcy, roku itd. Przykładowo, skumulowana liczba zgonów dla przedziału 22–30 informuje nas, że 2185 dzieci zmarło przed upływem 30 dni od urodzenia. Rzecz jasna, skumulowana liczba zgonów dla ostatniego przedziału jest równa całkowitej liczbie zgonów niemowląt w danym roku. Kolumna ta pozwala nam następnie obliczyć skumulowany współczynnik zgonów ($sIMR_i$) dla każdego przedziału. Obliczamy go według wzoru:

$$sIMR_i = \frac{sID_i}{B} \times 1000,$$

gdzie sID_i oznacza skumulowaną liczbę zgonów niemowląt w przedziale i , zaś B – liczbę urodzeń w danym roku. Potrzebna jest więc również informacja dotycząca liczby urodzeń w badanej populacji. W przypadku Wiednia w 1887 roku liczba ta wynosi 27 133 urodzenia. Wartość dla ostatniego przedziału (czyli dla 365 dnia od urodzenia) jest równa rocznemu współczynnikowi umieralności niemowląt. W kolejnym kroku możemy przekształcić liczby dni stanowiące górne granice przedziałów zgodnie ze wzorem zaproponowanym przez Bourgeois-Pichata (tab. 1 – kol. 5), tj.

$$(\ln(n+1))^3,$$

gdzie n to liczba dni od urodzenia. Wartość dla pierwszego dnia wynosi 0,33, gdyż

$$(\ln(1+1))^3 = (\ln(2))^3 = 0,69^3 = 0,33,$$

zaś dla końca trzeciego miesiąca życia:

$$(\ln(90+1))^3 = (\ln(91))^3 = 4,51^3 = 91,97.$$

Przy analizie graficznej wartości te zostaną odłożone na osi odciętych, na osi rzędnych znajdują się z kolei wartości realnego i szacowanego skumulowanego współczynnika zgonów.

Dzięki opisanym powyżej procedurom otrzymujemy wszystkie dane potrzebne do oszacowania skumulowanego współczynnika umieralności niemowląt metodą modelu biometrycznego. Jeżeli pracujemy w pakiecie statystycznym oferującym liniowe modele regresji, wystarczy stworzyć model liniowy, w którym zmienną zależną jest skumulowany współczynnik zgonów (sIMR) dla kolejnych, pełnych miesięcy, poczynając od 30 dni po urodzeniu, a zmienną niezależną przekształcenie liczby dni ($\ln_dni$). W pakiecie R i programie Stata komendy przyjmą odpowiednio formę:

$\ln(sIMR \sim \ln_dni)$ [R],
reg sIMR $\ln_dni$ [Stata].

Otrzymane tabele wynikowe modelu zawierają informację o wartości współczynnika regresji (będzie to nasz parametr b) oraz stałej (będzie to nasz parametr a).

Jeżeli obliczeń dokonujemy w arkuszu kalkulacyjnym Excel przy ustalaniu parametrów a i b modelu metodą najmniejszych kwadratów, możemy posłużyć się dodatkiem SOLVER. W każdej komórce kolumny, w której chcemy uzyskać szacowany skumulowany współczynnik umieralności (tab. 1 – kol. 6), wpisujemy formułę zgodną z funkcją modelu biometrycznego, a więc:

= [adres komórki, w której będziemy przechowywać parametr a] +
+ [adres komórki, w której będziemy przechowywać parametr b] ×
× [adres komórki zawierające przekształcenie logarytmiczne liczby dni
dla odpowiedniej górnej granicy przedziału]⁵.

Musimy również zaproponować dowolne początkowe, niezerowe wartości parametrów a i b (np. 10 i 1). W ten sposób uzyskamy pierwszy, całkowicie nietrafiony szacunek skumulowanego współczynnika umieralności. Jest on nam jednak potrzebny, aby utworzyć dodatkową kolumnę (7) zawierającą kwadrat różnicy między rzeczywistym (obliczonym) a szacowanym skumulowanym współczynnikiem umieralności. Należy pamiętać, że kwadrat różnicy jest istotny wyłącznie

⁵ W przypadku komórek parametrów pamiętać należy o zastosowaniu adresowania bezwzględnego.

