

SUMMARY

The author prepared an evaluation of reporting objection by their information usability in the managing system of an enterprise. The first part of the paper discusses the role of the F-01/I-01 report in managing as well as the report data use by a reporting entity and other economic entities, i.a. banks, insurance companies. The second part presents some proposals of information extension, which let better analyse the enterprise financial-economic situation as well as more extensive use of the data by other economic entities.

РЕЗЮМЕ

Автор сделал оценку отчетных обязанностей с точки зрения пригодности находившихся в отчетах информации в системе управления и руководства предприятием. В первой части статьи обсуждается роль отчета F01/I-01 в управлении и использование данных из отчета отчитывающейся единицей а также другими экономическими субъектами (в частности банками, страховыми фирмами). Во второй части статьи представляются предложения расширения отчета информацией, которые позволили бы делать более точный анализ финансово-экономической ситуации предприятий, а также шире использовать эти данные другими экономическими субъектами.

BADANIA I ANALIZY

Waldemar FLORCZAK

Ekonometryczny model szacowania liczby urodzeń dla Polski

Obserwowane w Polsce od początku transformacji systemowej niskie — wyraźnie poniżej 2,1 — współczynniki dzietności oraz rosnąca oczekiwana długość życia prowadzą do szybkiego starzenia się społeczeństwa. Tendencje te, jeśli nie ulegną odwróceniu, prowadzić mogą do napięć społeczno-ekonomicznych i wymagać będą daleko idących zmian instytucjonalnych (Frątczak, 2002; Clark i in., 2004). O ile dalszy wzrost oczekiwanej długości życia uznać można za

przesądzony (Oppen, Vaupel, 2002), to tendencje spadkowe w poziomach odnotowywanej płodności kobiet w Polsce mogą ulec odwróceniu.

W artykule przedstawiono propozycję modelu generującego liczbę urodzeń dla Polski. Model wykorzystuje rozkład gamma dla wyznaczenia wartości cząstkowych (*age-specific*) frakcji w periodycznym poziomie dzietności w roku t , przypadających na urodzenia kobiet w wieku r lat. Parametry rozkładu gamma — średni wiek kobiety rodzącej oraz odchylenie standardowe tej zmiennej uczyniono funkcją adekwatnych czynników społeczno-ekonomicznych i demograficznych. Podobnie, przy wykorzystaniu ekonometrycznego modelu przyczynowo-skutkowego, objaśniono wariancję ogólnego współczynnika dzietności. Ostatecznie, przy założeniu znajomości liczebności kobiet w odpowiednich grupach wiekowych¹, możliwe jest wyznaczenie liczby urodzeń w danym roku.

W celu ustalenia zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających równania zagregowanej płodności i średniego wieku rodzącej dokonano przeglądu badań empirycznych oraz odwołano się do współczesnych teorii demograficznych. Jak się wydaje, dotychczas nie podjęto próby jednoczesnego uwzględnienia licznych, potencjalnie istotnych, zmiennych społeczno-ekonomicznych w charakterze regresorów wymienionych równań. Wynika to zapewne z problemów numerycznych, a konkretnie z silnej współliniowości zmiennych objaśniających. Tym niemniej ograniczenie *a priori* listy zmiennych objaśniających oraz pominięcie innych, potencjalnie istotnych, prowadzi do obciążenia estymatorów. Stąd, w celu ustalenia zbioru zmiennych statystycznie istotnych wykorzystano metodę regresji krokowej (*stepwise regression*).

Wykorzystanie zautomatyzowanej wersji metody regresji krokowej (pakiet do obliczeń ekonometrycznych RATS) uzupełniono monitoringiem merytorycznym, w celu zagwarantowania ekonomicznej interpretowalności uzyskanych wyników. Ostateczne wersje równań charakteryzują się zatem pożądanymi właściwościami statystycznymi i ekonomicznymi.

ZARYS METODOLOGICZNY

W aspekcie metodologicznym w badaniu wykorzystano rozkład gamma do wyznaczenia cząstkowych współczynników dzietności. Wcześniejsze badania empiryczne nad alternatywnymi rozkładami cząstkowych współczynników płodności wskazują na wyższość rozkładu gamma nad innymi rozkładami (Kędelski, 1988; Marciniak, 1999), takimi jak rozkład Pearsona pierwszego typu, rozkład Maxwella czy rozkład logarytmiczno-normalny. Ponadto hipotetyczny rozkład dzietności typu gamma pozwala implementować ekonomiczne modele do objaśnienia zmienności parametrów jego rozkładu, co ma szczególne znaczenie przy podejmowaniu prób prognozowania *ex ante* liczby urodzeń w Polsce.

¹ Propozycję modelu generującego strukturę ludności Polski według płci i wieku przedstawiono w artykule W. Florczaka (2008).

W przypadku cząstkowych współczynników dzietności parametrami rozkładu gamma są (wykr. 1):

- a) współczynnik dzietności ogółem,
- b) średni wiek rodzącej,
- c) odchylenie standardowe średniego wieku rodzącej.

Wszystkie te zmienne objaśnić można przy użyciu makroekonomicznych, przyczynowo-skutkowych modeli ekonometrycznych, uzależniając ich wariancję od adekwatnych czynników społeczno-ekonomiczno-demograficznych.

W sposób sformalizowany odpowiednie wyprowadzenia i formuły związane z hipotetycznym rozkładem dzietności typu gamma przedstawić można, jak zrobił to Pawlukowicz (1990). Niech u_{rt} oznacza liczbę nowo narodzonych dzieci przez kobiety w wieku r lat w roku t , zaś k_{rt} — liczbę kobiet w wieku r lat w roku t . Wówczas cząstkowy współczynnik płodności/dzietności zdefiniowany jest następująco:

$$pfr_{rt} = \frac{u_{rt}}{k_{rt}} \quad (1)$$

Suma cząstkowych współczynników płodności (obliczona dla kobiet w przedziale wiekowym 15—45 lat, gdzie nieliczne urodzenia przez kobiety młodsze bądź starsze przypisane są do odpowiednio dolnej/górnej granicy tego przedziału) definiuje ogólny współczynnik dzietności — hipotetyczną, przeciętną liczbę dzieci urodzonych przez kobietę w danych warunkach:

$$TFR_t = \sum_{r=15}^{45} pfr_{rt} \quad (2)$$

Z zależności (2) wynika, że:

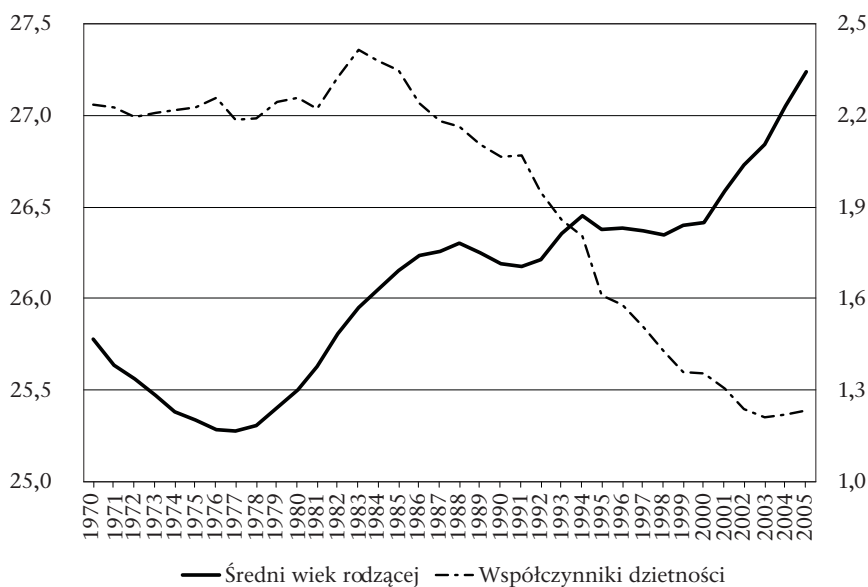
$$1 = \frac{pfr_{15t}}{TFR_t} + \frac{pfr_{16t}}{TFR_t} + \dots + \frac{pfr_{45t}}{TFR_t} \quad (3)$$

Zatem wyrażenie:

$$sh_{rt} = \frac{pfr_{rt}}{TFR_t} \quad (4)$$

informuje, jaka frakcja ogólnej dzietności w okresie t przypada na urodzenia kobiet w wieku r lat (wykr. 2). Teoretyczne wartości sh_{rt} można przy tym wyznaczyć korzystając z rozkładu gamma.

