

Waldemar Florczak

Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych
Uniwersytet Łódzki

MAKROEKONOMICZNE UWARUNKOWANIA
PŁODNOŚCI W POLSCE.
PRÓBA KWANTYFIKACJI¹

WPROWADZENIE

Zagadnienia związane z ruchem naturalnym ludności znajdują się w centrum zainteresowań nie tylko demografii, ale również innych nauk społeczno-ekonomicznych. Wynika to z faktu, iż w długim okresie zmiany w liczbie i strukturze ludności są jednym z zasadniczych czynników warunkujących rozwój gospodarczy (patrz np. Florczak 2008a). Również z punktu widzenia długookresowego rozwoju zrównoważonego zmiany te decydują z jednej strony o presji ekologicznej, z drugiej zaś – o stabilności istniejących rozwiązań instytucjonalnych w zakresie systemu ubezpieczeń społecznych i emerytalnych, czyli warunkują trwałość rozwoju w aspekcie społecznym.

Obserwowane w Polsce od początku transformacji systemowej niskie – wyraźnie poniżej 2,1 – współczynniki dzietności oraz rosnąca oczekiwana długość życia prowadzą do szybkiego starzenia się ludności. Tendencje te – jeśli nie ulegną odwróceniu – mogą przyczynić się do poważnych napięć społeczno-ekonomicznych i wymagać będą daleko idących zmian instytucjonalnych (np. Frątczak 2002, czy Clark i in. 2004). O ile dalszy wzrost oczekiwanej długości trwania życia uznać można za przesądzony i pożądany (np. Oeppen i Vaupel 2002), o tyle – co pokazują dane historyczne dla Polski, jak również zmiany obserwowane w wybranych krajach europejskich (np. kraje skandynawskie), które wcześniej doświadczyły niskiej dzietności (choć nie tak głębokiego spadku jak w przypadku Polski) – spadkowe tendencje płodności kobiet w Polsce mogą ulec odwróceniu. Od 2004 r. liczba urodzeń stopniowo wzrasta, zdając się wskazywać na odwrócenie tendencji spadkowej. Oczywiście, za obserwowaną w przeszłości i ewentualną zmianą omawianego

¹ Autor pragnie podziękować dwóm anonimowym recenzentom za konstruktywne uwagi do pierwszej wersji niniejszego artykułu.

trendu w przyszłości, stoją określone uwarunkowania demograficzne, społeczne i ekonomiczne.

W świetle poczynionych spostrzeżeń niezwykle istotne wydaje się nie tylko zidentyfikowanie, ale również skwantyfikowanie mechanizmów społeczno-ekonomicznego oddziaływania na poziom dzietności. W szczególności, ustalenie pewnej hierarchii przyczyn mogłoby okazać się pomocne w przypadku implementacji pronatalistycznej polityki społeczno-ekonomicznej i demograficznej.

Celem niniejszego artykułu jest próba kwantyfikacji wpływu uwarunkowań społeczno-ekonomicznych i demograficznych na zagregowaną płodność, wyrażoną za pomocą współczynnika dzietności teoretycznej (*total fertility rate*, *TFR*) w Polsce w latach 1970–2005, przy użyciu modelu ekonometrycznego, a docelowo wykorzystanie takiego modelu do prognozowania liczby urodzeń dla Polski (patrz Florczak 2009a) w kontekście szeroko zdefiniowanego rozwoju zrównoważonego (patrz Florczak i Welfe 2007, Florczak 2008b). Stąd model taki powinien charakteryzować się wysokim stopniem objaśnienia wariancji dzietności teoretycznej oraz pożądanymi właściwościami statystycznymi i merytorycznymi. Jednocześnie tak zdefiniowany cel badawczy w znacznym stopniu warunkuje dobór wykorzystanego narzędzia analitycznego i danych, którymi są odpowiednie szeregi czasowe, zagregowane na szczeblu krajowym. Próba realizacji zamierzonych celów przy wykorzystaniu informacji dotyczących płodności w ujęciu kohortowym byłaby bowiem znacznie utrudniona, jeśli w ogóle – przy wykorzystaniu podejścia makroekonomicznego – możliwa.

W celu ustalenia zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających dokonano przeglądu badań empirycznych oraz odwołano się do wybranych współczesnych teorii demograficznych. Jednakże nie próbowano weryfikować ich empirycznej zasadności w sposób odseparowany, traktując je raczej jako fundament teoretyczny, uzasadniający konieczność rozważenia konkretnej zmiennej w wyjściowym równaniu objaśniającym wariancję płodności. Przyjęta strategia modelowania odpowiadała raczej pragmatycznemu spostrzeżeniu, iż obserwowana rzeczywistość jest zbyt skomplikowana, aby poddać się zadawalającemu objaśnieniu przez jedną tylko teorię. Stąd celem analizy było uzyskanie modelu o wysokim stopniu dopasowania wartości teoretycznych do wartości historycznych, zaś modele empiryczne, weryfikujące zasadność określonej, wybranej teorii, częstokroć warunku tego nie spełniają. Dla uprawomocnienia określonej hipotezy teoretycznej wystarcza bowiem, aby związek między daną zmienną objaśniającą reprezentującą określoną teorię a zmienną objaśnianą był statystycznie istotny, co częstokroć ma miejsce, mimo niskiego stopnia objaśnienia wariancji regresanta.

Inną przyczyną, dla której – jak się wydaje – próby jednoczesnego uwzględnienia licznych, potencjalnie istotnych, zmiennych społeczno-ekonomicznych w charakterze regresorów równania objaśniającego poziom dzietności, są bardzo rzadkie, jest współliniowość zmiennych objaśniających. Z drugiej strony jednak, ze względu na wysokie skorelowanie zmiennych objaśniających ze zmienną objaśnianą (por. np. tablica 2), arbitralne ograniczenie zbioru zmiennych egzogenicznych do zaledwie kilku powoduje, iż uzyskane wyniki niemal zawsze wskazują na statystyczną istotność regresorów. Jednakże istniejące teorie i hipotezy badawcze nie hierarchizują

znaczenia poszczególnych czynników w objaśnieniu zmian teoretycznego poziomu dzietności. Stąd ograniczenie *a priori* listy zmiennych objaśniających oraz pominięcie innych – potencjalnie istotnych – prowadzić może do problemu obciążenia estymatorów. W konsekwencji w niniejszej analizie na etapie specyfikacji wyjściowego równania regresji, celowo nie dokonano gradacji znaczenia poszczególnych czynników potencjalnie wpływających na wariancję zmiennych objaśnianych, czego efektem było wykorzystanie metody regresji krokowej (*step-wise regression*) do szacunku parametrów strukturalnych równań.

Uzyskane rezultaty poddano pełnej weryfikacji statystycznej. W doborze narzędzi diagnostycznych kierowano się koniecznością sprawdzenia podstawowych właściwości statystycznych uzyskanych oszacowań z uwzględnieniem realizacji tzw. schematu Gaussa-Markowa.

Wykorzystanie zautomatyzowanej wersji metody regresji krokowej (pakiet do obliczeń ekonometrycznych RATS) uzupełniono monitoringiem merytorycznym w celu zagwarantowania poprawności interpretacyjnej uzyskanych wyników z punktu widzenia kierunków oczekiwanych zależności między regresantem a poszczególnymi regresorami (znaki oszacowanych parametrów). Stąd ostateczna wersja modelu charakteryzuje się pożądanymi właściwościami statystycznymi i merytorycznymi.

Artykuł rozpoczyna zwarty przegląd współczesnych teorii demograficznych w kontekście determinant płodności. Kolejne dwie części prezentują wyniki analiz autorskich. Artykuł kończą wnioski i spostrzeżenia końcowe.

DETERMINANTY PŁODNOŚCI – ZARYS TEORETYCZNY

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 (por. np. Rószkiewicz 1991). Gdy przyjrzeć się pełnemu zbiorowi regresorów równania teoretycznej dzietności okazuje się, iż alternatywne teorie na etapie empirycznej weryfikacji swych założeń i hipotez wykorzystują zbliżone zestawy zmiennych. Jednakże, w zależności od indywidualnych preferencji badaczy, konkretne specyfikacje ograniczają się zazwyczaj do kilku tylko zmiennych. W konsekwencji selektywny dobór zmiennych objaśniających prowadzi z reguły do akceptowalnych wyników empirycznych, w sensie potwierdzenia statystycznie istotnego wpływu regresorów na wariancję regresanta, nawet jeśli stopień objaśnienia wariancji zmiennej objaśnianej oraz przeprowadzona weryfikacja statystyczna pozostawiają spory niedosyt. O ile postępowanie takie można uznać za mniej lub bardziej uzasadnione, gdy przedmiotem badania jest weryfikacja konkretnej teorii płodności, o tyle wykorzystanie go do selekcji modelu wynikającego z przesłanek teoretycznych i charakteryzującego się pożądanymi właściwościami statystycznymi, na podstawie którego można byłoby dokonywać wiarygodnych projekcji, nie wydaje się właściwe. Rzeczywistość demograficzna jest bowiem – również w przypadku

zagregowanej płodności – zbyt skomplikowana, aby w sposób zadowalająco precyzyjny być objaśniona przy użyciu jednej tylko teorii, co uzasadnia strategię modelowania przyjętą w niniejszym badaniu.

Liczba zmiennych wykorzystywanych w badaniach empirycznych nad makroekonomicznymi determinantami płodności jest znaczna, stąd wskazane wydaje się przedstawienie choćby w zarysie podstawowych przesłanek leżących u podstaw głównych teorii. Należy jednak podkreślić, iż przedstawiony poniżej zarys ma charakter służebny względem głównego celu niniejszych rozważań i stanowi jedynie swojego rodzaju „atest” dla zbioru zmiennych objaśniających, uwzględnionych w empirycznej specyfikacji równania płodności (czego reasumpcję stanowi zawartość tablicy 1). Stąd przegląd ten nie jest ani wyczerpujący, ani komparatywny, ani tym bardziej – dyskursywny.

Przez długi czas debata wokół zaobserwowanego w XIX stuleciu w krajach Starego Świata spadku płodności zdominowana była tzw. teorią przejścia demograficznego, która opisuje przejście od reprodukcji tradycyjnej do nowoczesnej. Za jej twórcę uważa się, między innymi, F.M. Notesteina (Notestein i in. 1944) i jego współpracowników z Instytutu Badań Ludnościowych w Princeton (por. np. Kirk 1996, Kurkiewicz 1998). W skrócie sprowadza się ona do spostrzeżenia, iż postęp naukowo-techniczny prowadzi do znaczącej poprawy kondycji ekonomicznej i zdrowotnej społeczeństwa i w konsekwencji powoduje znaczny spadek umieralności, co przy wolniejszym spadku płodności przyczyniło się do eksplozji demograficznej. W wyniku postępującej industrializacji i urbanizacji następuje dalszy spadek płodności, co prowadzi do reprodukcji prostej. W konsekwencji liczba ludności bądź stabilizuje się, bądź tylko nieznacznie rośnie.

Podjmując próby wyjaśnienia spadku płodności w ramach przejścia demograficznego, formułowano teorie cząstkowe eksponujące znaczenie określonych czynników.

Jedną z nich – ekonomiczna teoria płodności według szkoły chicagowskiej (*new home economics*) akcentuje znaczenie czynnika popytu na dzieci jako głównej determinanty płodności. Popyt ten jest z kolei funkcją kosztów związanych z posiadaniem dziecka (w tym kosztów utraconych korzyści), dochodów uzyskiwanych przez rodziców/rodzica oraz indywidualnych preferencji par/kobiet (wzorce życia). Dzieci traktowane są zatem analogicznie do innych dóbr rynkowych, wymagając ponoszenia kosztów ze strony rodziców/matki – czy to bezpośrednich – związanych z wychowaniem – czy to pośrednich (ograniczenie lub rezygnacja z aktywności zawodowej). Zmiany każdego z wymienionych czynników prowadzić powinny do zmian w poziomie płodności.