Tabela 1. Procedura obliczeniowa modelu biometrycznego dla zgonów niemowląt w Wiedniu w 1887 roku

Dni od urodzenia	Liczba zgonów	Skumulowana liczba zgonów	Skumulowany współczynnik umieralności	Przekształcenie liczby dni $[(\ln(\text{górną granicę przedziału dni} + 1))^3]$	Szacowany skumulowany współczynnik umieralności (model biometryczny)	Kwadrat różnicy $[(6) - (4)]^2$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1	617	617	22,74	0,33	54,75	–
2	159	776	28,60	1,33	55,44	–
3	94	870	32,06	2,66	56,37	–
4	72	942	34,72	4,17	57,42	–
5	56	998	36,78	5,75	58,52	–
6	58	1056	38,92	7,37	59,64	–
7	40	1096	40,39	8,99	60,77	–
8–14	492	1588	58,53	19,86	68,32	–
15–21	377	1965	72,42	29,53	75,04	–
22–30	220	2185	80,53	40,49	82,65	4,51
31–60	590	2775	102,27	69,47	102,78	0,26
61–90	469	3244	119,56	91,79	118,29	1,62
91–120	369	3613	133,16	110,30	131,15	4,04
121–150	274	3887	143,26	126,30	142,26	0,99
151–180	257	4144	152,73	140,49	152,12	0,38
181–210	223	4367	160,95	153,29	161,01	0,00
211–240	214	4581	168,83	165,00	169,15	0,10
241–270	221	4802	176,98	175,82	176,66	0,10
271–300	156	4958	182,73	185,89	183,66	0,86
301–330	174	5132	189,14	195,33	190,21	1,15
331–365	191	5323	196,18	204,22	196,39	0,04
Ogółem	5323	–	–	–	–	14,06

Uwaga: liczba urodzeń wynosi 27 133.

Źródło: obliczenia własne na podstawie „Österreichisches Städtebuch”, Jg. 2 (Wien: Druck und Verlag von Carl Gerold's Sohn, 1887), 44–45.

dla przedziałów zawierających dane na koniec pełnych miesięcy od urodzenia (a więc 30, 60, 90, 120, 150, 180, 210, 240, 270, 300, 330 i 365 dni). Kwadraty różnic dla tych przedziałów sumujemy i przechodzimy do zakładki DANE, by w obszarze ANALIZA wybrać opcję SOLVER. Wybranie tej opcji wywoła okno dialogowe, w którym możemy zdefiniować parametry dodatku SOLVER. Naszą komórką celu będzie w tym wypadku komórka zawierająca sumę kwadratów różnic, zaś w opcji „na” ustawiamy wartość „min.” – chcemy bowiem, żeby program tak dobrał parametry funkcji, aby suma kwadratów różnic była możliwie jak

najmniejsza. Pozostaje nam jeszcze wskazać, w których komórkach przechowujemy wartości dla parametrów a oraz b – dokonujemy tego przez zaznaczenie ich w obszarze „przez zmienianie komórek zmiennych”. Następnie wciskamy przycisk „rozwiąż”. W wyniku tej procedury Excel zmieni dotychczasowe wartości parametrów na najlepiej dopasowujące model do rzeczywistego skumulowanego współczynnika zgonów. W przypadku prezentowanych tu danych powinniśmy uzyskać wartości:

$$a = 54,52 \text{ oraz } b = 0,69.$$

Uzyskane w wyniku procedur obliczeniowych: skumulowany współczynnik umieralności i szacunkowy skumulowany współczynnik umieralności przedstawiono na wykresie 1. Jak widzimy, czarna prosta ilustrująca funkcję modelu przecina oś rzędnych w punkcie równym parametrowi a , tj. 54,52 – tyle wynosi również wielkość umieralności endogenicznej. Szacowana na podstawie modelu umieralność egzogeniczna wynosi więc 141,87 (gdyż maksymalna wartość modelu, czyli szacowany skumulowany współczynnik umieralności dla końca 12. miesiąca, równa się 196,39, a pomniejszony o wysokość umieralności endogenicznej – 54,52 wyniesie właśnie 141,87).

Jak już wspomniano, model Bourgeois-Pichata pozwala na oddzielenie zagregowanego poziomu umieralności endogenicznej (związanej z deformacjami i wadami rozwoju płodowego) od umieralności egzogenicznej (spowodowanej chorobami i wypadkami) bez wiadomości o faktycznych przyczynach zgonów niemowląt, co stanowi pierwszą własność modelu.

Wykres 1. Przykład zastosowania modelu Bourgeois-Pichata do danych rzeczywistych.
Zgony niemowląt ogółem w Wiedniu w 1887 roku

Źródło: jak pod tabelą 1.