Wykr. 1. HISTORYCZNE WARTOŚCI ŚREDNIEGO WIEKU RODZĄCEJ (oś lewa)
ORAZ WSPÓŁCZYNNIKÓW DZIETNOŚCI (oś prawa)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Funkcja gęstości rozkładu gamma dana jest następującą formułą:

$$f(x) = \begin{cases} 0 & \text{dla } x \leq 0 \\ \frac{b^p}{\Gamma(p)} (x - x_0)^{p-1} e^{-b(x-x_0)} & \text{dla } x \geq x_0 > 0 \end{cases} \quad (5)$$

gdzie $b > 0$ i $p > 0$ są parametrami rozkładu, zaś $\Gamma(p)$ oznacza funkcję gamma Eulera, natomiast x_0 jest dolną granicą zmiennej x (tutaj $x_0 = 15$).

Z właściwości rozkładu gamma wynika, że:

$$p = \frac{(E(x) - x_0)^2}{V(x)} \quad (6)$$

$$b = \frac{E(x) - x_0}{V(x)} \quad (7)$$

gdzie:

$E(x)$ — średni wiek kobiety rodzącej,
 $V(x)$ — odchylenie standardowe $E(x)$.

Oznaczmy $E(x) = Y_1$ i $\sqrt{V(x)} = Y_2$, zaś $x_0 = 15$ (minimalny wiek kobiety rodzącej). Zatem (6) i (7) można wówczas zapisać jako:

$$p = \frac{(Y_1 - 15)^2}{Y_2^2} \quad (8)$$

$$b = \frac{Y_1 - 15}{Y_2^2} \quad (9)$$

gdzie:

Y_1 — przeciętny wiek kobiety rodzącej,
 Y_2 — odchylenie standardowe Y_1 .

W wyniku zastosowania rozkładu gamma do wyznaczenia teoretycznych wartości frakcji ogólnej dzietności, przypadającej na urodzenia kobiet w wieku r lat, możliwe jest ostateczne wyznaczenie prognoz dla okresu T wielkości osób nowo narodzonych w oparciu o następującą formułę²:

$$T\hat{N}C_T = \sum_{r=15}^{45} \hat{s}h_{rT} \cdot T\hat{F}R_T \cdot \hat{k}_{rT} \quad (10)$$

² Dla okresu historycznego zależność (10) ma oczywiście charakter tożsamości, tzn. spełniona jest dla wszystkich obserwacji.

gdzie:

$\hat{TNC}_T$ — liczba nowo narodzonych dzieci (wartość teoretyczna),

$\hat{sh}_{rT}$ — oszacowanie frakcji ogólnej dzietności, przypadającej na urodzenia kobiet w wieku r lat,

$\hat{TFR}_T$ — wartość teoretyczna współczynnika dzietności, wyznaczona w oparciu o model ekonometryczny,

$\hat{k}_{rT}$ — liczba kobiet w r -tej grupie wiekowej.

SPECYFIKACJA I WYNIKI SZACUNKU PARAMETRÓW RÓWNAŃ ZAGREGOWANEJ PŁODNOŚCI, ŚREDNIEGO WIEKU RODZĄCEJ I ODCHYLENIA STANDARDOWEGO ŚREDNIEGO WIEKU RODZĄCEJ

Podobnie jak ma to miejsce w przypadku wielu centralnych zagadnień z zakresu nauk społeczno-ekonomicznych, nie istnieje jedna — uniwersalna i powszechnie akceptowalna — teoria objaśniająca w sposób przyczynowo-skutkowy mechanizmy determinujące płodność (Rószkiewicz, 1991) czy zmiany przeciętnego wieku rodzącej (Gustafsson, 2001). Jednak z drugiej strony, alternatywne teorie³ — na etapie empirycznej weryfikacji swych założeń i hipotez — wykorzystują zbliżone zestawy zmiennych objaśniających. Wynika to z faktu, że pomimo rozbieżności w formułowaniu zależności teoretycznych, poszczególne podejścia wykorzystują dostępne w ewidencji statystycznej dane. Ponadto zestawy zmiennych objaśniających, zarówno wariancję teoretycznej dzietności jak i średni wiek kobiety rodzącej, są do siebie bardzo zbliżone, co wynika z podobnych przyczyn determinujących zmiany omawianych kategorii.

W zestawieniu przedstawiono listę potencjalnych zmiennych objaśniających równań dzietności i średniego wieku kobiety rodzącej, których statystyczną istotność potwierdzono w różnorodnych analizach empirycznych. Dodatkowo zestawienie to zawiera techniczne uwagi dotyczące konstrukcji bazy danych dla Polski, niezbędnej dla przeprowadzenia badania autorskiego⁴.

Wyjściowe specyfikacje równań dzietności i średniego wieku rodzącej, uwzględniające (w przypadku zagregowanej płodności) 15 czynników zawar-

³ Obszerny przegląd tematu Czytelnik znajdzie np. w pracy J. Kurkiewicza (1998).

⁴ Warto wspomnieć, że nawet tak długa lista potencjalnych zmiennych objaśniających o proveniencji społeczno-ekonomicznej nie jest wyczerpująca (w wielu analizach w charakterze determinanty płodności wymienia się np. długość urlopu macierzyńskiego). W naszym badaniu uwzględniono jedynie te zmienne, dla których udało się zgromadzić odpowiednie dane statystyczne dla Polski. Jednocześnie nie brano pod uwagę czynników, które ze społeczno-ekonomicznego punktu widzenia uznać można za czynniki wtórne względem już uwzględnionych (np. metraż mieszkaniowy na osobę czy odsetek małżeństw mieszkających „na swoim” są funkcjami przede wszystkim poziomu i zróżnicowania dochodów, czyli zmiennych *explicite* uwzględnionych w badaniu).

tych w zestawieniu, zaś w przypadku średniego wieku — 12 czynników⁵, są następujące:

$$TFR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{15} \alpha_i X_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$AGE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{12} \chi_i X_{i,t-1} + \xi_t \quad (12)$$

gdzie:

α_0, β_0 — wyrazy wolne,

α_i, χ_i — parametry strukturalne stojące przy odpowiednich zmiennych objaśniających X_i , wymienionych w zestawieniu,

ε, ξ — składniki losowe spełniające wszystkie założenia schematu Gaussa-Markowa,

t — subskrypt czasu ($t = 1971, 1972, \dots, 2005$).

Obecność wszystkich zmiennych objaśniających w równaniach (11) i (12) z jednookresowym opóźnieniem jest konsekwencją 9-miesięcznego okresu trwania ciąży. Fakt ten, jak również przyjęty apriorycznie schemat oczekiwań wstecznych (*backward-looking model*) implikuje konieczność uwzględnienia rocznych opóźnień dla zmiennych objaśniających.

Jak należało się spodziewać, estymacja parametrów równań (11) i (12) zakończyła się niepowodzeniem. Ze względu na silną korelację występującą pomiędzy zmiennymi objaśniającymi, uzyskane oszacowania parametrów strukturalnych są w zdecydowanej większości nie tylko nieistotne, ale niejednokrotnie charakteryzują się przeciwnymi do postulowanych znakami⁶. Jednocześnie wysoki stopień objaśnienia wariancji zmiennych objaśnianych (odpowiednio $\bar{R}^2 = 0,9997$ dla współczynnika dzietności oraz $\bar{R}^2 = 0,9986$ dla średniego wieku) świadczy, że przyczyną takich wyników jest współliniowość. Każe to upatrywać poprawy specyfikacji omawianych równań w podjęciu prób uwzględnienia tego faktu.

Ekonometria stosowana postuluje kilka rozwiązań problemu współliniowości, przy czym (Welfe, 2004) żadne z nich nie jest w pełni zadowalające. Spośród

⁵ Spośród wszystkich zmiennych wymienionych w zestawieniu jedynie te, które uwzględniono w równaniu (12), podobnie w tabl. 2, wydają się potencjalnie adekwatne w roli determinantów zmian średniego wieku kobiety rodzącej. W wyniku przeprowadzenia analizy integracyjnej zdecydowano się usunąć niektóre zmienne z listy ewentualnych zmiennych objaśniających równania dzietności: $ZG1$ — ze względu na niższy — $ZG1 \sim I(0)$ — stopień integracji od zmiennej objaśniającej, $TFR \sim I(1)$ oraz $WSN1, WSK1, AGE1, RWY1$ — ze względu na integrację drugiego stopnia.