Koncepcja ta spotkała się z dużym zainteresowaniem ekonomistów i demografów, jak również ze zdecydowaną krytyką, wynikającą ze sprzeczności pomiędzy przesłankami teoretycznymi a obserwowaną w praktyce ujemną korelacją między zamożnością społeczeństw a płodnością². W odpowiedzi pojawiło się kilka mody-

² Zgodnie z omawianą teorią, wzrost dochodów prowadzić powinien, *ceteris paribus*, do wzrostu popytu na dzieci, a tym samym płodności.

fikacji omawianej teorii, w tym hipoteza preferowania jakości dziecka nad liczbą posiadanych dzieci (Becker 1960), hipoteza wzrastającej aktywności zawodowej kobiet i rosnącego kosztu utraconych korzyści (*price of time model*, Becker 1965), czy hipoteza uwzględniająca przewidywane ekonomiczne korzyści z posiadania dzieci (Sanderson 1976).

Caldwell i in. (1992) sformułował hipotezę „przepływu bogactwa” (*wealth flow hypothesis*), będącą próbą wyjaśnienia spadku płodności w trakcie przejścia, a w myśl której wraz z rozwojem cywilizacyjnym następuje zmiana kierunku przepływu bogactwa międzypokoleniowego. W gospodarkach słabo rozwiniętych przepływ bogactwa następuje od dzieci do rodziców, co tłumaczy wysoki poziom dzietności. W gospodarkach rozwiniętych natomiast następuje zmiana kierunku tego przepływu, co wyjaśnia niski poziom dzietności obserwowany w takich krajach.

Zbliżoną koncepcyjnie do hipotezy przepływu bogactwa jest hipoteza „zabezpieczenia na starość” (*old-age security hypothesis*). Zgodnie z tą hipotezą dzieci postrzegane są jako inwestycje. Rodzice decydują się na dzieci w celu ekonomicznego zabezpieczenia swojej starości. Stąd rozwój sektora ubezpieczeń społecznych i emerytalnych prowadzi do zmniejszenia popytu na dzieci, a w konsekwencji do spadku płodności (por. np. Hoddinott 1992, Nashimura i Zhang 1993).

Interesującą hipotezę dotyczącą wpływu dochodu relatywnego na płodność sformułował Easterlina (Easterlin 1966, 1976, Easterlin, Pollack, Wachter 1980). Głosi ona, że liczebne kohorty napotykały trudności ze znalezieniem pracy ze względu na dużą podaż pracy, co skutkuje relatywnym obniżeniem wynagrodzeń młodych mężczyzn w stosunku do ich aspiracji materialnych. W dążeniu do realizacji oczekiwanego standardu życia kohorty te podejmują działania, takie jak zwiększenie aktywności zawodowej młodych kobiet, opóźnienie rodzicielstwa lub zmniejszenie liczebności rodziny, których celem jest osiągnięcie ich materialnych oczekiwań. Empiryczne analizy weryfikujące hipotezę dochodu relatywnego (określanej również mianem hipotezy aspiracji) wykorzystują dane dotyczące relacji przeciętnej płacy kobiet do przeciętnej płacy mężczyzn oraz relację przeciętnego dochodu młodych kohort (na ogół 19–24 lata), tworzących odrębne gospodarstwa domowe, do przeciętnego dochodu generacji starszych (na ogół 45–54 lata), tworzących rodziny z dziećmi. Te ostatnie – wprowadzane do modeli z pewnym (na ogół 5-letnim) opóźnieniem – można uznać za „kohorty rodzicielskie”, na podstawie których – poprzez proces socjalizacji, przyswajania postaw, wzorców i preferencji życiowych (w którym środowisko rodzinne odgrywa kluczową rolę) – młodzi ludzie formułują swoje oczekiwania na przyszłość. Jak się wydaje teoria powyższa jako jedna z pierwszych nawiązywała bezpośrednio do koncepcji zmian wzorców życiowych, wcześniej przypisywaną jedynie naukom socjologicznym i psychologii społecznej, uwzględnionej także w makroekonomicznym modelu płodności (Macunovich 1998a). Warto podkreślić również, iż – w przypadku braku bardziej adekwatnych danych – hipotezę relatywnego dochodu można weryfikować poprzez wykorzystanie odpowiednich miar nierówności ekonomicznych.

Próbę połączenia teorii Beckera (*price of time model* lub *absolute income model*) z hipotezą Easterlina (*relative income model*) podjęła Macunovich (1996, 1998b).

W celu weryfikacji hipotezy o zmianie wpływu efektu netto wysokości przeciętnych płac kobiet na poziom zagregowanej dzietności, autorka wprowadza do swojego modelu – obok płac przeciętnych mężczyzn i kobiet występujących w modelu Beckera oraz relatywnego dochodu (efekt aspiracji) w modelu Easterlina – również zmienną interakcyjną między płacą przeciętną kobiet i relatywnym dochodem. W efekcie udowadnia ona jednoczesną zasadność hipotez Beckera i Easterlina oraz własnej, gdyż statystyczna istotność zmiennej interakcyjnej świadczy o tym, iż wraz ze wzrostem dochodów uzyskiwanych przez kobiety maleje znaczenie dochodów uzyskiwanych przez ich partnerów.

W kontekście teorii przejścia warto wspomnieć również o koncepcji tzw. drugiego przejścia demograficznego, której podwaliny dały prace: Lesthaeghe i Meekers (1986), Lesthaeghe i Surkyn (1988) oraz Van de Kaa (1987, 1988). Pojawienie się od połowy lat 60. poziomu dzietności nie zapewniającej prostej reprodukcji pokoleń skupiło uwagę na zmianach zachowań dotyczących rodziny. Zwolennicy tej teorii wskazują na kulturowe i społeczne przyczyny tego stanu rzeczy, w tym na takie zjawiska jak (por. Van de Kaa 1987: 11, za: Kurkiewicz 1998: 27):

- przejście od tradycyjnych związków małżeńskich do kohabitacji,
- przesunięcie centrum zainteresowania z dziecka na dorosłych,
- zastąpienie zapobiegawczej antykoncepcji przez świadomą prokreację,
- ograniczenie panującego dotychczas homogenicznego typu rodziny i gospodarstwa domowego, a rozpowszechnienie się różnorodnych ich form.

Warto zaznaczyć, iż zarówno demografowie, socjologowie, jak i ekonomiści nie są zgodni, co do tego, czy reprodukcję zawężoną należy uznać za zjawisko trwałe czy też przejściowe. Co więcej, w kontekście czynników społeczno-ekonomicznych teoria drugiego przejścia nie wskazuje raczej na inne przyczyny zmian schematu reprodukcji niż ma to miejsce w przypadku teorii pierwszego przejścia. Stąd specyfikacje równań empirycznych zmian płodności w kontekście wymienionych czynników nie są wrażliwe na fakt, którą z istniejących teorii uznać za wiążącą.

Wśród najnowszych teorii płodności, znajdujących licznych zwolenników, znajdują się teorie nawiązujące do zmiany społecznych ról płci oraz niedostosowań instytucjonalnych (np. De Bruijn 1999, McDonald 2000). Zgodnie z nimi niski poziom płodności, obserwowany w licznych krajach rozwiniętych, wynika z niedopasowania istniejących rozwiązań instytucjonalnych do dynamicznie zmieniającego się modelu rodziny i preferencji życiowych jednostek, jak również są konsekwencją braku równouprawnienia kobiet w życiu rodzinnym i społecznym. Jak zauważa Chesnais (1996), skoro kobiety cieszą się (niemal) takimi samymi prawami jak mężczyźni w dostępie do edukacji i na rynku pracy, zaś egzekwowanie tych praw napotyka poważne trudności z powodu obowiązków rodzicielskich, wówczas mogą one dążyć do ograniczania liczby posiadanych dzieci. W celu zmniejszenia tych niedostosowań konieczne są zatem odpowiednie reformy instytucjonalne (polityka rodzinna, system podatkowy, system ubezpieczeń społecznych), jak również propagowanie partnerskiego modelu rodziny.

Liczne aplikacje empiryczne dotyczące identyfikacji determinantów płodności opierają się na teorii płodności sformułowanej przez Easterlina (1969, 1975) oraz teorii czynników bezpośrednich (*proximate determinants*) opracowanej przez Bongaartsa (1982). Warto przytoczyć tutaj jego główne hipotezy ze względu na wysoki poziom sformalizowania teoretycznych wywodów, traktując omawiany model jako przykład implementacji formalnych narzędzi do analizy zagadnienia zagregowanej płodności.

Easterlin wyróżnia trzy główne składowe, determinujące płodność: podaż i popyt na dzieci oraz koszty regulacji płodności. Zdaniem Bongaartsa natomiast płodność jest funkcją czynników bezpośrednich, na które z kolei wpływają różnorodne czynniki społeczno-ekonomiczne. Lista czynników bezpośrednich jest krótka i obejmuje biologiczne i behawioralne uwarunkowania płodności zestawione w trzech grupach (Bongaarts 1978, Jaruga 1999):

- 1) czynniki sprzyjające (*exposure factors*), w tym przede wszystkim odsetek kobiet w wieku rozrodczym pozostających w związkach małżeńskich oraz średni wiek inicjacji seksualnej kobiet,
- 2) świadoma kontrola płodności obejmująca:
 - a) stosowanie środków antykoncepcyjnych (włączając wstrzemięźliwość seksualną i sterylizację),
 - b) aborcję oraz inne celowe działania mające na celu doprowadzenie do poronienia,
- 3) biologiczne uwarunkowania płodności:
 - a) długość okresu bezpłodności poporodowej,
 - b) biologiczne predyspozycje do zajścia w ciążę oraz intensywność stosunków seksualnych,
 - c) poronienia naturalne,
 - d) średni wiek bezpłodności.

Powyższa lista jest kompletna, w tym sensie, iż jakiegokolwiek czynniki środowiskowe i społeczno-ekonomiczne oddziaływać mogą na płodność jedynie za pośrednictwem wymienionych czynników bezpośrednich. Zdaniem Bongaartsa obserwowane zmiany płodności wynikają przede wszystkim ze zmian pierwszych czterech z siedmiu wymienionych powyżej cech. Z kolei, zgodnie z teorią Easterlina (patrz Easterlin i in. 1980), czynniki społeczno-ekonomiczne oddziałują bezpośrednio na grupę pierwszą i trzecią, zaś świadoma kontrola płodności jest funkcją popytu, podaży i kosztów kontroli płodności, co sformalizować można następująco.

Przez podaż bądź potencjalną liczbę dzieci w danej rodzinie, C_s , rozumieć należy liczbę potomstwa, którą dana para³ posiadałaby, gdyby nie podejmowała żadnych działań skierowanych na jej ograniczenie. Podaż zależy zatem bezpośrednio od naturalnych uwarunkowań płodności, które to czynniki są z kolei funkcją różnorodnych czynników psychologicznych, kulturowych, zdrowotnych, a pośrednio – ekonomicznych i społecznych.

³ Przez parę rozumieć należy tutaj nie tylko sformalizowany prawnie związek małżeński, ale również osoby pozostające ze sobą w związkach kohabitacyjnych.

Z kolei przez popyt na dzieci bądź pożądaną liczbę dzieci w rodzinie, C_D , rozumieć należy liczbę potomstwa, którą dana para chciałaby posiadać, gdyby koszty regulacji płodności były zerowe, bądź marginalne. Główne czynniki determinujące popyt na dzieci można ująć w następujących grupach:

- a) bezpośrednie koszty i korzyści z tytułu posiadania dzieci,
- b) koszt utraconych korzyści,
- c) dochód/zamożność ekonomiczna danej rodziny,
- d) indywidualne preferencje oraz dominujące wzorce życia i normy społeczne.

Ostatnia ze składowych teorii płodności Easterlina – koszty regulacji płodności obejmuje nastawienie pary wobec świadomej kontroli płodności, jej wiedzę na ten temat, jak i dostęp do istniejących środków antykoncepcyjnych. W tym rozumieniu przez koszt rozumie się nie tylko ekonomiczne (pieniężne i czasowe) nakłady związane z poznaniem i zastosowaniem danego środka regulacji urodzeń, ale również koszty psychologiczne wywołane prawnymi, społecznymi, kulturowymi czy religijnymi motywami takiej regulacji, np. niechęć do poznawania metod kontrolowania rodziny, stosowania środków antykoncepcyjnych, czy też świadome odrzucenie niektórych metod kontroli (np. aborcji).