Budowane na tej podstawie zarówno przez twórcę metody, jak i późniejszych badaczy modele wskazywały, że przy dostatecznie dużej liczbie obserwacji i dobrej jakości rejestracji umieralność endogeniczna nie powinna być niższa niż 15%⁶. Ta druga własność modelu została wykorzystana do detekcji niedorejestracji zgonów niemowląt w pierwszych czterech tygodniach życia (a więc zazwyczaj przed chrztem i wpisem do ksiąg metrykalnych), znacząco zaniżającej wymiar umieralności endogenicznej⁷. Oznacza to, że zarówno bezwzględnie niskie wartości parametru a , jak i relatywnie niewielki jego udział w skumulowanym współczynniku umieralności na koniec 12. miesiąca życia powinny wzbudzić podejrzenia badacza, iż ma on do czynienia z danymi wadliwymi. Jednak zamiast wyłącznie stawiać sztywne granice wartościom parametrów modelu, świadczące o wiarygodności bądź wadliwości danych, najlepiej odnieść uzyskane wyniki do szacunków dla możliwie zbliżonych chronologicznie i geograficznie populacji, których źródła demograficzne są uznawane za dane o wysokiej jakości. Warto również zwrócić uwagę na względną stabilność w czasie umieralności endogenicznej, gdyż ta, w odróżnieniu od umieralności egzogenicznej i ogólnej, nie powinna być wrażliwa na zmiany koniunktury gospodarczej czy klęski elementarne.

Trzecia własność modelu bazuje na przekonaniu o ochronnych właściwościach naturalnego karmienia niemowląt i o negatywnym wpływie odstawienia naturalnego pokarmu na zdrowie dzieci. Liczne studia nad umieralnością niemowląt pokazały bowiem, że uogólnienie dokonane przez Bourgeois-Pichata nie zawsze dobrze oddawało rozwój umieralności dzieci w pierwszym roku życia⁸. W przypadku niektórych populacji obserwowano bardzo charakterystyczny

⁶ Za przykład można tu podać przytaczane przez Jeana Bourgeois-Pichata dane odnośnie do Danii, Szwecji czy Francji z początków XX wieku. Zob. Bourgeois-Pichat, „La mesure de la mortalité infantile. I”. Zob. również Paul Huck, „Infant Mortality and Living Standards of English Workers during the Industrial Revolution”, *The Journal of Economic History* 55 (1995), 3: 528–550; Susan Scott, Christopher J. Duncan, „Malnutrition, Pregnancy, and Infant Mortality: A Biometric Model”, *The Journal of Interdisciplinary History* 30 (1990), 1: 37–60; Katherine A. Lynch, Joel B. Greenhouse, Anders Brändström, „Biometric Modeling in the Study of Infant Mortality: Evidence from Nineteenth-Century Sweden”, *Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History* 31 (1998), 2: 53–64. Dla miast francuskich: Robert Nadot, „Évolution de la mortalité infantile endogène en France dans la deuxième moitié du XIXe siècle”, *Population* 25 (1970), 1: 49–58.

⁷ Edward A. Wrigley, „Births and Baptisms: The Use of Anglican Baptism Registers as a Source of Information about the Numbers of Births in England before the Beginning of Civil Registration”, *Population Studies* 31 (1977), 2: 281–312; Huck, „Infant Mortality”.

⁸ Przegląd tych studiów zob. John Knodel, Hallie Kintner, „The Impact of Breast Feeding Patterns on the Biometric Analysis of Infant Mortality”, *Demography* 14 (1977), 4: 391–409. Nowsze studia pokazują również, iż wyniki modelu mogą nie być wiarygodne w wypadku silnego oddziaływania klimatu na umieralność niemowląt – zob. Matteo Manfredini, „The Bourgeois-Pichat’s Biometric Method and the Influence of Climate: New Evidences from Late 19th-century Italy”, *Social Biology* 51 (2004), 1–2: 24–36.