⁶ Ze względu na niepoprawność merytoryczną zrezygnowano z przytoczenia wyników pełnej analizy statystycznej równań (11) i (12).

ZESTAWIENIE POTENCJAŁNYCH ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH RÓWNANIA DZIETNOŚCI I ŚREDNIEGO WIEKU KOBIECY RODZĄCEJ

Zmienna/symbol zmiennej	Uzasadnienie teoretyczne	Wybrane aplikacje empiryczne	Oczekiwana korelacja	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski
Opózniona zmienna objaśniana (współczynnik dzietności) — TFR_{t-1}	plodność jako zjawisko społeczno-kulturowe charakteryzuje się silną inercją, spowodowaną m.in. powolnymi z natury rzeczy zmianami tych uwarunkowań (wszystkie teorie)	Cigno i in. (2003), Gabos, Gal, Kezdi (2005)	(+)	współczynniki dzietności wyznaczono na podstawie częstokwowych współczynników plodności według wieku kobiet rodzących na podstawie roczników statystycznych GUS za lata 1970—2005
Średni wiek rodzącej — AGE	biologiczne uwarunkowania płodności (teoria Easterina-Bonga-artsa) są bezpośrednio funkcją wieku kobiety	Baibagys (2002), Hill (1984), Micevska, Zak (2002)	(-)	na podstawie struktury urodzeń według wieku rodzącej
Aktywność zawodowa kobiet w wieku rozrodczym — AZK	koszt utraconych korzyści (Beker, 1965)	Masih, Masih (2000), Panopoulou, Tsakloglou (1999), Micevska, Zak (2002), Iglicka (1992)	(-)	roczniki statystyczne GUS + obliczenia własne (interpolacja brakujących danych dla odpowiednich lat gospodarki nakazowo-rozdzielczej); ze względu na dostępność danych, zmienna ta obejmuje aktywność zawodową kobiet w wieku 15—44 lata
Realne płace przeciętne (logarytm) — $\ln(WBP/PC)=LWB$ lub $\ln PKB \text{ per capita}$ (logarytm); $\ln(X/POP)$	wszystkie teorie, ze względu na ewidentną nieliniowość wpływu realnych płac na płodność, w zdecydowanej większości badań empirycznych zmienna ta wprowadzana jest w postaci logarytmicznej	Adsera (2004), Panopoulou, Tsakloglou (1999), Whittington i in. (1990), Hondroyiannis, Papapetrou (2002), Micevska, Zak (2002)	(?) np. teoria kosztowa (+); teoria drugiego przejścia i hipoteza „jakość—ilość” (-)	WBP — przeciętne płace nominalne; PC — deflator spożycia indywidualnego; bazy danych modeli serii W8
Współczynnik nierówności płacowych — LOR	teoria drugiego przejścia	Micevska, Zak (2002) (współczynnik Giniego)	(-)	za lata 1980—2004 — Kumor (2006), za lata 1970—1979 — obliczenia własne na podstawie decylogowego rozkładu płac w gospodarce uspołecznionej; roczniki statystyczne GUS za lata 1970—1979; dla roku 2005 — interpolacja oparta na pierwszym przyroście płac z lat 2003 i 2004

ZESTAWIENIE POTENCJALNYCH ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH RÓWNANIA DIETNOŚCI I ŚREDNIEGO WIEKU KOBIETY RODZĄCEJ (cd.)

Zmienna/symbol zmiennej	Uzasadnienie teoretyczne	Wybrane aplikacje empiryczne	Oczekiwana korelacja	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski
Wsółczynnik urbanizacji — <i>URB</i>	teoria przejścia	Adsera (2004), Panopoulou, Tsakoglou (1999), Iglicka (1992)	(–)	roczniki statystyczne GUS
Relacja przeciętnej płacy kobiet do przeciętnej płacy mężczyzn — <i>RWB</i>	teoria drugiego przejścia	Whittington i in. (1990), Murphy (1992), Hill (1984)	(–)	za lata 1995–2005 na podstawie danych BAEI; za lata 1970–1994 — relacja przeciętnej płacy w dziale „ochrona zdrowia i opieka społeczna” (najbardziej sfinansowany dział gospodarki) do przeciętnej płacy w dziale „budownictwo” (najbardziej zmaskalizowany dział gospodarki); roczniki statystyczne GUS+przeliczenia własne
Liczba zgonów dzieci przed osiągnięciem pierwszego roku życia na 100 tys. dzieci w omawianym przedziale wieku — <i>ZG</i>	wszystkie teorie	Whittington i in. (1990), Masih, Masih (2000), Hondroyannis, Papapetrou (2002), Hill (1984), Iglicka (1992)	(?) z jednej strony wysoka umieralność dzieci wywoływać może efekt kompensacji i przyczyniać się do wzrostu płodności (raczej w krajach rozwijających się), z drugiej jednak zjawisko to może prowadzić do efektu zniechęcenia/traumy i w konsekwencji — do spadku płodności (raczej w krajach rozwiniętych)	roczniki demograficzne GUS
Stopa bezrobocia — <i>UNR</i>	teoria kosztowa, teoria utratonych korzyści	Adsera (2004), Whittington i in. (1990), Murphy (1992)	(?) z jednej strony wysokie bezrobocie oznaczać może brak środków na utrzymanie dzieci i spadek płodności, z drugiej — niższą aktywność zawodową kobiet i wzrost płodności	bazy danych modeli serii W8

ZESTAWIENIE POTENCJALNYCH ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH RÓWNANIA DIETNOŚCI I ŚREDNIEGO WIEKU KOBIETY RODZĄCEJ (cd.)

Zmienna/symbol zmiennej	Uzasadnienie teoretyczne	Wybrane aplikacje empiryczne	Oczekiwana korelacja	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski
Iloczyn przeciętnej emerytury do przeciętnej płacy (<i>replacement rate</i>) — <i>RELWVER</i> przez iloraz liczby osób otrzymujących świadczenia emerytalne do liczby osób w wieku emerytalnym (<i>coverage</i>) — <i>EMCOV</i> ; <i>RELWVER · EMCOV = REL</i>	teoria zabezpieczenia na starość (Sanderson, 1976)	Cigno i in. (2003), Gabos i in. (2005)	(-)	<i>RELWVER</i> — relacja przeciętnej emerytury do przeciętnej płacy; <i>EMCOV</i> — iloraz liczby osób otrzymujących świadczenia emerytalne do liczby osób w wieku emerytalnym; bazy danych modeli serii W8
Relacja wydatków rodzinnych na dziecko do płacy przeciętnej — [<i>(YBSP-YBNP)/LO017</i>]/ <i>WBP = YMA</i>	ekonomia nowej rodziny (<i>New home economics</i>); efekt kosztowy	Whittington i in. (1990), Hill (1984)	(+)	<i>YBSP</i> — świadczenia z ubezpieczeń społecznych oraz inne transfery; <i>YBNP</i> — świadczenia emerytalne; <i>LO017</i> — liczba dzieci w wieku 0—17 lat; <i>WBP</i> — płace przeciętne; bazy danych modeli serii W8; roczniki statystyczne i demograficzne GUS
Zasilki poporodowe i macierzyńskie, ceny realne — logarytm $\ln[(YMATP/PC)/LO0] = YMZ$	ekonomia nowej rodziny (<i>New home economics</i>); efekt kosztowy	Whittington i in. (1990), Hill (1984)	(+)	<i>YMATP</i> — zasiłki poporodowe i macierzyńskie w cenach bieżących; <i>PC</i> — deflator spożycia indywidualnego; <i>LO0</i> — liczba dzieci urodzonych w danym roku
Współczynnik składowy netto lub brutto dla wykształcenia wyższego kobiet — <i>WSV</i> lub <i>WSB</i>	teoria drugiego przejścia; zmiana modelu rodziny	Masih, Masih (2000), Whittington i in. (1990)	(-)	roczniki statystyczne GUS
Udział kobiet z wykształceniem wyższym — <i>RWY</i>	teoria drugiego przejścia; zmiana modelu rodziny	Masih, Masih (2000), Whittington i in. (1990)	(-)	roczniki statystyczne GUS

ZESTAWIENIE POTENCJALNYCH ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH RÓWNANIA DIETNOŚCI I ŚREDNIEGO WIEKU KOBIETY RODZĄCEJ (dok.)