Zgodnie z teorią Easterlina świadoma kontrola płodności wynika z różnicy między potencjalną a pożądaną liczbą potomstwa, $C_S - C_D$. Jeśli $C_S - C_D$ jest ujemne, wówczas istnieją bodźce do powiększenia liczebności rodziny, zaś w przypadku przeciwnym para stara się do tego nie dopuścić, sięgając do środków świadomej regulacji płodności. Jednakże zaznaczyć należy, iż wówczas gdy koszty regulacji przewyższają będą korzyści wynikające z jej zastosowania, niepodjęte zostaną żadne próby jej implementacji. Liczba dzieci w rodzinie będzie zatem wyższa od liczby pożądanej. Jedynie w przypadku, gdy koszty regulacji są relatywnie niskie, świadoma kontrola płodności pozwala na uzyskanie pożądanej liczebności rodziny.

Teorie Easterlina i Bongaartsa pozwalają na spójne objaśnienie różnic w poziomach płodności między krajami rozwiniętymi a rozwijającymi się. Istniejące badania empiryczne (np. Easterlin i Crimmins 1985) wskazują, iż w krajach rozwijających się – ze względu na wysokie koszty regulacji – płodność realizuje się na poziomie podaży, zaś w krajach rozwiniętych – na poziomie popytu⁴. Tym niemniej w celu zidentyfikowania przyczyn zróżnicowania dzietności między krajami rozwiniętymi, jak również objaśnienia wariancji tej zmiennej dla konkretnego kraju, konieczne

⁴ Wniosku tego nie podważa fakt, iż wyniki badań o zamierzeniach prokreacyjnych w krajach rozwiniętych wskazują, iż realizowany poziom dzietności jest tam na ogół niższy od dzietności pożądanej. Wyniki te pokazują jedynie, iż psychologiczna potrzeba posiadania większej liczby dzieci jest w krajach takich moderowana obiektywnymi możliwościami realizacji tej potrzeby przez rodziców. Innymi słowy – szukając analogii w terminologii ekonomicznej – chęć/potrzeba posiadania dzieci jest tam wyższa od (efektywnego) popytu na dzieci. Ten ostatni jest zaś funkcją licznych czynników, wymienionych w niniejszym artykule. W przypadku krajów rozwiniętych argument o wysokich kosztach świadomej kontroli płodności wydaje się bowiem nieadekwatny. Zatem rozbieżność między deklarowaną a faktyczną liczbą dzieci świadczy raczej o niedopasowaniu szeroko rozumianych uwarunkowań – społecznych, ekonomicznych i instytucjonalnych – do indywidualnych potrzeb rodzicielskich, co najpełniej odpowiada hipotezom formułowanym na gruncie teorii instytucjonalnych oraz teorii zmian roli płci.

jest odwołanie się specyfikacji ‘hybrydowych’, w których wykorzystywane są jednocześnie determinanty wymieniane we wszystkich wymienionych powyżej teoriach.

Na zakończenie tej części rozważań warto poświęcić nieco miejsca przeglądowi współczesnych badań nad płodnością w Polsce. Wszechstronne i zwięzłe omówienie tego tematu znaleźć można w artykule I.E. Kotowskiej, J. Józwiak, A. Matysiak i A. Baranowskiej (Kotowska i in. 2008). Spadek płodności jest omawiany na tle wielowymiarowych przemian społeczno-gospodarczych, kulturowych, wzorców życia rodzinnego, preferencji życiowych jednostek, itp., jakie wystąpiły po 1989 r. Autorki formułują liczne hipotezy – wsparte odpowiednimi rezultatami badań empirycznych – co do możliwych przyczyn spadku dzietności w Polsce w okresie transformacji. Chociaż *explicite* czynią odwołania w zasadzie jedynie do teorii drugiego przejścia demograficznego, to jednak wachlarz analizowanych przez autorki zmiennych wpływających na dzietność jest w znacznej mierze zbieżny ze zbiorem czynników wymienionych w tabelicy 1 niniejszego artykułu. W szczególności autorki wymieniają następujące trzy grupy czynników determinujących płodność w Polsce: zmiany wzorców życia rodzinnego, determinanty społeczno-ekonomiczne i zmiany preferencji życiowych jednostek. Przytoczmy główne wnioski omawianego artykułu, posiłkując się odwołaniami do wybranych, dodatkowych wyników badań nad uwarunkowaniami spadku płodności w Polsce po 1989 r.

W grupie pierwszej (wzorce życia rodzinnego) znalazły się następujące czynniki:

- a) wzrost udziału związków pozamałżeńskich, charakteryzujących się niższą skłonnością do posiadania potomstwa (np. Fihel 2005),
- b) zwiększenie średniego wieku osób zawierających związki małżeńskie,
- c) wzrost niepewności co do trwałości zawieranych związków (wzrost liczby rozwodów).

Wśród czynników reprezentujących kontekst społeczno-ekonomiczny wymieniano następujące determinanty płodności:

- a) uwarunkowania instytucjonalne i ich zmiany, zwłaszcza z zakresu relacji między państwem, przedsiębiorstwem a rodziną, w tym odejście od koncepcji państwa opiekuńczego (np. Kotowska 2004),
- b) rynek pracy, a zwłaszcza zmiany dotyczące aktywności zawodowej kobiet: spadek zatrudnienia kobiet i wzrost ich bezrobocia jest jedną z przyczyn ekonomicznej słabości polskich rodzin i wpływa na rezygnację z dziecka lub odroczenie decyzji o dziecku. Jednocześnie istniejące uwarunkowania instytucjonalnoprawne sprawiają, iż relacja między aktywnością zawodową kobiet a płodnością wykazuje symptomy „błędnego koła”. Z jednej strony bowiem brak pracy skutkuje racjonalną decyzją odroczenia decyzji o rodzicielstwie, z drugiej zaś – w przypadku posiadania pracy, obawy związane z jej utratą po urodzeniu dziecka, jak również niewielkie możliwości skorzystania z instytucjonalnych usług opieki nad małymi dziećmi, skutkują odkładaniem/zaniechaniem decyzji prokreacyjnych (np. Muszyńska 2004),
- c) zmiany w dostępie do edukacji, a zwłaszcza rosnący poziom wykształcenia i partycypacji kobiet w szkolnictwie wyższym, będący konsekwencją zmian na rynku

- pracy i zwiększonego popytu na wysoko wykwalifikowaną i elastyczną siłę roboczą (np. Kotowska i Abramowska 2003),
- d) zmiany polityki rodzinnej, polegające na ograniczeniu dostępu do wielu rozwiązań (bardziej restrykcyjne kryteria dostępności) i obniżenie skali bezpośrednich świadczeń, a także skierowanie świadczeń głównie do rodzin ubogich (Balcerzak-Paradowska i in. 2003),
 - e) brak efektywnych bodźców pronatalistycznych w istniejącym systemie podatkowym,
 - f) niewydolny system publicznej opieki nad małymi dziećmi oraz drogi system opieki prywatnej; udział dzieci korzystających z instytucjonalnych usług opiekuńczych należy współcześnie w Polsce do najniższych w Europie (Matysiak 2005a),
 - g) stosunkowo niska elastyczność istniejącego systemu urlopów rodzicielskich (Matysiak 2005a),
 - h) niska elastyczność organizacji pracy przejawiająca się np. niewielkim zakresem stosowana elastycznego czasu pracy, czy pracy w niepełnym wymiarze czasu.

W odniesieniu do wpływu na płodność uwarunkowań kulturowych, wzorców życia rodzinnego oraz preferencji życiowych jednostek autorki opracowania (Kotowska i in. 2008) dochodzą do niejednoznacznych wniosków. Z jednej strony bowiem zauważają – zwłaszcza wśród osób młodych – narastające symptomy zmian postaw życiowych, charakterystyczne dla drugiego przejścia demograficznego, z drugiej strony jednak społeczeństwo polskie w swej zdecydowanej większości – włącznie z ludźmi młodymi – wciąż przywiązuje zasadniczą wagę do instytucji rodziny z dziećmi, wychowywanymi w małżeństwie (np. Kowalska i Wróblewska 2008). Wniosek ten, jak również wyniki badań nad zamierzeniami prokreacyjnymi Polaków (np. Józwiak 2006) – wskazujące na chęć posiadania większej liczby dzieci niż ma to miejsce w rzeczywistości – wydają się uzasadniać tezę, iż przyczyn obserwowanego spadku płodności w Polsce po 1989 r. upatrywać należy w pierwszej kolejności w szeroko zdefiniowanych uwarunkowaniach społeczno-ekonomicznych.

Badania wykorzystujące metody statystyki opisowej nie pozwalają na wyciągnięcie kwantyfikowalnych wniosków dotyczących siły oddziaływania danego czynnika na wariację płodności, w sensie ustalenia odpowiednich elastyczności. Narzędziem umożliwiającym odpowiedź na tak postawione pytanie jest natomiast analiza regresji wielorakiej, wykorzystana w niniejszym artykule.

Zauważmy, iż wszystkie czynniki potencjalnie determinujące płodność wymienione w tabelicy 1, podzielić można na zmienne wpływające bezpośrednio – z pominięciem uwarunkowań biologicznych (wyszczególnionych przez teorię Bongaartsa-Easterlina) – oraz pośrednio na zmienną objaśnianą. Do pierwszej grupy zaliczyć można w zasadzie wszystkie czynniki rozpatrywane w artykule I.E. Kotowskiej i in. (2008), które mogą oddziaływać na decyzje prokreacyjne jednostek. Do drugiej zaś należą czynniki oddziałujące pośrednio – zwykle o znacznie wyższym poziomie agregacji – których wpływ na dzietność może okazać się bardzo silny nawet w przypadku niepełnego uświadomienia ich roli przy podejmowanych decyzjach prokreacyjnych przez zainteresowane jednostki. Jeśli w wyniku zastoso-

wania analizy regresji okazałoby się, iż zagregowane współczynniki płodności są funkcją przede wszystkich zmiennych należących do drugiej grupy, rezultat taki nie dyskredytowałby znaczenia czynników grupy pierwszej, a jedynie dawałby asumpt do postawienia pytania o możliwość efektywnej implementacji polityki pronatalistycznej bez radykalnej zmiany szerszych uwarunkowań makroekonomicznych. Innymi słowy: pojawiłoby się pytanie, czy jest realistyczne, aby nastąpiły zasadnicze zmiany wybranych, ważkich elementów polityki ludnościowej bez naruszania *status quo* w innych, niemniej ważnych elementach polityki makroekonomicznej. Ze względu na wagę powyższego pytania, rzetelna odpowiedź na nie stanowić mogłaby treść odrębnego opracowania, stąd w niniejszym artykule wątek ten nie będzie dalej rozwijany.

SPECYFIKACJA RÓWNANIA DZIETNOŚCI TEORETYCZNEJ

Przedstawiony przegląd społeczno-ekonomicznych uwarunkowań płodności wymienianych w wybranych teoriach płodności nie jest oczywiście wyczerpujący. Tym niemniej, nawet w tak zwężonej postaci, pozwala on uzasadnić obecność różnorodnych zmiennych, wykorzystywanych w specyfikacjach empirycznych równań objaśniających zmienność płodności, poprzez przypisanie ich do odpowiednich postulatów/hipotez teoretycznych. Warto podkreślić również, iż istniejące teorie płodności są względem siebie komplementarne – nie zaś substytucyjne – co dodatkowo tłumaczy dość eklektyczny charakter większości specyfikacji równań objaśniających wariancję płodności. Dotyczy to zarówno badań bazujących na danych typu przekrojowego (lub przekrojowo-czasowego), obejmujących liczne kraje świata w wybranych momentach czasu, jak i też badań wykorzystujących dane w postaci szeregu czasowego dla wybranego kraju. W zależności od doboru zmiennych objaśniających dla takiego równania udowodnione są wybrane aspekty zarysowanych powyżej, różnorodnych hipotez teoretycznych. Większość specyfikacji ma przy tym charakter formy zredukowanej, gdzie zagregowana płodność jest bezpośrednio funkcją czynników społeczno-ekonomicznych, nie zaś czynników pośrednich. Próby specyfikacji mieszanych, w których obok nielicznych czynników bezpośrednich (np. sprzedaż środków antykoncepcyjnych *per capita*) występują znacznie liczniejsze zmienne społeczno-ekonomiczne należy przy tym uznać za merytorycznie błędne, gdyż wpływ tych ostatnich odbywa się – jak już wspomniano – za pośrednictwem czynników bezpośrednich. Podejście takie *implicite* zakłada, iż czynniki społeczno-ekonomiczne, uwzględnione w specyfikacji, nie wpływają na czynnik/czynniki bezpośredni/e występujący/e w takim równaniu.