Wykres 2. Przykład zastosowania modelu Bourgeois-Pichata do danych rzeczywistych. Zgony niemowląt urodzonych w związkach małżeńskich w Krakowie w 1890 roku

Źródło: obliczenia własne na podstawie: „Österreichisches Städtebuch”, Jg. 5 (Wien: Druck und Verlag von Carl Gerold's Sohn, 1891/1892), 853.

wzorzec, gdzie w pierwszych kilku miesiącach życia skumulowany współczynnik umieralności rośł wolniej aniżeli wynikająca z modelu linia prosta, zaś w drugiej części roku wzrastał znacznie gwałtowniej. Sytuację taką możemy prześledzić na wykresie 2, obrazującym umieralność i rezultat modelu biometrycznego dla niemowląt ślubnych zmarłych w Krakowie w 1890 roku. Tym razem funkcja modelu szacowana jest wyłącznie na podstawie danych dla sześciu pierwszych miesięcy życia, aby uwydatnić charakterystyczny przebieg rzeczywistego skumulowanego IMR. Jak widzimy, w przypadku urodzeń ślubnych do 5. miesiąca życia rzeczywiste wartości umieralności niemowląt są bardzo bliskie modelowanym. Po 6. miesiącu życia sytuacja ta powoli zmienia się i wartości rzeczywiste wzrastają znacznie szybciej aniżeli modelowane. Sytuację taką przyjęło się interpretować jako wpływ karmienia piersią na umieralność niemowląt, przy czym moment „przyspieszenia” wzrostu umieralności wartości obserwowanych (w tym wypadku 6.–7. miesiąc) jest uznawany za uśredniony czas odstawiania niemowląt od piersi. Co istotne, rok 1890 nie został wybrany przypadkowo, gdyż jest to rok epidemii duru brzuszego, w której okresie lepiej uwidacznia się ochronna rola karmienia piersią. Odchylenia wartości rzeczywistych od wykresu funkcji liniowej nie obserwujemy natomiast w przypadku wykresu 1, co wynika z tego, że poziom karmienia piersią w stolicy Monarchii był w tym okresie generalnie bardzo

niski⁹. Ponadto w przypadku Wiednia analizowaliśmy zgony niemowląt ślubnych i nieślubnych łącznie, te drugie zaś jeszcze rzadziej karmione były naturalnie.

Podsumowując, należy zauważyć, że spośród trzech przedstawionych wyżej własności modelu, demografa historycznego zainteresują z pewnością przede wszystkim druga oraz trzecia. O ile możliwość oddzielnego oszacowania endo- i egzogenicznej umieralności niemowląt sama w sobie może być dla populacji historycznych mniej istotna, to już wykorzystanie tych szacunków w analizie jakości źródeł jest z pewnością warte uwagi. Perspektywa ta powinna zostać uwzględniona nie tylko w przypadku źródeł urzędowych czy statystyk ludności, ale również przy badaniach opartych o księgi metrykalne, choć oczywiście te powinny zawierać najlepiej dzienne daty urodzeń i zgonów lub przynajmniej określać długość życia zmarłego niemowlęcia w miesiącach. Należy jednocześnie pamiętać, że użycie opisywanego modelu w tym aspekcie nie dostarcza prostych, zerojedynkowych odpowiedzi, również ze względu na wspomniane ograniczenia związane z oddziaływaniami klimatycznymi i sezonowymi oraz potencjalnym wpływem karmienia piersią na umieralność niemowląt, może jednak stanowić ważny element krytycznej analizy jakości danych demograficznych. Wykorzystanie trzeciej własności modelu pozwoliłoby natomiast na poszerzenie naszej wciąż bardzo nikłej wiedzy na temat praktyk karmienia piersią na ziemiach polskich w XIX i XX wieku. W tym przypadku niezwykle istotne byłoby jednak ujęcie porównawcze, a więc zebranie danych dla populacji zróżnicowanych społecznie i geograficznie. Jak wykazano, model Bourgeois-Pichata pozwala bowiem wyłącznie na orientacyjne określenie średniej długości karmienia piersią, więc aby badacz mógł takie różnice zidentyfikować, badane populacje muszą dość znacznie różnić się od siebie pod tym względem.

Bibliografia

- Bourgeois-Pichat, Jean. „Analyse de la mortalité infantile”. *Revue de l'Institut International de Statistique* 18 (1950): 45–68.
- Bourgeois-Pichat, Jean. „La mesure de la mortalité infantile. I: Principes et méthodes”, *Population* 6 (1951), 2: 233–248.
- Bourgeois-Pichat, Jean. „La mesure de la mortalité infantile. II: Les causes de décès”, *Population* 6 (1951), 3: 459–480.
- Huck, Paul. „Infant Mortality and Living Standards of English Workers during the Industrial Revolution”. *The Journal of Economic History* 55 (1995), 3: 528–550.

⁹ Bernhard Sperk, „Referat zur Statistik über die Häufigkeit des Stillens”, *Das Österreichische Sanitätswesen* 18 (1906), beilagen: *Studien und Vorschläge zur Förderung des Selbststillens in Österreich. Referate und ein Mahnwort an die Ärzte*: 43–47.