Zmienna/symbol zmiennej	Uzasadnienie teoretyczne	Wybrane aplikacje empiryczne	Oczekiwana korelacja	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski
Relacja liczby rozwodów do liczby zawartych małżeństw przez kobiety w wieku rozrodczym — <i>ROZ</i>	teoria drugiego przejścia; zmiana modelu rodziny	Baibagys (2002)	(–)	<i>ROZW</i> — liczba rozwodów w danym roku; <i>MALK1544</i> — liczba zawartych związków małżeńskich przez kobiety w wieku 15–44 lata
Oczekiwana długość życia kobiety — <i>LEXP</i>	teoria Easterina-Bongaartsa czynników bezpośrednich; oczekiwana długość życia jako aproksymanta przeciętnego stanu zdrowotnego kobiet; wpływ poprzez biologiczne uwarunkowania płodności	Panopoulou, Tsakoglou (1999)	(+)	roczniki demograficzne GUS
Relacja liczby dzieci w żłobkach do liczby dzieci w wieku 0–2 lata — $LDZ/(LO0+LO1+LO2)=LDZR$	teoria kosztów utraconych korzyści, teoria drugiego przejścia	—	(+)	roczniki statystyczne GUS, roczniki demograficzne GUS
Relacja liczby dzieci w przedszkolach w wieku 3–5 lat do ogólnej liczby dzieci w tym wieku — $LDP/(LO3+LO4+LO5)=LDPR$	teoria kosztów utraconych korzyści, teoria drugiego przejścia	—	(+)	roczniki statystyczne GUS, roczniki demograficzne GUS
Rozwiązania prawne — w przypadku Polski — ustawa antyaborcyjna; zmiana zerojedynekowa dla lat 1993–2005	teoria czynników bezpośrednich	Micevska, Zak (2002) (zmienne legislacyjne)	(+)	stosowne regulacje prawne

Źródło: opracowanie własne.

istniejących propozycji najczęściej stosowane są heurystyczne metody przeszukiwań, do których zalicza się metoda regresji krokowej. Tutaj wykorzystano wariant *backward* metody regresji krokowej, którego reguły postępowania przypominają ogólną ideę modelowania od ogółu do szczegółu (*general to specific*), gdzie za punkt startowy przyjmuje się regresję względem wszystkich zmiennych objaśniających. Następnie ze specyfikacji usuwane są zmienne o najniższych wartościach statystyki *t*-Studenta, aż do momentu, w którym wszystkie zmienne egzogeniczne są statystycznie istotne.

TABL. 1. WYNIKI OSZACOWAŃ PARAMETRÓW RÓWNANIA (11)

Zmienne objaśniające	Oszacowanie	Odchylenie standardowe	Statystyka <i>t</i>	Empiryczny poziom istotności
Wyraz wolny	-1,58365319	4,006953460	-0,395226	0,69707807
TFR1	0,736858162	0,175646485	4,195120	0,00049075
AZK1	0,007991018	0,014840739	0,538451	0,59651791
ROZ1	0,000146729	0,008497991	0,017266	0,98640416
URB1	0,017853296	0,022840564	0,781649	0,44405295
LDZR1	0,040793625	0,036046400	1,131698	0,27184340
LDPR1	-0,00674008	0,007542852	-0,893572	0,38273016
UNR1	0,005162001	0,007784191	0,663139	0,51520713
LWB1	-0,40685069	0,241345205	-1,685762	0,10819459
LOR1	-0,00555697	0,009040497	-0,614675	0,54606056
REL1	-0,00985995	0,004509700	-2,186387	0,04150338
YMA1	-0,00021286	0,006582350	-0,032339	0,97453922
YMZ1	0,001186085	0,006365659	0,186326	0,85416442
RWB1	0,548874780	0,476181544	1,152659	0,26334687
LEXP1	0,053627008	0,064526384	0,831087	0,41624713
U9305	0,044273885	0,074283165	0,596015	0,55819951

U w a g a. Cyfra „1” na końcu symbolu zmiennej oznacza pierwsze opóźnienie zmiennej. Oznaczenia symboli zmiennych podano w zestawieniu.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

TABL. 2. WYNIKI OSZACOWAŃ PARAMETRÓW RÓWNANIA (12)

Zmienne objaśniające	Oszacowanie	Odchylenie standardowe	Statystyka <i>t</i>	Empiryczny poziom istotności
Wyraz wolny	9,901974614	5,446939165	1,817897	0,08272446
AGE1	0,776210666	0,103364620	7,509442	0,00000017
AZK1	0,008161894	0,014946815	0,546062	0,59051815
ROZ1	0,005430978	0,011372061	0,477572	0,63766549
URB1	0,008511148	0,009755805	0,872419	0,39240227
RWY1	0,045063023	0,014205829	3,172150	0,00441198
UNR1	0,004717333	0,006727653	0,701186	0,49053822
RWB1	-0,086214827	0,487559318	-0,176829	0,86126020
LWB1	0,033217938	0,152401410	0,217963	0,82946661
LOR1	-0,000086143	0,000107402	-0,802065	0,43109464
WSN1	0,004521475	0,009366680	0,482719	0,63406378
LEXP1	-0,074514712	0,058152180	-1,281374	0,21340412
U8286 ^a	0,118250484	0,031858660	3,711722	0,00121512

^a U8286 — zmienna zerojedynkowa, przyjmująca wartość 1 w latach 1982—1986 oraz wartość 0 w pozostałych latach.

U w a g a. Jak przy tabl. 1.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

W tabl. 3 i 4 oraz na wykresach 3 i 4 podano wyniki szacunku parametrów równań (11) i (12) przy wykorzystaniu metody regresji krokowej⁷. Ponadto przytoczono w nich wartości kilku miar i testów statystycznych niezbędnych do przeprowadzenia adekwatnej weryfikacji statystycznej uzyskanych rezultatów.

**TABL. 3. REZULTATY ESTYMACJI I WERYFIKACJI STATYSTYCZNEJ
MODELU DZIETNOŚCI**

Zmienne objaśniające	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka <i>t</i>	Empiryczny poziom istotności
<i>TFR1</i>	0,882127999	0,041785	21,111329	0,0000
<i>LWB1</i>	0,066143672	0,023412	2,825249	0,0082
<i>LOR1</i>	-0,011691855	0,005260	-2,222579	0,0337
<i>REL1</i>	-0,002865573	0,000626	-4,574359	0,0001

**ZESTAWIENIE WYNIKÓW WERYFIKACJI STATYSTYCZNEJ
(w nawiasach empiryczny poziom istotności)**

Lata	1970—2005	wartość testu: White'a	20,70952 (0,109)
Liczba stopni swobody	31	Jarque-Berra	0,313714 (0,855)
$\bar{R}^2$	0,9889	RESET	1,3896 (0,267)
<i>MAPE</i>	1,743	Harveya-Colliera ...	0,3834
<i>D—H</i>	-0,04982 (0,960)	ADF reszt	-5,616 (0,0003)

Ź r ó ł o: obliczenia własne.

⁷ W rzeczywistości przytoczona wersja modelu objaśniającego płodność nie powstała jako „mechaniczny produkt” zastosowania zautomatyzowanej wersji regresji kroczącej. Metoda ta wskazała bowiem na dwa niedopuszczalne od strony merytorycznej warianty. W pierwszym — znak stojący przy zmiennej *URB1* był dodatni, w drugim — znak stojący przy zmiennej *RWB1* był dodatni. Zmienne te pominięto w dalszych analizach.