W tablicy 1 przedstawiono listę potencjalnych zmiennych objaśniających równania opisującego współczynnik dzietności, których statystyczną istotność potwierdzono w różnorodnych analizach empirycznych nad społeczno-ekonomicznymi uwarunkowaniami płodności. Obecność wymienionych zmiennych uzasadniona jest odpowiednimi przesłankami teoretycznymi, których reasumpcję zawarto

w poprzednim punkcie artykułu. Dodatkowo tablica 1 zawiera techniczne uwagi dotyczące konstrukcji bazy danych dla Polski, niezbędnej dla przeprowadzenia analiz⁵.

Tablica 1. Lista potencjalnych zmiennych objaśniających równanie dzietności
Explanatory variables in the total fertility rate equation

Lp.	Zmienna / symbol zmiennej (Variable / symbols)	Uzasadnienie teoretyczne (Theoretical justification)	Wybrane aplikacje empiryczne (Selected applications)	Oczekiwana korelacja (Expected correlation)	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski (Notes on data base for Poland)
1.	Opóźniona wartość zmiennej objaśnianej (dzietność), TFR_{t-1}	Płodność jako zjawisko społeczno-kulturowe charakteryzuje się silną inercją, spowodowaną m.in. powolnymi z natury rzeczami zmianami tych uwarunkowań (wszystkie teorie)	Cigno i in. 2003 Gabos i in. 2005	(+)	Współczynniki dzietności wyznaczono w oparciu o cząstkowe współczynniki płodności wg wieku kobiet rodzących na podstawie roczników statystycznych GUS za lata 1970–2005
2.	Średni wiek rodzącej AGE	Biologiczne uwarunkowania płodności (teoria Easterlina-Bongaartsa) są bezpośrednio funkcją wieku kobiety	Baibagych 2002, Hill 1984, Micevska i Zak 2002	(-) ⁶	Na podstawie struktury urodzeń według wieku rodzącej
3.	Aktywność zawodowa kobiet w wieku rozrodczym AZK	Koszt utraconych korzyści / szkoła chicagowska (Becker 1960, 1965),	Masih i Masih 2000, Panopoulou i Tsakloglou 1999, Micevska i Zak 2002, Iglicka 1992	(-)	Roczniki statystyczne GUS-u + obliczenia własne (interpolacja brakujących danych dla odpowiednich lat gospodarki nakazowo-rozdziałowej); ze względu na dostępność danych, zmienna ta obejmuje aktywność zawodową kobiet w wieku 15–44 lata

⁵ Warto wspomnieć, iż nawet tak długa lista potencjalnych zmiennych objaśniających o proveniencji społeczno-ekonomicznej nie jest wyczerpująca. W niniejszym 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 funkcją przede wszystkim poziomu i zróżnicowania dochodów, czyli zmiennych *explicite* uwzględnionych w badaniu, np. Matysiak 2005a).

⁶ Przejściowo, w krótkim okresie zależność między średnim wiekiem matki a TFR może być dodatnia, w sytuacji gdy nie ulegnie zmianie średni wiek matek rodzących po raz pierwszy, przy jednoczesnym ograniczeniu urodzeń wyższych kolejności, wywołanym przesunięciem w czasie decyzji o powiększeniu rodziny. Jednakże w długim okresie – przyjętym w niniejszej analizie – obniżaniu zagregowanej płodności towarzyszy rosnący średni wiek rodzących po raz pierwszy, zaś zagregowany efekt odłożenia w czasie decyzji o powiększeniu rodziny ulega wyczerpaniu. W konsekwencji długookresowa zależność pomiędzy średnim wiekiem rodzących a zagregowanym współczynnikiem dzietności jest ujemna.

Lp.	Zmienna / symbol zmiennej (Variable / symbols)	Uzasadnienie teoretyczne (Theoretical justification)	Wybrane aplikacje empiryczne (Selected applications)	Oczekiwana korelacja (Expected correlation)	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski (Notes on data base for Poland)
4.	Realne płace przeciętne (logarytm) $\ln(WBP/PC)=LWB$ lub/ PKB 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 i Tsakloglou 1999, Whittington i in. 1990, Hondroyiannis i Papapetrou 2002, Micevska i Zak 2002	(?) np. teoria kosztowa (+); teoria drugiego przejścia i hipoteza „jakość-i-ilość” (-)	<i>WBP</i> – przeciętne płace nominalne <i>PC</i> – deflator spożycia indywidualnego Bazy danych modeli serii W8
5.	Współczynnik nierówności płacowych Lorenza, <i>LOR</i>	Teoria drugiego przejścia, teoria relatywnego dochodu, teoria utraconych korzyści	Micevska i 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 w oparciu o pierwszy przyrost z lat 2004–2003
6.	Współczynnik urbanizacji, <i>URB</i>	Teoria przejścia	Adsera 2004, Panopoulou i Tsakloglou 1999, Iglicka 1992	(-)	Roczniki statystyczne GUS
7.	Relacja przeciętnej płacy kobiet do przeciętnej płacy mężczyzn <i>RWB</i>	Teoria drugiego przejścia, teoria relatywnego dochodu, teoria utraconych korzyści	Whittington i in. 1990, Murphy 1992, Hill 1984, Macunovich 1996, Macunovich 1998b	(-)	Za lata 1995–2005 – na podstawie danych BAEL; za lata 1970–1994 – relacja przeciętnej płacy w dziale „ochrona zdrowia i opieka społeczna” (najbardziej sfeminizowany dział gospodarki) do przeciętnej płacy w dziale „budownictwo” (najbardziej zmaskulizowany dział gospodarki); roczniki statystyczne GUS + przeliczenia własne
8.	Współczynnik zgonów niemowląt <i>ZG</i>	Wszystkie teorie	Whittington i in. 1990, Masih i Masih 2000, Hondroyiannis i Papapetrou 2002, Hill 1984, Iglicka 1992	(?) z jednej strony wysoka umieralność dzieci wywoływać może efekt kompensacji i przyczyniać	Roczniki demograficzne GUS

Lp.	Zmienna / symbol zmiennej (<i>Variable / symbols</i>)	Uzasadnienie teoretyczne (<i>Theoretical justification</i>)	Wybrane aplikacje empiryczne (<i>Selected applications</i>)	Oczekiwana korelacja (<i>Expected correlation</i>)	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski (<i>Notes on data base for Poland</i>)
8.				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)	
9.	Stopa bezrobocia <i>UNR</i>	Teoria kosztów, teoria utraconych korzyści, szkoła chicagowska	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
10.	Iloczyn ilorazu przeciętnej emerytury do przeciętnej płacy (<i>replacement rate</i>) – <i>RELWWER</i> przez iloraz liczby osób otrzymujących świadczenia emerytalne do liczby osób w wieku emerytalnym (<i>coverage</i>) – <i>EMCOV</i> ; <i>RELWWER</i> * <i>EMCOV</i> = <i>REL</i>	Teoria zabezpieczenia na starość (Sanderson 1976)	Cigno i in. 2003 Gabos i in. 2005	(-)	<i>RELWWER</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

Lp.	Zmienna / symbol zmiennej (Variable / symbols)	Uzasadnienie teoretyczne (Theoretical justification)	Wybrane aplikacje empiryczne (Selected applications)	Oczekiwana korelacja (Expected correlation)	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski (Notes on data base for Poland)
11.	Relacja wydatków rodzinnych na dziecko do płacy przeciętnej; $[(YBSP-YBNP)/LO017]/WBP=YMA$	Szkoła chicagowska; efekt kosztowy	Whittington i in. 1990, Hill 1984	(+)	YBSP – świadczenia z ubezpieczeń społecznych oraz inne transfery, YBNP – świadczenia emerytalne LO017 – liczba dzieci w wieku 0–17 lat WBP – płace przeciętne Bazy danych modeli serii W8; roczniki statystyczne i demograficzne GUS
12.	Zasiłki poporodowe i macierzyńskie, ceny realne; logarytm $\ln[(YMATP/PC)/LO0]=YMZAS$	Szkoła chicagowska; efekt kosztowy	Whittington i in. 1990, Hill 1984	(+)	YMATP – zasiłki poporodowe i macierzyńskie w cenach bieżących, PC – deflator spożycia indywidualnego, LO0 – liczba dzieci urodzonych w danym roku
13/ 14	Współczynnik skolaryzacji netto lub brutto dla wykształcenia wyższego; WSN lub WSB	Teoria drugiego przejścia; zmiana modelu rodziny	Masih i Masih 2000, Whittington i in. 1990	(-)	Roczniki statystyczne GUS
15.	Relacja liczby rozwodów do liczby zawartych małżeństw przez kobiety w wieku rozrodczym; ROZ	Teoria drugiego przejścia; zmiana modelu rodziny	Baibagych 2002	(-)	ROZW – liczba rozwodów w danym roku MALK1544 – liczba zawartych związków małżeńskich przez kobiety w wieku 15–44 lata
16.	Oczekiwana długość życia kobiety; LEXP	Teoria Easterlina-Bongaartsa czynników bezpośrednich; oczekiwana długość życia jako aproksymanta przeciętnego stanu zdrowotnego kobiet; wpływ poprzez biologiczne uwarunkowania płodności	Panopoulou i Tsakoglou 1999	(+)	Roczniki demograficzne GUS
17.	Relacja liczby dzieci w żłobkach do liczby dzieci w wieku	Teoria kosztów utraconych korzyści, szkoła chicagowska,	Balcerzak-Paradowska i in. 2003	(+)	Roczniki statystyczne GUS Roczniki demograficzne GUS

Lp.	Zmienna / symbol zmiennej (Variable / symbols)	Uzasadnienie teoretyczne (Theoretical justification)	Wybrane aplikacje empiryczne (Selected applications)	Oczekiwana korelacja (Expected correlation)	Uwagi dotyczące bazy danych dla Polski (Notes on data base for Poland)
17.	0–2 lata LDZ/ (LO0 + LO1 + LO2) = LDZR	teoria drugiego przejścia			
18.	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, szkoła chicagowska, teoria drugiego przejścia	Balcerzak-Paradowska i in. 2003	(+)	Roczniki statystyczne GUS Roczniki demograficzne GUS
19.	Rozwiązania prawne – w przypadku Polski – ustawa antyaborcyjna; zmienna 0–1 dla lat 1993–2005	Teoria czynników bezpośrednich	Micevska i Zak 2002 (zmiennie legislacyjne)	(+)	

Źródło: opracowanie własne.

Source: own elaboration.

Wyjściowa specyfikacja równania dzietności, uwzględniająca wszystkie czynniki jest następująca:

$$TFR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{19} \alpha_i X_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:

α_0 – wyraz wolny,

α_i – parametry strukturalne stojące przy odpowiednich zmiennych objaśniających, wymienionych w tabelicy 1,

ε – składnik losowy spełniający wszystkie założenia schematu Gaussa-Markowa,

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

Obecność wszystkich zmiennych objaśniających w równaniu (1) z jednookresowym opóźnieniem jest konsekwencją 9-miesięcznego okresu trwania ciąży, co oznacza, iż urodzenia w danym roku są efektem uwarunkowań z roku poprzedniego. Warto zaznaczyć, iż jest to rozwiązanie standardowo przyjmowane w badaniach empirycznych na szczeblu makro (patrz np. badania przytoczone w tabelicy 1). Powyższy fakt jak również przyjęty apriorycznie schemat oczekiwań wstecznych (*backward-looking model*) implikuje konieczność uwzględnienia rocznych opóźnień dla zmiennych objaśniających.

Estymacja parametrów równania (1) zakończyła się niepowodzeniem. Ze względu na silną współliniowość występującą między zmiennymi objaśniającymi uzyskane oszacowania parametrów strukturalnych są dla prawie wszystkich zmien-

nych nie tylko nieistotne, ale charakteryzują się przeciwnymi do postulowanych znakami. Jedyną zmienną istotną jest TFR z opóźnieniem jednookresowym. Model jest zatem nieakceptowany od strony merytorycznej, co czyni niecelową dalszą, pogłębioną weryfikację statystyczną. Jednocześnie wysoki stopień objaśnienia wariancji zmiennej objaśnianej ($\bar{R}^2 = 0,9997$) świadczy, iż przyczyną takich wyników jest współliniowość (por. tablica 2).