- Knodel, John, Hallie Kintner. „The Impact of Breast Feeding Patterns on the Biometric Analysis of Infant Mortality”. *Demography* 14 (1977), 4: 391–409.
- Kukło, Cezary. „O potrzebie intensyfikacji badań nad strukturami demograficznymi rodzin na ziemiach polskich do początku XX wieku”, *Przeszłość Demograficzna Polski* 37 (2015): 7–36.
- Lévy, Michel L. „In Memoriam”. *Population et Societes. Bulletin Mensuel d'Information Demographiques, Economiques, Sociales* 246 (1990): 1.
- Lynch, Katherine A., Joel B. Greenhouse, Anders Brändström. „Biometric Modeling in the Study of Infant Mortality: Evidence from Nineteenth-Century Sweden”. *Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History* 31 (1998), 2: 53–64.
- Manfredini, Matteo. „The Bourgeois-Pichat's Biometric Method and the Influence of Climate: New Evidences from Late 19th-century Italy”. *Social Biology* 51 (2004), 1–2: 24–36.
- Nadot, Robert. „Évolution de la mortalité infantile endogène en France dans la deuxième moitié du XIXe siècle”. *Population* 25 (1970), 1: 49–58.
- Ogórek, Bartosz. „Populacja Krakowa w kontekście długofalowych procesów demograficznych na przełomie XIX i XX wieku”. *Przeszłość Demograficzna Polski* 32 (2013): 25–87.
- Piasecki, Edmund. *Ludność parafii bejskiej (woj. kieleckie) w świetle ksiąg metrykalnych z XVIII–XX w. Studium demograficzne*. Warszawa–Wrocław: PWN, 1990.
- Scott, Susan, Christopher J. Duncan. „Malnutrition, Pregnancy, and Infant Mortality: A Biometric Model”. *The Journal of Interdisciplinary History* 30 (1990), 1: 37–60.
- Sperk, Bernhard. „Referat zur Statistik über die Häufigkeit des Stillens”. *Das Österreichische Sanitätswesen* 18 (1906). Beilagen: *Studien und Vorschläge zur Förderung des Selbststillens in Österreich. Referate und ein Mahnwort an die Ärzte*: 43–47.
- Vallin, Jacques, Giovanni Berlinguer. „From Endogenous Mortality to the Maximum Human Life Span”. W: *Demography: Analysis and Synthesis*, t. 2, red. Graziella Caselli, Jacques Vallin, Guillaume Wunsch, 95–115. Amsterdam–Tokyo: Elsevier, 2006.
- Wrigley, Edward A. „Births and Baptisms: The Use of Anglican Baptism Registers as a Source of Information about the Numbers of Births in England before the Beginning of Civil Registration”. *Population Studies* 31 (1977), 2: 281–312.

Model Bourgeois-Pichata w badaniach demograficzno-historycznych

Streszczenie

Celem artykułu jest zwięzły opis tzw. modelu biometrycznego umieralności niemowląt – modelu Bourgeois-Pichata, przedstawienie jego trzech najważniejszych własności oraz ukazanie procedur obliczeniowych w trzech programach komputerowych (R, Stata, Excel) prowadzących do dopasowania modelu do danych rzeczywistych. W tekście

ukazano najistotniejsze prace badawcze wykorzystujące omawiany model w demografii historycznej. Jako że sam model, jak i sposoby jego wykorzystania poddawane były krytyce, w artykule podano odniesienia bibliograficzne do dalszej literatury na temat ograniczeń modelu i sytuacji szczególnych skutkujących niewiarygodnością wyników. Zawarto także propozycje wykorzystania modelu Bourgeois-Pichata w polskich badaniach demograficzno-historycznych.

Słowa kluczowe: umieralność niemowląt, model biometryczny, krytyka źródeł

The Bourgeois-Pichat Model in Demographic-Historical Research

Summary

The article has been written in order to concisely depict the so-called biometric model of infant mortality, the Bourgeois-Pichat model, to present its three most important properties and to show the computational procedures in three computer programs (R, Stata, Excel) that lead to fitting the model to the real data. The text reveals the most important research works where the model in question was used in historical demography. As the model itself and the ways it was used were criticised, the article contains bibliographic references to further literature where it is possible to find wider information on the limitations of the model and the situations that lead to unreliable results. Last but not least the article contains proposals of using the Bourgeois-Pichat model in Polish demographic-historical research.

Keywords: infant mortality, biometric model, source criticism