TABL. 4. REZULTATY ESTYMACJI I WERYFIKACJI STATYSTYCZNEJ MODELU ŚREDNIEGO WIEKU KOBIETY RODZĄCEJ

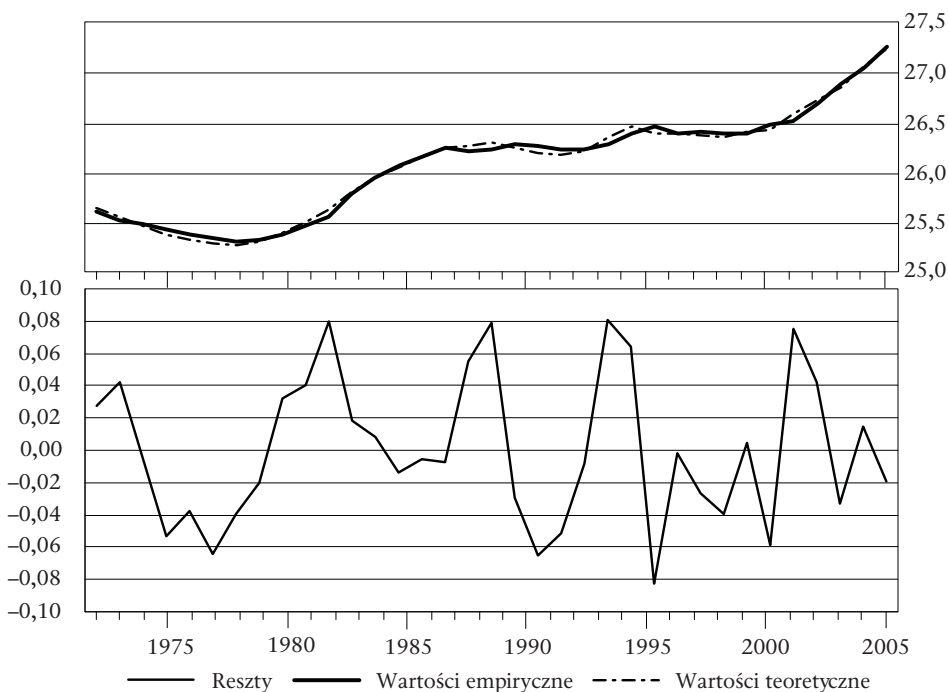
Zmienne objaśniające	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka <i>t</i>	Empiryczny poziom istotności
Wyraz wolny	3,387344	0,951042	3,561718	0,0013
AGE1	0,824932	0,037034	22,27517	0,0000
AZK1	0,014021	0,004952	2,831102	0,0082
RWY1	3,675219	0,477686	7,693789	0,0000
U8286	0,118126	0,024309	4,859433	0,0000

**ZESTAWIENIE WYNIKÓW WERYFIKACJI STATYSTYCZNEJ
(w nawiasach empiryczny poziom istotności)**

Lata	1970—2005	wartość testu: White'a	13,44719 (0,414)
Liczba stopni swobody	31	Jarque-Berra	1,526330 (0,466)
$\bar{R}^2$	0,9913	RESET	3,147247 (0,059)
MAPE	0,14505	Harveya-Colliera ...	-2,2646
D—H	1,59011 (0,112)	ADF reszt	-4,366 (0,0015)

Źródło: obliczenia własne.

Wykr. 4. DOPASOWANIE WARTOŚCI TEORETYCZNYCH DO WARTOŚCI EMPIRYCZNYCH W MODELU ŚREDNIEGO WIEKU RODZĄCEJ



Źródło: obliczenia własne.

W doborze narzędzi diagnostycznych kierowano się koniecznością sprawdzenia podstawowych właściwości statystycznych uzyskanych oszacowań z uwzględ-

nieniem realizacji tzw. schematu Gaussa-Markowa (Welfe, 2004). Ze względu na ograniczenia objętości artykułu pominięto szczegóły metodologiczne związane z konstrukcją omawianych miar i testów. Ich opis Czytelnik znajdzie w każdym współczesnym podręczniku do teorii ekonometrii (Greene, 1993; Welfe, 2004).

Wykorzystane narzędzia weryfikacji statystycznej objęły:

$\bar{R}^2$ — wartości skorygowanego współczynnika determinacji: stopień objaśnienia wariancji zmiennej objaśnianej;

MAPE — średni absolutny błąd procentowy: informacja o dokładności dopasowania wartości teoretycznych do wartości empirycznych zmiennej objaśnianej modelem;

D—H — wartości statystyki *h* Durбина-Watsona: weryfikacja hipotezy o sferyczności — braku autokorelacji — składnika losowego;

ADF — poszerzony test Dickey-Fullera: weryfikacja hipotezy o stacjonarności składnika losowego;

test White'a — weryfikacja hipotezy o sferyczności — homoskedastyczności — składnika losowego;

test Jarque-Berra — weryfikacja hipotezy o normalności rozkładu składnika losowego;

test RESET — weryfikacja hipotezy o błędach specyfikacji;

test Harveya-Colliera — weryfikacja hipotezy o stabilności parametrów strukturalnych.

W celu pełnej legitymizacji ostatecznych wariantów analizowanych równań należy jeszcze zweryfikować hipotezę o braku wpływu zmiennych objaśniających występujących w wersjach wyjściowych równań, ale pominiętych w równaniach końcowych, tzn. w równaniach z restrykcjami zerowymi nałożonymi na odpowiednie parametry, czyli w modelach przytoczonych w tabl. 3 i 4.

Weryfikacji hipotezy służy statystyka *F* (Gujarati, 1995):

$$F = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2) / m}{(1 - R_{UR}^2) / (n - k)} \quad (13)$$

gdzie:

R_{UR}^2 — wartość współczynnika determinacji dla równania bez restrykcji,

R_R^2 — wartość współczynnika determinacji dla równania z restrykcjami,

m — liczba restrykcji,

n — liczba obserwacji,

k — liczba parametrów strukturalnych w równaniu bez restrykcji.

Statystyka (13) ma rozkład *F* o *m* oraz *n—k* stopniach swobody.

W analizowanych przypadkach:

a) dla modelu płodności: $F = \frac{(0,999693 - 0,999576) / 12}{(1 - 0,999693) / (35 - 16)} = 0,60142$, odpowiada

to empirycznemu poziomowi istotności równemu 0,815;

b) dla modelu średniego wieku kobiety rodzącej: $F = \frac{(0,993257 - 0,992319) / 8}{(1 - 0,993257) / (35 - 13)} =$

$= 0,382442$, co odpowiada empirycznemu poziomowi istotności równemu 0,918.

Uzyskane wyniki są zatem w pełni akceptowane zarówno od strony merytorycznej, jak i statystycznej. Spośród blisko 20 potencjalnych zmiennych objaśniających jedynie cztery uznać można za determinujące długookresową dzietność w Polsce. Ostateczną wersję równania dzietności określić można mianem specyfikacji hybrydowej, gdyż każda z jego zmiennych objaśniających uosabia inne hipotezy teoretyczne. I tak, zjawisko inercji zmiennej objaśnianej znajduje oparcie we wszystkich teoriach płodności. Wysoka wartość parametru autoregresji jest zgodna z oczekiwaniami — społeczno-obyczajowe i kulturowe uwarunkowania płodności charakteryzują się relatywną trwałością, a w konsekwencji zmiany tu zachodzące są z natury rzeczy powolne.

O zmianach płodności zdają się decydować nie tylko zmiany w wysokości przeciętnych dochodów, ale również ich zróżnicowanie. Co ciekawe, wpływ płac realnych okazuje się dodatni, wbrew ujemnej korelacji cząstkowej pomiędzy tą zmienną objaśniającą a regresantem. Sprzeczność pomiędzy hipotezami formułowanymi przez teorię nowej rodziny oraz teorii kosztów a obserwowaną ujemną korelacją pomiędzy zamożnością społeczeństw a płodnością jest jedynie pozorna i wynika z nieuzasadnionego zawężenia analizy do jednego tylko czynnika. Efektem narastających nierówności społecznych jest malejąca skłonność do posiadania dzieci, co wynikać może zarówno z obiektywnego zróżnicowania dochodów, jak również z subiektywnego, relatywnego postrzegania zamożności przez poszczególne rodziny.

Jak się okazuje, motyw zabezpieczenia na starość — *REL1* — jest jednym z głównych czynników determinujących płodność. Fakt ten wiązać należy z rozwijającym się nieprzerwanie od początku lat 70. systemem ubezpieczeń społecznych, w tym przede wszystkim w odniesieniu do ludności wiejskiej.

Warto podkreślić, że zmienne objaśniające, występujące w ostatecznej wersji modelu, charakteryzują się — na tle innych czynników uwzględnionych w analizie — bardzo wysokim stopniem agregacji. Są to czynniki stricte makroekonomiczne i niejako nadrzędne w stosunku do pozostałych zmiennych, których statystycznej istotności nie udało się w tym badaniu potwierdzić.

Silna inercja występująca w ostatecznej wersji równania średniego wieku rodzącej wynika z takich samych przyczyn, jak w przypadku równania dzietności. Ponadto, wariancję zmiennej objaśnianej determinują tutaj aktywność zawodowa kobiet oraz poziom ich wykształcenia. W modelu preferowanej przez nie rodziny należy uwzględnić zamierzoną bezdzietność.