Niepoprawność uzyskanych rezultatów zmusza do poszukiwań rozwiązań, które pozwoliłyby uzyskać model akceptowalny⁷. Ekonometria stosowana postuluje kilka rozwiązań problemu współliniowości, przy czym żadne z nich nie jest w pełni zadowalające (np. Welfe 2004: 146–150). Spośród istniejących propozycji najczęściej stosowaną jest heurystyczna metoda przeszukiwań, przy użyciu której badacz dąży do uzyskania wyników, które spełniałyby określone kryteria akceptowalności statystycznej i merytorycznej. Istnieje przy tym kilka szczegółowych procedur, spośród których najpowszechniej stosowana jest metoda regresji krokowej w wersji *wstecz* (*backward stepwise regression*), której idea jest zbliżona do strategii modelowania od ogółu do szczegółu.

W niniejszej analizie wykorzystanie metody regresji krokowej w wariancie od ogółu do szczegółu poprzedzono analizą korelacyjną (por. tablica 2) oraz analizą integracyjną⁸, przy użyciu najpowszechniej wykorzystywanego do tego zadania narzędzia analitycznego – rozszerzonego testu Dickey-Fullera. Celem tego postępowania było ograniczenie liczby zmiennych objaśniających jedynie do tych, które posiadają ten sam $I(1)$ stopień integracji co zmienna objaśniana. Eliminacja zmiennych o niższym/wyższym stopniu integracji oznacza wykluczenie z obszernego zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających tych, które zgodnie z wynikami analizy integracyjnej nie mogą wywierać długookresowego wpływu na wariancję dzietności.

W wyniku przeprowadzenia analizy integracyjnej zdecydowano się usunąć następujące zmienne z listy potencjalnych zmiennych objaśniających równania dzietności:

- a) *ZGI* – ze względu na niższy – $ZGI \sim I(0)$ – stopień integracji od zmiennej objaśnianej $TFR \sim I(1)$;
- b) *WSN1*, *WSKI*, *AGE1* ze względu na integrację drugiego stopnia⁹.

⁷ Ze względu na przyjęty w badaniu cel nie brano pod uwagę możliwości wykorzystania innych typów modeli, w szczególności autoregresyjnych modeli szeregów czasowych dowolnego rzędu, gdzie jedynymi regresorami są opóźnione wartości zmiennej objaśnianej. Z punktu widzenia analiz scenariuszowych wartość operacyjna tych ostatnich jest bowiem ograniczona, nawet jeśli modele takie charakteryzują się wysokim stopniem objaśnienia wariancji zmiennej objaśnianej.

⁸ Ze względu na ograniczenia objętości artykułu pominięto szczegóły metodologiczne związane z zastosowaniem analizy integracyjnej. Czytelnik znaleźć je może w licznych opracowaniach (np. Florczak 2005).

⁹ W ogólnym przypadku w charakterze regresorów relacji długookresowej mogą występować zmienne o stopniu integracji wyższym od stopnia integracji regresanta, o ile występują są co najmniej dwie takie zmienne. W niniejszym badaniu przypadek taki zaistniałby, gdyby w ostatecznej wersji równania dzietności obecne były jednocześnie co najmniej dwie z wymienionych w punkcie b) zmiennych. Natomiast przypadek, w którym obok innych zmiennych objaśniających po prawej stronie zależności wystąpiłaby tylko jedna z wymienionych w punkcie b) zmiennych uznać należałoby za efekt regresji pozornej (*spurious regression*).

Tablica 2. Korelacje między zmiennymi wymienionymi w tablicy 1, 1971–2005
Correlations between variables reported in Table 1, 1971–2005

Symbol	TFR	TFR1	AGE1	AZK1	ROZWI	ZG1	URBI	LDZRI	LDPRI	UNRI	LWBI	LORI	RELI	YMAI	YMZI	RWBI	LEXPI	WSNI	WSBI	U9305
TFR	1,000	0,990	-0,791	0,545	-0,765	0,839	-0,599	0,906	-0,210	-0,931	-0,856	-0,948	-0,706	-0,234	-0,456	-0,890	-0,924	-0,955	-0,949	-0,926
TFR1	0,990	1,000	-0,763	0,584	-0,765	0,829	-0,565	0,896	-0,254	-0,913	-0,879	-0,945	-0,648	-0,199	-0,431	-0,907	-0,934	-0,970	-0,967	-0,909
AGE1	-0,791	-0,763	1,000	-0,322	0,882	-0,834	0,782	-0,744	0,246	0,794	0,634	0,727	0,836	0,376	0,661	0,732	0,851	0,776	0,757	0,738
AZK1	0,545	0,584	-0,322	1,000	-0,498	0,187	0,155	0,417	-0,367	-0,345	-0,422	-0,610	0,029	0,350	0,056	-0,398	-0,453	-0,617	-0,616	-0,384
ROZ1	-0,765	-0,765	0,882	-0,498	1,000	-0,819	0,663	-0,589	0,579	0,645	0,735	0,774	0,612	0,325	0,441	0,747	0,879	0,831	0,823	0,620
ZG1	0,839	0,829	-0,834	0,187	-0,819	1,000	-0,874	0,755	-0,315	-0,807	-0,835	-0,773	-0,800	-0,549	-0,627	-0,861	-0,933	-0,841	-0,840	-0,787
URBI	-0,599	-0,565	0,782	0,155	0,663	-0,874	1,000	-0,563	0,093	0,639	0,598	0,492	0,869	0,777	0,662	0,662	0,719	0,562	0,559	0,604
LDZRI	0,906	0,896	-0,744	0,417	-0,589	0,755	-0,563	1,000	0,084	-0,956	-0,706	-0,827	-0,727	-0,172	-0,676	-0,826	-0,835	-0,849	-0,840	-0,943
LDPRI	-0,210	-0,254	0,246	-0,367	0,579	-0,315	0,093	0,084	1,000	-0,011	0,411	0,315	-0,115	0,017	-0,177	0,304	0,397	0,378	0,385	-0,016
UNRI	-0,931	-0,913	0,794	-0,345	0,645	-0,807	0,639	-0,956	-0,011	1,000	0,771	0,877	0,790	0,306	0,605	0,851	0,868	0,867	0,857	0,948
LWBI	-0,856	-0,879	0,634	-0,422	0,735	-0,835	0,598	-0,706	0,411	0,771	1,000	0,844	0,470	0,387	0,278	0,877	0,913	0,921	0,931	0,749
LORI	-0,948	-0,945	0,727	-0,610	0,774	-0,773	0,492	-0,827	0,315	0,877	0,844	1,000	0,601	0,192	0,359	0,834	0,890	0,941	0,938	0,868
RELI	-0,706	-0,648	0,836	0,029	0,612	-0,800	0,869	-0,727	-0,115	0,790	0,470	0,601	1,000	0,554	0,712	0,645	0,680	0,575	0,558	0,761
YMAI	-0,234	-0,199	0,376	0,350	0,325	-0,549	0,777	-0,172	0,017	0,306	0,387	0,192	0,554	1,000	0,309	0,346	0,369	0,220	0,232	0,268
YMZASI	-0,456	-0,431	0,661	0,056	0,441	-0,627	0,662	-0,676	-0,177	0,605	0,278	0,359	0,712	0,309	1,000	0,514	0,551	0,431	0,418	0,542
RWB	-0,890	-0,907	0,732	-0,398	0,747	-0,861	0,662	-0,826	0,304	0,851	0,877	0,834	0,645	0,346	0,514	1,000	0,918	0,908	0,910	0,828
LEXPI	-0,924	-0,934	0,851	-0,453	0,879	-0,933	0,719	-0,835	0,397	0,868	0,913	0,890	0,680	0,369	0,551	0,918	1,000	0,967	0,966	0,836
WSNI	-0,955	-0,970	0,776	-0,617	0,831	-0,841	0,562	-0,849	0,378	0,867	0,921	0,941	0,575	0,220	0,431	0,908	0,967	1,000	0,999	0,845
WSBI	-0,949	-0,967	0,757	-0,616	0,823	-0,840	0,559	-0,840	0,385	0,857	0,931	0,938	0,558	0,232	0,418	0,910	0,966	0,999	1,000	0,838
U9305	-0,926	-0,909	0,738	-0,384	0,620	-0,787	0,604	-0,943	-0,016	0,948	0,749	0,868	0,761	0,268	0,542	0,828	0,836	0,845	0,838	1,000

Uwaga: cyfra „1” na końcu symbolu oznacza, iż dana zmienna jest opóźniona o jeden okres Z wyjątkiem zmiennych: AZK1, LDPRI, YMAI, YMZASI, LEXPI oraz U9305, pozostałe zmienne wykazują korelacje ze zmienną objaśnianą (dziśtność) zgodnie co do znaku z oczekiwaniami. Selektowny dobór zmiennych objaśniających prowadzi z reguły do akceptowalnych wyników empirycznych. Dobór taki dokonywany w oparciu o przesłanki a priori ogranicza się jednak do kilku zaletwie zmiennych, pomijając inne.

Źródło: obliczenia własne.

Source: own computations.

W dalszej części rozważań punktem odniesienia będą wyniki estymacji parametrów równania (1) z wyłączeniem powyższych zmiennych. Uzyskane rezultaty estymacji poddano pełnej weryfikacji statystycznej. W doborze narzędzi diagnostycznych kierowano się koniecznością sprawdzenia podstawowych właściwości statystycznych uzyskanych oszacowań, z uwzględnieniem realizacji tzw. schematu Gaussa-Markowa¹⁰.

Wykorzystane narzędzia weryfikacji statystycznej objęły:

- \bar{R}^2 – wartość 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 (np. Welfe 2004: 102),
- test White’a: weryfikacja hipotezy o sferyczności – homoskedastyczności – składnika losowego (np. Welfe 2004: 124–125),
- test Jarque-Bera: weryfikacja hipotezy o normalności rozkładu składnika losowego (Jarque i Bera 1987),
- test RESET: weryfikacja hipotezy o błędach specyfikacji (np. Darnell 1994: 346–348),
- test Harvey’a-Colliera: weryfikacja hipotezy o stabilności parametrów strukturalnych (np. Greene 1993: 211–217),
- *ADF* – poszerzony test Dickey-Fullera: weryfikacja hipotezy o stacjonarności składnika losowego (np. Florczak 2005),
- test *F* pominiętych zmiennych: hipoteza o braku wpływu zmiennych objaśniających występujących w wersjach wyjściowych równań, ale pominiętych w równaniach końcowych, tzn. w równaniach z ograniczeniami zerowymi nałożonymi na odpowiednie parametry (np. Gujarati 1995: 260).

Ostatecznie zastosowanie regresji krokowej doprowadziło do następującej postaci modelu¹¹, wyprowadzonego ze specyfikacji (1) i zaprezentowanej w tablicy 3.

Uzyskane wyniki są w pełni akceptowalne zarówno od strony statystycznej, jak i merytorycznej. Model spełnia wszystkie założenia schematu Gaussa-Markowa, charakteryzuje się stabilnością parametrów (wskazania testów Harveya-Colliera i Chowa) i postaci funkcyjnej (wskazanie testu RESET) oraz stacjonarności reszt (wskazanie testu ADF). Ponadto wartość statystyki *F* ($F = 0,60142$) wskazuje na brak wpływu zmiennych objaśniających występujących w wersji wyjściowej równania płodności (równanie 1 bez restrykcji), ale pominiętych w równaniu końcowym

¹⁰ 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 (np. Greene 1993, Welfe 2004).

¹¹ W rzeczywistości przytoczona wersja modelu nie powstała jako mechaniczny „produkt” zastosowania zautomatyzowanej wersji regresji krokowej. Metoda ta wskazała bowiem na dwa niedopuszczalne od strony merytorycznej warianty. W pierwszym – znak stojący przy zmiennej *URBI* był dodatni, w drugim – znak stojący przy zmiennej *RWBI* był dodatni.