Ostatnim parametrem, koniecznym do wykorzystania rozkładu gamma w celu wyznaczenia cząstkowych współczynników płodności (wzór (4)), jest odchylenie standardowe średniego wieku kobiety rodzącej. Początkowo podjęto próbę objaśnienia wariancji tej zmiennej na podstawie schematu autoregresji, analizując różne jej długości. Jednakże eksperymenty te zakończyły się fiaskiem. Zdecydowano się więc na objaśnienie udziału odchylenia standardowego w wartości średniego wieku kobiety rodzącej. Wyniki szacunku parametrów opóźnień takiej zmiennej zawarto w tabl. 5.

Schemat autoregresji drugiego rzędu okazał się wystarczająco skuteczny dla precyzyjnego objaśnienia wariacji omawianej zmiennej. Składnik losowy wykazuje wszystkie własności białego szumu (wykr. 5 i tabl. 5), zaś długookresowa wartość zmiennej objaśnianej konwerguje do poziomu 0,203562. Zatem przy zadanej wielkości średniego wieku kobiety rodzącej dla potrzeb prognostycznych możliwe jest wyznaczenie odchylenia standardowego tej zmiennej według następującego wzoru:

$$AGE\hat{S}TAND_T = \hat{A}GE_T \cdot \hat{S}T\hat{A}GE_T \quad (14)$$

gdzie:

- $AGE\hat{S}TAND$ — szacunek odchylenia standardowego średniego wieku rodzącej,
 $\hat{A}GE$ — szacunek średniego wieku rodzącej,
 $\hat{S}T\hat{A}GE$ — szacunek udziału odchylenia standardowego średniego wieku rodzącej w wartości tej zmiennej.

TABL. 5. REZULTATY ESTYMACJI I WERYFIKACJI STATYSTYCZNEJ MODELU UDZIAŁU ODCHYLENIA STANDARDOWEGO W ZMIENNEJ AGE (średni wiek kobiety rodzącej); ZMIENNA OBJAŚNIANA — $STAGE_t$

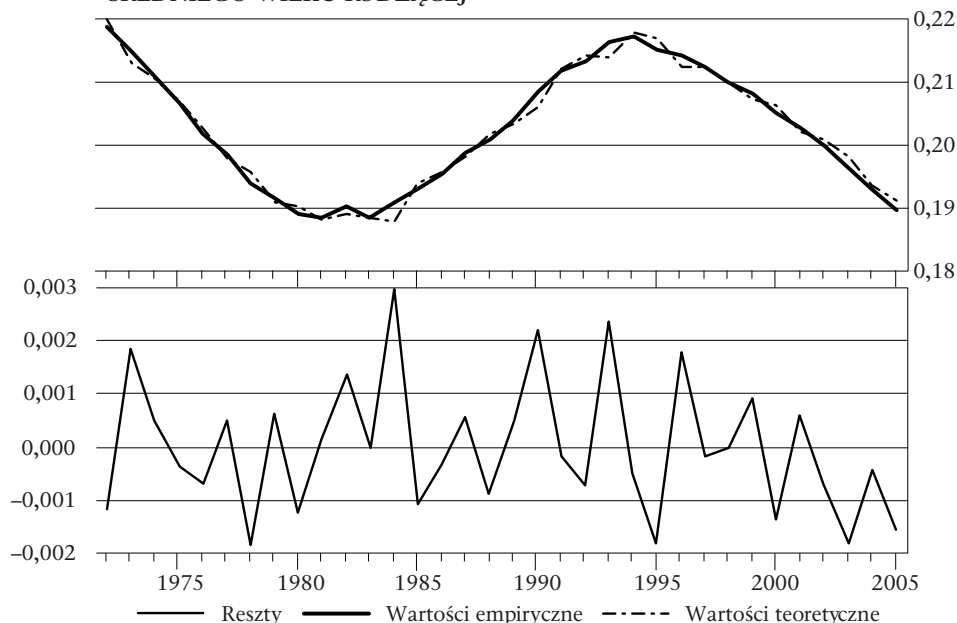
Zmienne objaśniające	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Empiryczny poziom istotności
Wyraz wolny	0,016596	0,004707	3,525580	0,0014
$STAGE_{t-1}$	1,786445	0,084122	21,23624	0,0000
$STAGE_{t-2}$	-0,867970	0,080380	-10,79839	0,0000
U83	-0,004757	0,001390	-3,422563	0,0018

ZESTAWIENIE WYNIKÓW WERYFIKACJI STATYSTYCZNEJ (w nawiasach empiryczny poziom istotności)

Lata	1972—2005	wartość testu: White’a	4,4562 (0,6152)
Liczba stopni swobody	30	Jarque-Berra	1,8923 (0,3882)
$\bar{R}^2$	0,9821	RESET	0,0599 (0,8084)
MAPE	0,4901	Harveya-Colliera ...	1,7529
D—H	-1,4111 (0,1582)	ADF reszt	-7,1907 (0,0000)

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Wykr. 5. DOPASOWANIE WARTOŚCI TEORETYCZNYCH DO WARTOŚCI EMPIRYCZNYCH W MODELU UDZIAŁU ODCHYLENIA STANDARDOWEGO ŚREDNIEGO WIEKU RODZĄCEJ



Źródło: obliczenia własne.

WYZNACZENIE CZĄSTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW PŁODNOŚCI NA PODSTAWIE ROZKŁADU GAMMA ORAZ SZACUNKU OGÓLNEJ LICZBY URODZEŃ

Dysponując danymi dotyczącymi średniego wieku kobiety rodzącej oraz odchyleniem standardowym tej zmiennej, teoretycznie wyznaczono cząstkowe współczynniki płodności. W tabl. 6 przedstawiono wartości parametrów p i b dla każdego roku objętego próbą, jak również wartości następujących zmiennych: współczynnika dzietności, średniego wieku rodzącej oraz odchylenia standardowego średniego wieku rodzącej. Ostatnia kolumna omawianej tablicy zawiera wartości współczynnika determinacji, który informuje, w jakim stopniu wariancja empirycznych cząstkowych współczynników płodności jest objaśniona wariancją swych teoretycznych odpowiedników. Ponadto, na wykresach 6a–6d przedstawiono kształtowanie się teoretycznej linii regresji oraz empirycznych wartości cząstkowych współczynników płodności dla lat: 1975, 1985, 1995 oraz 2005⁸.

⁸ Zamieszczenie odpowiednich wykresów dla wszystkich lat nie było możliwe ze względu na ograniczenia objętości artykułu. Jednakże wnioski, jakie wyciągnąć można już na podstawie wykresów 6a–6d oraz wartości współczynników determinacji uogólnić można na cały analizowany okres.

Jak wynika z przytoczonych obliczeń, stopień dokładności, z jakim rozkładem gamma można aproksymować empiryczną zmienność cząstkowych współczynników płodności, jest bardzo zróżnicowany: od wysokiego — od końca lat 70. aż po koniec lat 90., przez zadowalający i stabilny w latach 70., aż po relatywnie niską — i malejącą z roku na rok — dokładność w ostatnich latach próby, przypadających na obecną dekadę. To spostrzeżenie każe zrewidować wnioski formułowane na podstawie wyników wcześniejszych badań, w których wskazywano na rozkład gamma, jako najbardziej precyzyjny do opisu omawianego zjawiska. Łatwo zauważyć, że dla lat, w których przeprowadzono cytowane badania (np. Pawlukowicz, 1990; Marciniak, 1999) wartości teoretyczne cząstkowych współczynników płodności charakteryzowały się bardzo wysokim stopniem dopasowania do wartości empirycznych. Nie jest jednak oczywiście przesądzone, że inne rozkłady statystyczne gwarantowałyby wyższą dokładność w ostatnich latach próby (Kędelski, 1988). Odpowiedzi na tak postawione pytanie udzielić mogłaby jedynie dalsza analiza empiryczna.

TABL. 6. WARTOŚCI PODSTAWOWYCH CECH ORAZ WSPÓŁCZYNNIKA DETERMINACJI

L a t a	TFR	Średni wiek rodzącej	Odchylenie standardowe wieku	Parametr P wzór (8)	Parametr B wzór (9)	R ²
1970	2,2368	25,7765	5,8514	3,1772	3,3918	0,8983
1971	2,2243	25,6364	5,7478	3,1060	3,4244	0,8862
1972	2,1957	25,5600	5,5954	2,9648	3,5618	0,8801
1973	2,2066	25,4731	5,4749	2,8620	3,6593	0,8820
1974	2,2180	25,3800	5,3559	2,7636	3,7560	0,8854
1975	2,2280	25,3337	5,2360	2,6530	3,8951	0,9006
1976	2,2579	25,2829	5,1059	2,5352	4,0560	0,9140
1977	2,1849	25,2749	5,0166	2,4493	4,1951	0,9294
1978	2,1891	25,3062	4,9105	2,3397	4,4049	0,9483
1979	2,2446	25,4025	4,8667	2,2769	4,5688	0,9622
1980	2,2560	25,5006	4,8244	2,2165	4,7375	0,9715
1981	2,2218	25,6319	4,8298	2,1941	4,8457	0,9770
1982	2,3268	25,8053	4,9127	2,2335	4,8377	0,9791
1983	2,4125	25,9475	4,8880	2,1824	5,0162	0,9860
1984	2,3786	26,0498	4,9722	2,2374	4,9387	0,9883
1985	2,3474	26,1507	5,0473	2,2847	4,8806	0,9901
1986	2,2415	26,2378	5,1264	2,3385	4,8055	0,9902
1987	2,1811	26,2586	5,2167	2,4172	4,6577	0,9901

TABL. 6. WARTOŚCI PODSTAWOWYCH CECH ORAZ WSPÓŁCZYNNIKA DETERMINACJI (dok.)

L a t a	<i>TFR</i>	Średni wiek rodzącej	Odchylenie standardowe wieku	Parametr <i>P</i> wzór (8)	Parametr <i>B</i> wzór (9)	R^2
1988	2,1653	26,3049	5,2881	2,4736	4,5701	0,9902
1989	2,1054	26,2529	5,3504	2,5440	4,4234	0,9896
1990	2,0625	26,1927	5,4582	2,6617	4,2051	0,9882
1991	2,0707	26,1717	5,5434	2,7507	4,0614	0,9868
1992	1,9474	26,2147	5,5937	2,7900	4,0196	0,9858
1993	1,8594	26,3547	5,7002	2,8616	3,9680	0,9828
1994	1,8040	26,4541	5,7479	2,8844	3,9710	0,9781
1995	1,6126	26,3779	5,6765	2,8320	4,0176	0,9698
1996	1,5791	26,3837	5,6517	2,8060	4,0570	0,9609
1997	1,5053	26,3691	5,5983	2,7566	4,1243	0,9516
1998	1,4262	26,3503	5,5312	2,6954	4,2109	0,9402
1999	1,3594	26,3968	5,4965	2,6509	4,2993	0,9311
2000	1,3567	26,4174	5,4157	2,5689	4,4445	0,9238
2001	1,3047	26,5877	5,3892	2,5064	4,6232	0,9098
2002	1,2383	26,7276	5,3474	2,4382	4,8099	0,8924
2003	1,2132	26,8438	5,2685	2,3436	5,0538	0,8803
2004	1,2181	27,0509	5,2243	2,2648	5,3210	0,8672
2005	1,2353	27,2357	5,1670	2,1820	5,6076	0,8513

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

W kontekście omawianej problematyki, rozkład gamma charakteryzuje się pożądanymi właściwościami: jest nie tylko rozkładem bardzo oszczędnym (dwuparametrycznym), ale co ważniejsze — jego parametry dają się wyprowadzić z wielkości o przejrzystej interpretacji demograficznej (wzory (5)—(9). Te ostatnie można z kolei uczynić funkcją innych czynników społeczno-ekonomicznych i demograficznych, tak jak to pokazano w zestawieniu, co pozwala objaśnić zmiany cząstkowych współczynników płodności przy użyciu zależności przyczynowo-skutkowych, nie zaś czysto mechanicznych. W przypadku gdy głównym celem modelu jest generowanie ogólnej liczby urodzeń, można pogodzić się z pewnymi niedokładnościami w dopasowaniu wartości teoretycznych cząstkowych współczynników płodności do wartości empirycznych, o ile stopień objaśnienia ogólnej wariancji urodzeń jest zadowalający.

Wykr. 6a. DOPASOWANIE WARTOŚCI TEORETYCZNYCH CZĄSTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW PŁODNOŚCI KOBIET W ROKU 1975



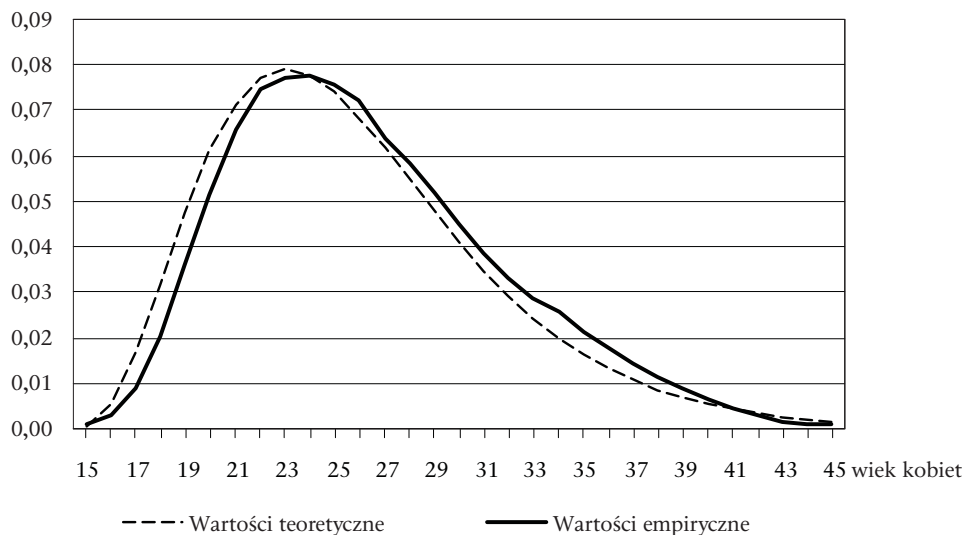
Źródło: obliczenia własne

Wykr. 6b. DOPASOWANIE WARTOŚCI TEORETYCZNYCH CZĄSTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW PŁODNOŚCI KOBIET W ROKU 1985