Tablica 3. Wyniki estymacji ostatecznej postaci równania dla współczynnika dzietności teoretycznej
Estimates of the final version of total fertility rate equation

Zmienna objaśniająca <i>Explanatory variable</i>	Oszacowanie parametru <i>Estimate</i>	Odchylenie standardowe <i>Standard deviation</i>	Statystyka <i>t</i> <i>t-Student</i>	Empiryczny poziom istotności <i>p-value</i>
<i>TFRI</i>	0,8821	0,0418	21,1113	0,0000
<i>LWBI</i>	0,0661	0,0234	2,8252	0,0082
<i>LORI</i>	-0,0117	0,0053	-2,2226	0,0337
<i>RELI</i>	-0,0029	0,0006	-4,5744	0,0001
Weryfikacja statystyczna (w nawiasach poziom istotności)				
Dane	1970–2005	wartość testu White'a	20,709 (0,109)	
Stop. swob.	31	wartość testu Jarque-Bera	0,3137 (0,855)	
\bar{R}^2	0,9889	wartość testu RESET	1,3896 (0,267)	
<i>MAPE</i>	1,743	wartość testu Harvey'a-Colliera*	0,3834	
<i>D-H</i>	-0,0498 (0,960)	wartość testu ADF reszt	-5,616 (0,0003)	

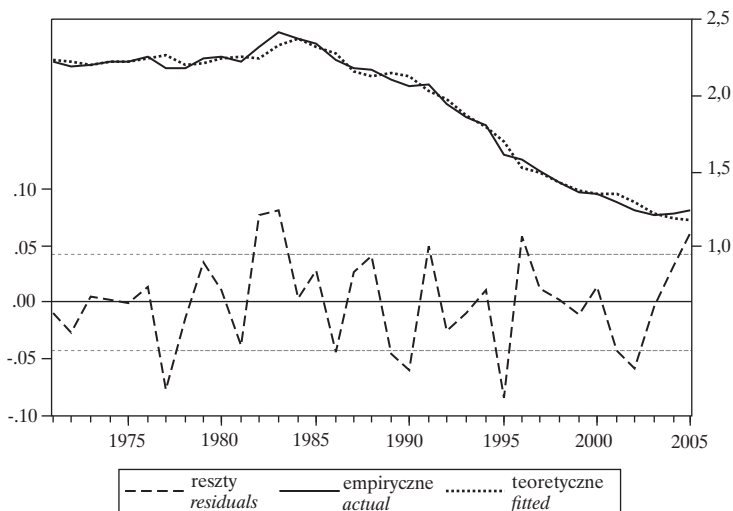
* Alternatywnie, przy użyciu testu Chowa, badano również wrażliwość parametrów na zmiany długości próby, dzieląc ją na dwa podokresy: 1970–1989 oraz 1990–2005; nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o niezmienności wartości parametrów w obydwu podpróbach.

Źródło: obliczenia własne.

Source: own computations.

Rys. 1. Dopasowanie wartości teoretycznych do wartości empirycznych oraz wartości reszt ostatecznej postaci modelu

Fitted values, actual values and residuals of the final fertility model



Źródło: obliczenia własne.

Source: own calculations.

(równanie ostateczne z restrykcjami, przytoczone w tabelicy 4). Stwierdzić można zatem, iż nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku wpływu innych zmiennych poza opóźnioną zmienną objaśnianą (*TFRI*), realnymi przeciętnymi płacami (*LWBI*), nierównościami ekonomicznymi (*LORI*) i zmienną aproksymującą wpływ motywu zabezpieczenia na starość (*RELI*) na objaśnienie zmienności dzietności w Polsce w latach 1970–2005.

Przedstawiona powyżej weryfikacja statystyczna skłania do finalnego wniosku o pełnej akceptowalności uzyskanych wyników. W świetle wykorzystanych danych historycznych i zastosowanej procedury selekcji spośród 19 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 (por. tablica 1) inne hipotezy teoretyczne. Alternatywnie, uciekając od raczej pejoratywnej konotacji terminu „hybrydowy”, na wyniki powyższe spojrzeć można jako na potwierdzenie przypuszczenia wzmiankowanego już we wprowadzeniu, iż w celu zadowalającego objaśnienia wariacji teoretycznej płodności konieczne jest odwołanie się do kilku teorii. Jak się wydaje przypuszczenie takie ma charakter uniwersalny również w kontekście większości zagadnień z zakresu nauk społeczno-ekonomicznych.

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 między tą zmienną objaśniającą a regresantem (por. tablica 2). 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 (zmienna *RELI*) jest jednym z głównych czynników determinujących dzietność. Gwarancje oferowane przez system ubezpieczeń społecznych na okres wieku starszego zmniejszają użyteczność zabezpieczającą dzieci.

Warto podkreślić, iż zmienne objaśniające występujące w ostatecznej wersji modelu charakteryzują się – na tle innych czynników uwzględnionych w analizie – bardzo wysokim stopniem agregacji. Są to czynniki niejako nadrzędne w stosunku do pozostałych zmiennych, których statystycznej istotności nie udało się potwierdzić w niniejszej analizie¹².

¹² Kategoryczny wniosek, iż zmienne te nie wpływają na płodność byłby oczywiście zbyt pochopny, biorąc pod uwagę wyniki innych badań, wykorzystujących alternatywne podejścia i metody. Niemożność oddzielenia efektów ich wpływu za pomocą narzędzi analitycznych wykorzystanych w niniejszej analizie wynika jedynie z silnej współliniowości zmiennych objaśniających.

WNIOSKI I SPOSTRZEŻENIA KOŃCOWE

Pytanie, jakie nasuwa się po etapie identyfikacji i kwantyfikacji czynników determinujących poziom dzietności, dotyczy możliwych zmian płodności w przyszłości.

Spróbujmy naszkicować uproszczony scenariusz prawdopodobnego kierunku przyszłych zmian poziomu dzietności, wykorzystując wyniki estymacji ostatecznej wersji modelu. W tym celu przyjrzymy się bliżej trajektoriom wzrostu wszystkich zmiennych tego równania (por. rys. 2).

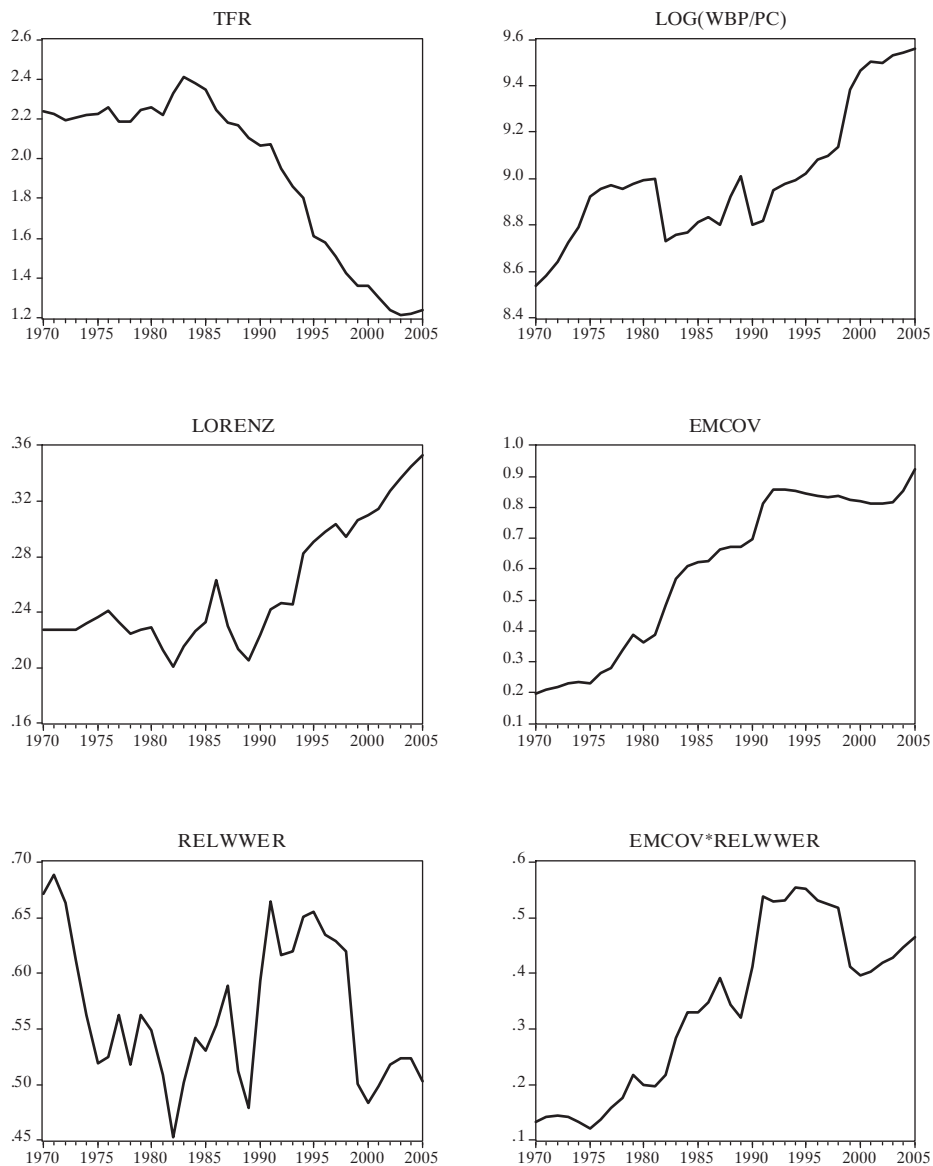
Analiza trajektorii zmiennych występujących w modelu w latach 1970–2005 pozwala na wyciągnięcie następujących wniosków oraz przyjęcie założeń dotyczących przyszłych zmian zmiennych objaśniających:

- 1) płace realne – z wyjątkiem nielicznych załamań charakteryzują się ciągłym wzrostem i nie ma powodów, dla których proces ten miałby ulec odwróceniu w długim okresie,
- 2) nierówności społeczne mierzone współczynnikiem Lorenza wykazywały ciągły wzrost w okresie transformacji, ale w długim okresie proces dalszego pogłębiania dysproporcji społecznych powinien ulec wyraźnemu wyhamowaniu, a nawet ustabilizowaniu lub odwróceniu, co sugerują również badania empiryczne weryfikujące tzw. hipotezę Kuzneta (np. Kot 1999, Florczak 2009b),
- 3) ostatnia ze zmiennych objaśniających (nie licząc opóźnionej zmiennej TFR), zdefiniowana jako iloczyn ilorazu przeciętnej emerytury do przeciętnej płacy (*replacement rate* – *RELWWER*) oraz ilorazu liczby osób otrzymujących świadczenia emerytalne do liczby osób w wieku emerytalnym (*coverage* – *EMCOV*), wykazywała w okresie historycznym ciągły wzrost głównie za sprawą wzrostu drugiej z omawianych składowych. Natomiast relacja przeciętnej emerytury do średniej płacy charakteryzowała się wysoką wariancją. Jak należy przypuszczać, w przyszłości nie należy spodziewać się jej wzrostu ze względu na postępujący proces starzenia się ludności Polski, a tym samym relatywnie malejące środki budżetowe, które będzie można asygnować na wzrost emerytur z pierwszego filaru. Z drugiej strony, stopień objęcia ludności w wieku emerytalnym systemem świadczeń społecznych i emerytalnych przekroczył w końcu rozważanego okresu 90%¹³, a zatem zbliżył się do teoretycznej granicy 100%. Ewentualny wpływ motywu zabezpieczenia na starość na spadek dzietności może być więc coraz mniejszy.

Powyższe spostrzeżenia sprowadzają się do generalnego wniosku, iż w przyszłości spodziewać należy się, iż czynnikiem wpływającym na zmiany poziomu dzietności

¹³ Z drugiej strony, tak wysoka wartość omawianego współczynnika może być sztucznie zawyżona poprzez uwzględnienie emerytur przyznawanych osobom, które nie osiągnęły jeszcze formalnego wieku emerytalnego. Stąd, dalsze reformy systemu emerytalnego, zmierzające do wyraźnego ograniczenia liczby przyznawanych wcześniejszych emerytur czy zdecydowanego podniesienia składek KRUS-u prowadzić mogą w najbliższej przyszłości nawet do spadku analizowanego współczynnika, nie zaś do jego stabilizacji.