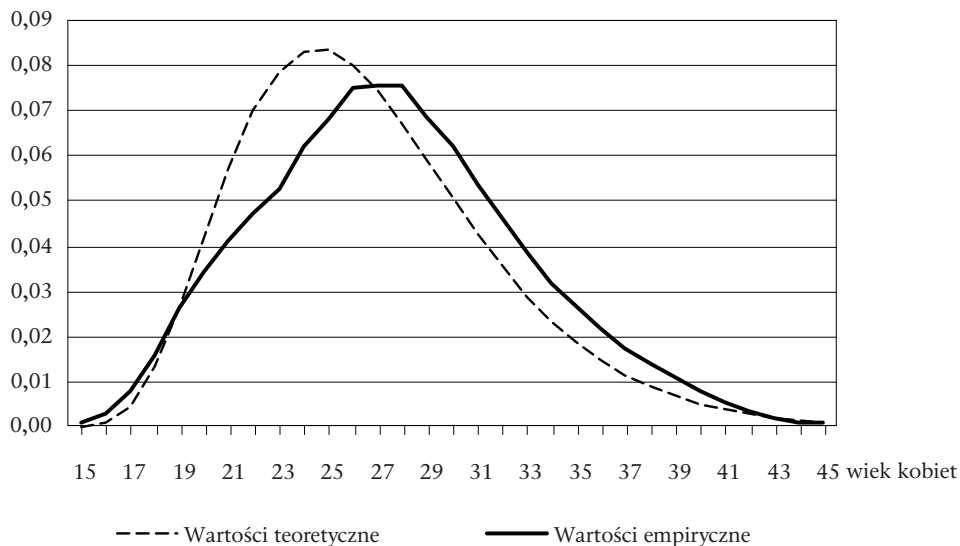
Źródło: obliczenia własne

Wykr. 6c. DOPASOWANIE WARTOŚCI TEORETYCZNYCH CZĄSTKOWYCH
WSPÓŁCZYNNIKÓW PŁODNOŚCI KOBIEŃ W ROKU 1995



Źródło: obliczenia własne

Wykr. 6d. DOPASOWANIE WARTOŚCI TEORETYCZNYCH CZĄSTKOWYCH
WSPÓŁCZYNNIKÓW PŁODNOŚCI KOBIEŃ W ROKU 2005



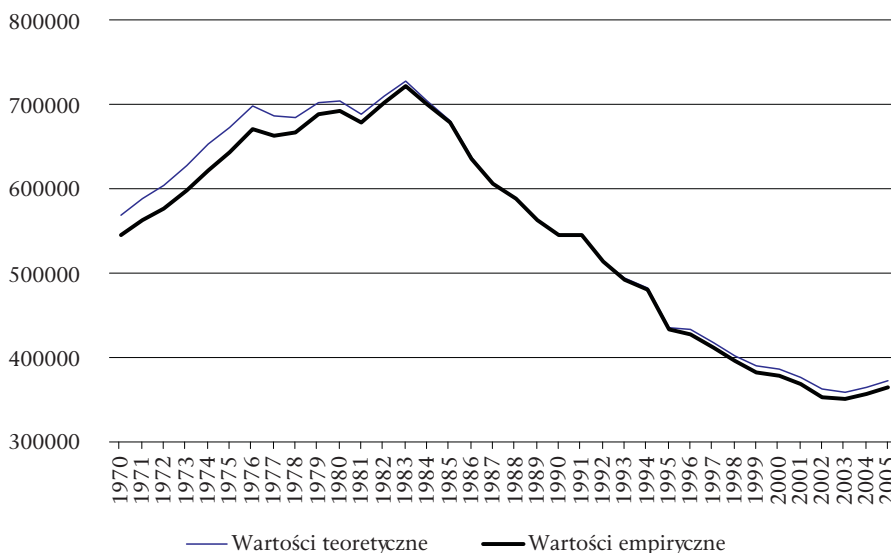
Źródło: obliczenia własne

Na wyk. 7 przedstawiono empiryczne wartości ogólnej liczby żywych urodzeń w Polsce w latach 1970—2005 oraz ich wartości teoretyczne, wyznaczone na podstawie formuły:

$$T\hat{N}C_T = \sum_{r=15}^{45} \hat{sh}_{rT} \cdot TFR_T \cdot k_{rT} \quad (15)$$

Z wyk. 7 wynika, że stopień objaśnienia zmienności ogólnej liczby żywych urodzeń jest wysoki, o czym świadczą dodatkowo wartości współczynnika determinacji $R^2 = 0,9862$ oraz średniego absolutnego błędu procentowego ($MAPE = 1,884$).

Wykr. 7. EMPIRYCZNA I TEORETYCZNA LICZBA ŻYWYCH URODZEŃ W POLSCE



Źródło: opracowanie własne.

Uwagi końcowe

Przedstawiony w artykule model jest adekwatnym narzędziem analitycznym, przy użyciu którego kwantyfikować można wpływ uwarunkowań społeczno-ekonomicznych i demograficznych na wysokość ogólnej liczby urodzeń żywych, jak i ustalić ich wewnętrzną strukturę według wieku kobiet rodzących. Włączenie submodelu demograficznego do szerszego modelu gospodarki naro-

dowej Polski pozwoliłoby konstruować prognozy i scenariusze symulacyjne z uwzględnieniem społeczno-ekonomicznych i demograficznych uwarunkowań rozwoju w ich wzajemnych i jednoczesnych powiązaniach. Powstałby wówczas system, który umożliwiałby pełniejszą i bardziej realistyczną ocenę skutków różnorodnych decyzji z zakresu polityki makroekonomicznej i ludnościowej. Tym samym odparto by słuszną krytykę, wynikającą ze spostrzeżenia, że operacyjne modele demograficzne przyjmują egzogeniczne założenia, dotyczące ekonomicznych determinant rozwoju demograficznego, zaś modele opisujące mechanizmy ekonomiczne — za egzogeniczne uznają projekcje demograficzne.

dr Waldemar Florczak — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Adsera A. (2004), *Changing fertility rates in developed countries. The impact of labour market institutions*, „Journal of Population Economics”, vol. 17
- Baibagysh A. (2002), *Towards explanation of fertility in Kyrgyzstan*, Mimeo
- Becker G. (1965), *A theory of the allocation of time*, „Economic Journal”, vol. 75
- Cigno A., Casolaro L., Rosati F. (2003), *The impact of social security on saving and fertility in Germany*, „Finanz Archiv”, No. 59
- Clark R., Burkhauser R., Moon M., Quinn J., Smeeding T. (2004), *The Economics of an Aging Society*, Blackwell Publishing, Oxford
- Florczak W. (2008a), *Efektywna podaż pracy a wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11—12, Warszawa
- Florczak W. (2008b), *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, GUS
- Florczak W. (2008c), *Model struktury ludności według płci i wieku*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, tom LXXVII, Łódź
- Frątczak E. (2002), *Proces starzenia się ludności Polski*, „Studia Demograficzne”, nr 2 (142)
- Gabos A., Gal R., Kezdi G. (2005), *Fertility Effects of the Pension System and other Intergenerational Transfers*, „PIE Discussion Paper Series”, March 2005, Budapest
- Greene W. H. (1993), *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company
- Gujarati D. (1995), *Basic Econometrics*, McGraw Hill, New York
- Gustafsson S. (2001), *Optimal age at motherhood. Theoretical and empirical considerations on postponement of maternity in Europe*, „Journal of Population Economics”, vol. 14
- Hill A. (1984), *Female Labor Force Participation in Japan: an Aggregate Model*, „The Journal of Human Resources”, vol. 19/2
- Hondroyannis G., Papapetrou E. (2002), *Demographic Transition in Europe*, „Economics Bulletin”, vol. 10, No. 3
- Iglicka K. (1992), *Terytorialne zróżnicowanie płodności w Polsce w świetle niektórych czynników*, „Studia Demograficzne”, nr 4 (110)
- Kędelski M. (1988), *Demometryczna estymacja funkcji płodności według wieku kobiet w Polsce*, „Studia Demograficzne”, nr 1, Warszawa
- Kumor P. (2006), *Nierównomierność rozkładu płac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, GUS
- Kurkiewicz J. (1998), *Modele przemian płodności w wybranych krajach europejskich w świetle drugiego przejścia demograficznego*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie

- Marciniak G. (1999), *Założenia do prognoz dzietności a zmiana wzorca płodności w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, GUS
- Masih A., Masih R. (2000), *The dynamics of fertility, family planning and female education in a developing economy*, „Applied Economics”, vol. 32
- Micevska M., Zak P. (2002), *What accounts for the emergence of malthusian fertility in transition economies?*, Center for Development Research, University of Bonn, Mimeo
- Murphy M. (1992), *Economic Models of Fertility in Post-war Britain — A Conceptual and Statistical Reinterpretation*, „Population Studies”, vol. 46
- Oppen J., Vaupel J. (2002), *Enhanced: Broken Limits to Life Expectancy*, Science, vol. 296/5570
- Panopoulou G., Tsakloglou P. (1999), *Fertility and economic development: theoretical considerations and cross-country evidence*, „Applied Economics”, vol. 31
- Pawlukowicz R. (1990), *Modele probabilistyczne w zastosowaniu do prognozowania rozkładów płodności hipotetycznych kohort kobiet w Polsce*, w: *Rozwój Demograficzny Polski — Analiza i Prognozowanie*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa
- Rószkiewicz M. (1991), *Próba zintegrowanego ujęcia płodności*, „Studia Demograficzne”, nr 1 (103)
- Sanderson W. (1976), *On two schools of the economics of fertility*, „Population and Development Review”, vol. 2
- Welfe A. (2004), *Ekonometria*, PWE, Warszawa
- Whittington L., Alm J., Peters E. (1990), *Fertility and the Personal Exemption: Implicit Pronatalistic Policy in the United States*, „The American Economic Review”, June

SUMMARY

The paper presents a proposal of the gamma distribution model generating total live birth quantity as well as by the mother's age. Parameters of the gamma distribution became function of adequate social and economic as well as demographic factors. Consequently, partial fertility coefficients were made to depend on external considerations. The variance of the theoretical fertility coefficient was explained to determine birth quantity (total and by mother's age). Due to appearance of few potential adequate regressors, the regression method was used for the estimation of structural parameters. The sampling covered the years 1970—2005.

РЕЗЮМЕ

Статья представляет предложение модели генерирующей общее число живых рождений а также их распределение по возрасту рожениц, при использовании распределения гамма. Его параметры являются функцией адекватных социально-экономических и демографических факторов. В результате, частичные коэффициенты плодovitости стали причинным способом зависящими от внешних обусловленностей. С целью определения числа рождений (в целом и по возрасту матерей) объяснилась дисперсия теоретического коэффициента детности. В связи с выступлением многих, потенциально адекватных регрессоров, для оценки структурных параметров использовался метод шаговой регрессии, а выборка охватила 1970—2005 гг.