Rys. 2. Historyczne trajektorie zmiennych z ostatecznej postaci modelu dzietności
Historical trajectories of the explanatory variables in the final fertility model



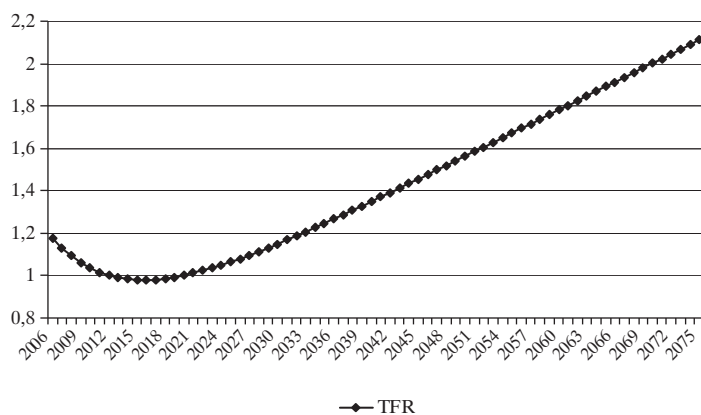
Źródło: obliczenia własne.
 Source: own calculations.

będzie wzrost płac realnych. Poniżej przedstawiono wyniki obliczeń prostego scenariusza symulacyjnego, w którym przyjęto następujące założenia¹⁴:

- nierówności społeczne, mierzone współczynnikiem Lorenza, ulegną zamrożeniu na poziomie z roku 2005,
- wartość zmiennej *REL* (hipoteza zabezpieczenia na starość) ulegnie zamrożeniu na poziomie z 2005 roku,
- płace realne rosnąć będą równomiernie o 4% rocznie.

Projekcję zmian dzietności w Polsce w latach 2006–2075 uzyskaną na podstawie oszacowanego modelu oraz przyjętych założeń dotyczących przyszłych zmian zmiennych objaśniających modelu¹⁵ przedstawiono na rys. 3.

Rys. 3. Projekcja współczynnika dzietności teoretycznej w latach 2006–2075
TFR projections in the years 2006-2075



Źródło: obliczenia własne.
Source: own calculations.

Jak wynika z dokonanej projekcji, w najbliższej przyszłości nie można liczyć na powrót do poziomu dzietności gwarantującego reprodukcję prosta. Dopiero w końcu analizowanego okresu osiąga on wartość 2,1. Pamiętać należy oczywiście, iż wyniki tej projekcji mają charakter warunkowy zarówno względem wykorzystanego narzędzia analizy, jak i przyjętych założeń. Ponadto ze względu na przyjęty horyzont czasowy (do roku 2075) trudno oczekiwać, iż charakteryzuje się on wysokim prawdopodobieństwem realizacji. Tym niemniej, można uznać, że wyniki te pełnią funkcję ostrzegawczą. Funkcjonujące mechanizmy rynkowe, jak również

¹⁴ W praktyce, w wariantach symulacyjnych przyjmować można inne, mniej lub bardziej uznaniowe założenia względem wartości zmiennych objaśniających. Jak się wydaje próba ograniczenia stopnia arbitralności w tym zakresie prowadzić musi do konstrukcji odpowiedniego modelu wielorównaniowego (por. Florczak i Welfe 2007).

¹⁵ Model symulacyjny, na podstawie którego uzyskano przytoczone wyniki, jest następującej postaci:

$$TFR_t = 0,882 TFR_{t-1} + 0,066 LWB_{t-1} - 0,011 \cdot 35,3 - 0,003 \cdot 46,400$$

istniejące społeczno-ekonomiczne i instytucjonalne realia nie sprzyjają wielodzietności. Jeśli obecny stan rzeczy nie ulegnie jakościowej zmianie i nie podjęte zostaną zdecydowane działania pronatalistyczne, to Polskę czekają dwa możliwe warianty rozwoju demograficznego w horyzoncie 1-2 pokoleń:

- 1) mniej prawdopodobny, czyli utrzymywanie się reprodukcji zawężonej, co prowadzi do intensyfikacji procesu starzenia się ludności i może spowodować – wcześniej czy później – niewydolność ekonomiczną państwa (szanse realizacji tego wariantu rozwoju demograficznego wzrosną w warunkach zaniechania odpowiednich działań z zakresu polityki demograficznej, społecznej i ekonomicznej);
- 2) bardziej prawdopodobny, w którym oczekuje się, że wzrost imigracji będzie przeciwdziałać niekorzystnym zmianom struktury wieku ludności. Wymagałoby to przyjęcia odpowiednich rozwiązań instytucjonalnych i prawnych. Warto jednak podkreślić, iż w świetle badań polityka migracji zastępczej (*replacement migration*) może przeciwdziałać tym niekorzystnym zmianom jedynie w krótkim – z demograficznego punktu widzenia – okresie (np. Bledsoe 2004, Kohler i in. 2006).

Alternatywą wobec wymienionych wariantów jest powrót do poziomu dzietności zapewniającej reprodukcję prostą/rozszerzoną ludności. W świetle wyników uzyskanych w niniejszej analizie nie tyle niełatwo jest odpowiedzieć na pytanie, jakiego rodzaju działania powinny zostać podjęte, aby cel taki osiągnąć, co udzielić odpowiedzi w formie skwantyfikowanej. Przy próbie formułowania określonych wniosków pamiętać należy również, iż – ze względu na stopień agregacji zmiennych przyjęty w analizie – muszą mieć one charakter ogólny.

Mając na względzie powyższe uwagi oraz to, iż statystycznie istotne zmienne będące determinantami płodności mają charakter nadrzędny¹⁶ w stosunku do innych rozważanych czynników, wnioski z analizy w kontekście pożądanej polityki pronatalistycznej można sformułować następująco.

Po pierwsze, wpływ jakichkolwiek efektywnych działań z zakresu polityki stymulującej dzietność będzie – ze względu na silną wewnętrzną inercję zjawiska – powolny, co tym bardziej powinno stanowić asumpt do niezwłocznego ich rozpoczęcia.

Po drugie, *ceteris paribus* wyższy poziom zamożności społeczeństwa prowadzi do zwiększenia „popytu” na dzieci, co implikuje konieczność prowadzenia polityki makroekonomicznej stymulującej wzrost gospodarczy. Wynika z niego wiele bardziej szczegółowych wniosków, które formułowane są również w innych analizach (np. Kotowska i in. 2008), a sprowadzają się do generalnej konkluzji, iż makroekonomiczna polityka powinna obejmować nie tylko działania stymulujące wzrost gospodarczy, ale także sprzyjać zachowaniom prokreacyjnym. Spektrum dostępnych rozwiązań jest przy tym rozległe. Można wymienić takie działania, jak zwiększenie aktywności zawodowej kobiet (Domański 2001), odczuwalne zmniejszenie bezrobocia w grupach wieku charakteryzujących się najwyższą płodnością, uelastycznienie rynku pracy poprzez promowanie/tworzenie warunków do zatrudnienia w niepeł-

¹⁶ W tym sensie, iż reprezentują one szerszy kontekst uwarunkowań lub/i wpływ innych zmiennych na płodność odbywa się za ich pośrednictwem.

nym wymiarze czasu (Matysiak 2005b), reformy systemu podatkowego itp. Warto zauważyć, iż realizacja tych działań wymusza sięganie po kolejne rozwiązania, takie jak zapewnienie powszechnie dostępnego systemu opieki nad małymi dziećmi (liczne i niedrogie żłobki i przedszkola) i osobami zniepełnosprawnymi, wsparcie ze strony państwa dla rodzin z dziećmi niepełnosprawnymi, czy wprowadzenie daleko idących zmian instytucjonalnych i prawnych. Inne środki bezpośredniego wsparcia ekonomicznego dla rodzin powinny być stosowane jednak z umiarem i mieć charakter raczej celowy niż podmiotowy, gdyż zwiększenie roli dystrybtywnej państwa może prowadzić do poważnego zmniejszenia jego konkurencyjności i efektywności.

Po trzecie, warunkiem koniecznym skutecznej implementacji polityki pronatalistycznej jest niedopuszczenie do dalszego narastania – a docelowo dążenie do zmniejszenia – nierówności ekonomicznych w społeczeństwie polskim. Z pewnością nie jest to zadanie proste, biorąc pod uwagę fakt, iż jego realizacja nie powinna odbywać się (zbyt dużym) kosztem efektywności gospodarczej. Łatwo zauważyć, iż wymienione wcześniej środki aktywizacji podaży pracy w długim okresie oddziałują pośrednio – zgodnie z tzw. hipotezą Kuzneta (np. Florczak 2009b) – również na zmniejszenie zagregowanych dysproporcji dochodowych. Podobnie znaczące zwiększenie roli redystrybtywnej państwa również skutkowałoby obniżeniem nierówności. Podkreślić należy jednak, iż to drugie rozwiązanie mogłoby stwarzać poważne zagrożenie dla dynamiki długookresowego wzrostu gospodarczego (np. Kumor 2008).

Po czwarte, interpretując wpływ ostatniej ze zmiennych objaśniających w finalnym równaniu dzietności, czyli zmiennej aproksymującej efekt zabezpieczenia na starość, nie tylko bezpośrednio, ale również pośrednio jako reprezentujący oddziaływanie szerszych rozwiązań instytucjonalnoprawnych warunkujących płodność, stwierdzić można, iż rozwiązania te nie sprzyjają dzietności.

Pełniejsza analiza, *explicite* uwzględniająca wszystkie wymienione powyżej relacje i umożliwiająca kwantyfikowalną odpowiedź na pytania o siłę oddziaływania czynników, które – w świetle niniejszej analizy – wpływają na zagregowaną płodność jedynie pośrednio, prowadzić musiałaby do konstrukcji modelu wielorównaniowego. Próby kwantyfikacji wpływu na płodność ewentualnych pronatalistycznych reform instytucjonalnoprawnych powinny odwoływać się do wyników innych badań, w tym doświadczeń innych krajów oraz analiz mikroekonomicznych i socjologicznych (patrz np. Ronsen 2004, Kohler i in. 2006) lub/i wykorzystywać inny zestaw narzędzi analitycznych. Ponadto nie można wykluczyć sytuacji, w której czynniki wcześniej nie determinujące – ze statystycznego punktu widzenia – wariacji współczynnika dzietności, zaczną się w przyszłości zasadniczo przyczyniać do jej zmian. Sytuacja taka jest tym bardziej prawdopodobna, gdy nastąpi „jakościowa” zmiana w wartościach analizowanych zmiennych, w sensie znacznego przekroczenia przez nie swoich historycznych poziomów¹⁷.

¹⁷ Chodzi o tzw. krytykę Lucasa (1976), zgodnie z którą parametry strukturalne relacji ekonomicznych nie są niezależne od wartości zmiennych. Stąd nie można wykluczyć, iż np. rozwiązania legislacyjne faworyzujące materialnie – zdecydowanie wyraźniej niż miało to miejsce do tej pory – rodziny wielodzietne, mogą przyczynić się *ceteris paribus* do podwyższenia współczynnika dzietności.

Niską płodność zaliczyć należy do kluczowych problemów, przed jakimi stoi współczesna gospodarka Polski. Jego skalę zilustrować można prostym przykładem podanym przez McDonalda (2000), w którym przy realistycznych założeniach autor obliczył, iż jeśli współczynnik dzietności w danej populacji będzie realizował się na poziomie uznanym za bardzo niski (wartość TFR nieprzekraczająca 1,3), to wówczas liczebność tej populacji spadnie po 100 latach do 14%–20% jej liczebności początkowej. Szacunek ten przemawia do wyobraźni i może być wyznacznikiem skali wyzwań, jakie dla danego społeczeństwa niesie ze sobą długookresowe utrzymywanie się niskiej dzietności. Z drugiej strony jednak wyniki przeprowadzonych w Polsce badań ankietowych obejmujących zamierzenia prokreacyjne wskazują, pożądana liczba dzieci deklarowana przez respondentów jest większa od rzeczywistej liczby dzieci (np. Józwiak 2006). Jak się wydaje, jest to koronny argument gwarantujący sukces w przypadku podjęcia aktywnych działań pronatalistycznych.

BIBLIOGRAFIA

- Adsera A., 2004, *Changing fertility rates in developed countries. The impact of labour market institutions*, „Journal of Population Economics”, Vol. 17: 17–43.
- Baibagys A., 2002, *Towards explanation of fertility in Kyrgyzstan*, mimeo.
- Balcerzak-Paradowska B., Chłoń-Domińczak A., Kotowska I.E., Olejniczuk-Merta A., Topińska I., Wóycicka I., 2003, *The gender dimensions of social security reform in Poland*, [w:] E. Fultz, M. Ruck, S. Steinhilber (red.), *The Gender Dimensions of Social Security Reform in Central and Eastern Europe: Case Studies of the Czech Republic, Hungary and Poland*, International Labour Office, Subregional Office for central and Eastern Europe Budapest: 187–315.
- Becker G., 1960, *An economic analysis of fertility*, [w:] A. Coale (red.), *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton: 209–40.
- Becker G., 1965, *A theory of the allocation of time*, „Economic Journal”, Vol. 75: 493–517.
- Bledsoe C., 2004, *Reproduction at the margins: migration and legitimacy in the New Europe*, „Demographic Research”, Vol. 3, article 3: 87–116.
- Bongaarts J., 1978, *A framework for analyzing the proximate determinants of fertility*, „Population and Development Review”, Vol. 4: 105–32.
- Bongaarts J., 1982, *The fertility-inhibiting effects of the intermediate fertility variables*, „Studies in Family Planning”, Vol. 13: 179–89.
- Caldwell J., Orubuloye I., Caldwell P., 1992, *Fertility decline in Africa: a new type of transition?*, „Population and Development Review”, Vol. 10: 211–42.
- Chesnais J., 1996, *Fertility, family and social policy in contemporary Western Europe*, „Population and Development Review”, Vol. 22, No. 4: 729–739.
- Cigno A., Casolaro L., Rosati F., 2003, *The impact of social security on saving and fertility in Germany*, FinanzArchive, Vol. 59: 189–211.
- Clark R., Burkhauser R., Moon M., Quinn J., Smeeding T., 2004, *The Economics of an Aging Society*, Blackwell Publishing, Oxford.
- Darnell, A.C., 1994, *A Dictionary of Econometrics*, Edward Elgar, Hants, England.
- De Bruijn B.J., 1999, *Foundations of Demographic Theory: Choice, Process, Theory*, Thela Thesis, Amsterdam.
- Domański H., 2001, *Social mobility in six East European nations*, [w:] M. Ingham, H. Ingham, H. Domański (red.), *Women on the Polish Labour Market*, European University Pres, Budapest: 111–145.
- Easterlin R., 1966, *On the relation of economic factors to recent and projected fertility changes*, „Demography”, No. 3: 131–153.

- Easterlin R., 1969, *Toward a socio-economic theory of fertility*, [w:] *Fertility and Family Planning: A World View*, University of Michigan Press, Ann Arbor.
- Easterlin R., 1975, *An economic framework for fertility analysis*, „Studies in Family Planning”, Vol. 6: 54–63.
- Easterlin R., 1976, *The conflict between aspirations and resources*, „Population and Development Review”, No. 2: 417–25.
- Easterlin R., Crimmins E., 1985, *The Fertility Revolution: A Supply-Demand Analysis*, University of Chicago Press, Chicago.
- Easterlin R., Pollack R., Wachter M., 1980, *Toward a more general economic model of fertility determination*, [w:] R. Easterlin (red.), *Population and Economic Change in Developing Countries*, University of Chicago Press, Chicago: 81–150.
- Fihel A., 2005, *Consensual unions in Poland: an analysis of the 2002 population census*, „Studia Demograficzne” nr 2: 35–53.
- Florczak W., 2005, *Stopień integracji kluczowych zmiennych makroekonomicznych gospodarki Polski w świetle wybranych testów*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11: 1–15.
- Florczak W., 2008a, *Efektywna podaż pracy a wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11–12: 21–46.
- Florczak W., 2008b, *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3: 14–34.
- Florczak W., 2009a, *Ekonometryczny model liczby urodzeń dla Polski*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6: 48–72.
- Florczak W., 2009b, *Makroekonomiczne uwarunkowania nierówności płacowych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1: 1–23.
- Florczak W., Welfe W., 2007, *Modelling various aspects of sustainability: the case of Poland (theoretical outline)*, [w:] W. Welfe, P. Wdowiński (red.), *Modelling Economies in Transition*, Łódź: 53–76.
- Frączak E., 2002, *Proces starzenia się ludności Polski*, „Studia Demograficzne”, nr 2(142): 3–28.
- 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, New York.
- Gujarati D., 1995, *Basic Econometrics*, McGraw Hill, New York.
- Hill A., 1984, *Female labor force participation in Japan: an aggregate model*, „The Journal of Human Resources”, Vol. 19/2: 280–287.
- Hoddinott J., 1992, *Rotten kids or manipulative parents – are children old-security in western Kenya?*, *Economic Development and Cultural Change*, No. 40: 545–65.
- Hondroyannis G., Papapetrou E., 2002, *Demographic Transition in Europe*, „Economics Bulletin”, Vol. 10, No. 3: 1–8.
- Iglicka K., 1992, *Terytorialne zróżnicowanie płodności w Polsce w świetle niektórych czynników*, „Studia Demograficzne”, nr 4(110): 31–50.
- Jarque, C.M., Bera A.K., 1987, *A test for normality of observations and regression residuals*, „International Statistical Review”, Vol. 55: 163–172.
- Jaruga I., 1999, *Bezpośrednie determinanty płodności. Aplikacje modelu zagregowanej płodności Bongaartsa dla Polski dla lat 1991 i 1995*, „Studia Demograficzne”, nr 2(136): 63–87.
- Jóźwiak J., 2006, *Changes in fertility intentions between the years 2001 and 2006. Research report*, SGH, Warszawa.
- Kohler H., Billari F., Ortega J., 2006, *Low Fertility in Europe: Causes, Implications and Policy Options*, [w:] Harris F.R. (red.) *The Baby Bust: Who will do the Work? Who will Pay the Taxes*, Rowman & Littlefield Publishers, Lanham, MD: 48–109.
- Kirk D., 1996, *Demographic Transition Theory*, „Population Studies”, Vol. 50, No. 3: 361–368.
- Kot M. (red.), 1999, *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa–Kraków.
- Kotowska I.E., 2004, *Fertility and nuptiality in the CEE countries in the context of weakening families and a weakening state*, [w:] T. Knijn, A. Komter (red.), *Solidarity between the Sexes and the Generations: Transformations in Europe*, Edward Elgar, Cheltenham, UK: 111–130.
- Kotowska I.E., Abramowska A., 2003, *Reconciliation of paid work and family in Poland*, referat przedstawiony na EAPS European Population Conference, Warszawa.

- Kotowska I.E., Józwiak J., Matysiak A., Baranowska A., 2008, *Poland: Fertility decline as a response to profound societal and labour market changes?*, „Demographic Research”, Vol. 19, article 22: 795–854.
- Kowalska I., Wróblewska W., 2008, *Intergenerational changes in value systems in Europe*, [w:] Hoehn Ch., Avramov D., Kotowska I.E. (red.), *People, Population Change and Policies: Lessons from the Population Policy Acceptance Study*, Vol. 1, „European Studies of Population”, Springer: 157–175.
- Kumor P. 2006, *Nierównomierność rozkładu płac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9: 1–12.
- Kumor P. 2008, *Modelowanie wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7–8: 43.
- Kurkiewicz J., 1998, *Modele przemian płodności w wybranych krajach europejskich w świetle drugiego przejścia demograficznego*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków.
- Lesthaeghe R., Meekers D., 1986, *Value Changes and the Dimensions of Familism in the European Community*, „European Journal of Population”, No. 2.
- Lesthaeghe R., Surkyn J., 1988, *Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change*, „Population and Development Review”, No. 1.
- Lucas R. E., 1976, *Economic policy evaluation: A critique*, [w:] K. Brunner, A. Meltzer (red.), *The Philips Curve and Labour Markets*, Vol. 1, North Holland Publishing Company, Amsterdam: 19–46.
- Macunovich D., 1996, *Relative income and price of time: exploring their effects on U.S. fertility and female labour force participation*, „Population and Development Review”, Vol. 22 (Supplement): 223–257.
- Macunovich D., 1998a, *Fertility and the Easterlin hypothesis: An assessment of the literature*, „Journal of Population Economics”, Vol. 11: 53–111.
- Macunovich D., 1998b, *Race and relative income/price of time effect on U.S. fertility*, „Journal of Socio-Economics”, Vol. 27, No. 3: 365–400.
- Masih A., Masih R., 2000, *The dynamics of fertility, family planning and female education in a developing economy*, „Applied Economics”, Vol. 32: 1617–1627.
- Matysiak A., 2005a, *The sharing of professional and household duties between Polish couples: preferences and actual choices*, „Studia Demograficzne”, nr 1: 122–154.
- Matysiak A., 2005b, *Part time employment in Poland: family friendly employment form or a mere alternative for the low-skilled?*, referat wygłoszony na LOWER Annual Conference, Manheim.
- McDonald P., 2000, *Gender equity, social institutions and the future of fertility*, „Journal of Population Research”, Vol. 17, No. 1: 1–16.
- 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 re-interpretation*, „Population Studies”, Vol. 46: 235–258.
- Muszyńska M., 2004, *Family models in Europe in the context of women's status*, „Working paper on population, family and welfare”, No. 6, Budapest: Hungarian Central Statistical Office, Demographic Research Institute.
- Nashimura K., Zhang J., 1993, *The old-age security hypothesis revisited*, „Journal of Development Economics”, Vol. 41: 191–202.
- Notestein F.W., Taeuber I.B., Kirk D., Coale A.J., Kiser L.K., 1944, *The Future Population of Europe and the Soviet Union: Population Projections, 1940–1970*, Geneva.
- Oeppen J., Vaupel J., 2002, *Enhanced: Broken Limits to Life Expectancy*, „Science”, Vol. 296/5570: 1029–1031.
- Panopoulou G., Tsakloglou P., 1999, *Fertility and economic development: theoretical considerations and cross-country evidence*, „Applied Economics”, Vol. 31: 1337–51.
- Ronsen M., 2004, *Fertility and public policies – evidence from Norway and Finland*, „Demographic Research”, Vol. 10, article 6: 143–170.
- Rószkiewicz M., 1991, *Próba zintegrowanego ujęcia płodności*, „Studia Demograficzne”, nr 1(103): 13–24.
- Sanderson W., 1976, *On two schools of the economics of fertility*, „Population and Development Review”, Vol. 2: 469–77.
- Van de Kaa D.J., 1987, *Europe's Second Demographic Transition*, „Population Bulletin”, Vol. 42, No. 1, Population Reference Bureau, Washington.

- Van de Kaa D.J., 1988, *The Second Demographic Transition Revisited: Theories and Expectations*, [w:] G. Beets, J. Van den Brekel, R. CliquetR., G. Dooghe, J. de Jong Gierveld (red.), *Population and Family in the Low Countries Data, Fertility and other Current Issues*, NIDI/CBGS Publication, No. 30, Swets and Zeitlinger, Berwyn, Pennsylvania/Amsterdam, Netherlands.
- 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 1990: 545–556.

MACROECONOMIC DETERMINANTS OF FERTILITY IN POLAND: AN ATTEMPT AT QUANTIFICATION

In the paper, an attempt to quantify interrelationships between the period total fertility rate in Poland in the years 1970–2005 and socio-economic determinants has been undertaken. In that respect, several possible explanatory variables suggested in various theoretical explanations of the fertility decline have been referred to. The overview of the theories resulted in the list of potential variables to be included into a linear model with the TFR as a dependent variable. Data availability defines the final set of 20 potential explanatory variables to be used in the model. Due to the presence of strong multicollinearity, a stepwise regression was applied. That method was supplemented by economic monitoring to ensure a sound interpretability of outcomes. Consequently, the final model included only four variables that influenced on the total fertility rate in Poland over the period under study: inertia in fertility, real wages, one variable related to social inequality and one linked to the pension system (i.e. to the replacement rate and the coverage rate). The final model exhibits desirable statistical and economic features, and has been used for some projection exercises.