

# Próba weryfikacji hipotezy Easterlina\*

Marta Szlaga, Piotr Żukowski, studenci Wydziału Nauk Ekonomicznych UW

## Wstęp

Celem niniejszej pracy jest bliższe przyjrzenie się współczesnym zastosowaniom hipotezy Easterlina oraz jej weryfikacja w świetle istotnych zmian społeczno-demograficznych zachodzących w ostatnich latach. Do przeprowadzenia analizy wykorzystano dane publikowane przez Europejski Urząd Statystyczny (Eurostat), dotyczące płodności, struktury populacji, małżeńskości i Produktu Krajowego Brutto. Przebadano 18 państw europejskich w latach 1960–2003.

W rozdziale pierwszym przedstawiono podstawy teoretyczne koncepcji Richarda Easterlina, a także liczne późniejsze próby zbadania jej zasadności. Autorzy zwracają w nim uwagę na konieczność ponownej weryfikacji hipotezy Easterlina w warunkach zmian demograficzno-społecznych zachodzących na świecie w ostatnim dwudziestoleciu, zwłaszcza w świetle braku współczesnego kompleksowego opracowania na ten temat.

Rozdział drugi zawiera stworzone przez autorów modele ekonometryczne, z których każdy ma na celu dalsze zagłębienie się w analizowany problem. Rozdział ten został podzielony na kilka części. Każda przedstawia inny sposób analizowania badanego problemu. Przyjęto przy tym zasadę rozpoczęcia rozważań od modeli najprostszych i najbardziej ogólnych tak, aby każdy następny model w bardziej kompleksowy sposób opisywał badane zależności. Na tym etapie pracy autorzy koncentrują się na technicznych aspektach dokonanych estymacji, ograniczając do minimum interpretację uzyskanych rezultatów.

Rozdział trzeci przedstawia interpretację wyników przeprowadzonych estymacji z odniesieniem ich do konkretnych teorii demograficznych. Zaprezentowano w nim również konsekwencje społeczne i ekonomiczne, o których można wnioskować z uzyskanych oszacowań.

Do najważniejszych punktów w bibliografii można zaliczyć liczne prace Diane J. Macunovich, traktujące o hipotezie Easterlina, opracowanie Joanny Ciecieląg i Andrzeja Tomaszewskiego *Ekonomiczna Analiza Danych Panelo-*

---

\* Praca pod kierunkiem dr. Michała Greszty.

wych, a także liczne artykuły w prasie fachowej z dziedziny demografii i ekonomii.

## 1. Teoretyczne podstawy hipotezy Easterlina

Richard A. Easterlin, profesor ekonomii na University of Southern California, urodził się w 1926 roku w stanie New Jersey [Macunovich, 1997, s. 2]. Jest on twórcą jednej z najważniejszych demograficznych teorii płodności. Koncepcja ta w odróżnieniu od wcześniejszych tego typu rozważań o charakterze ekonomicznym dodaje do uwarunkowania dzietności aspekt socjologiczny. Istotą hipotezy Easterlina jest uzależnienie decyzji prokreacyjnych podmiotu od relatywnego statusu ekonomicznego i aspiracji materialnych jednostki, identyfikowanych za pomocą pozycji finansowej jej rodziców [Macunovich, 1998, s. 3].

Udowodniono, że ludzie oceniają swoje dochody zarówno na podstawie ich wartości bezwzględnej, jak i opierając się na wartościach relatywnych. Dowodem na istnienie tej prawidłowości może być ankieta przeprowadzona przez Sarę Solnick i Davida Hemenwaya [1998], w której połowa respondentów stwierdziła, iż wolałaby żyć w świecie, w którym ma pewnego dobra więcej niż inni, zamiast w świecie, w którym ma tego dobra bardzo dużo, lecz inni mają go jeszcze więcej. Są także analizy wykazujące, iż badane jednostki byłyby gotowe oddać część swoich zysków, jeśli miałyby to zmniejszyć zyski innych. W hipotezie Richarda Easterlina pojęcie relatywnego dochodu odnosi się do materialnych aspiracji młodych dorosłych wchodzących na rynek pracy. Autor hipotezy, na podstawie socjologiczno-psychologicznych analiz stwierdził, iż najbardziej naturalną metodą mierzenia tych aspiracji jest dochód osiągany przez rodziców badanych jednostek. Tak więc, jako że w kontekście historycznym zarobki mężczyzny można traktować jako główny element dochodu młodych małżeństw, to właśnie na relatywnych dochodach mężczyzn koncentruje się koncepcja Easterlina. Relatywny dochód mężczyzny jest definiowany jako stosunek rzeczywistych zarobków do materialnych aspiracji młodego mężczyzny. Łatwo można pokazać, iż ta proporcja jest bezpośrednio powiązana z tak zwanym relatywnym rozmiarem kohorty, czyli stosunkiem starszych dorosłych do młodych dorosłych. Dzieje się tak, ponieważ młodzi, mniej doświadczeni pracownicy nie są na rynku pracy doskonałymi substytutami dla tych starszych i bogatszych w doświadczenie [Macunovich, 2006, s. 163–165]. Easterlin zakłada niezmienną proporcję miejsc pracy dla młodych i starych, co w okresie relatywnie wysokiej podaży pracy młodych pracowników prowadzi do intensywnej konkurencji między nimi. W efekcie młodzi pracownicy potrzebują więcej czasu na znalezienie zatrudnienia, a pracodawcy mają możliwość dobierania sobie pracowników. W czasie relatywnie niskiej podaży pracy młodych dorosłych natomiast to pracownicy wybierają będą pracodawcę. Pierwsza z omówionych sytuacji prowadzić musi naturalnie do relatywnie niższych dochodów osób wchodzących na rynek pracy [Soja, 2005, s. 14–15]. Gdy występuje nadwyżka podaży pracy jednej gru-

py w stosunku do drugiej, płace tej pierwszej spadną w stosunku do płac grupy, w której występuje nadwyżka popytu na pracę. Nawet w przypadku silnego wzrostu gospodarczego, przy wzroście płac obu grup, efekt ten będzie widoczny, gdyż płace jednej kohorty będą rosły wolniej niż drugiej [Macunovich, 2006, s. 163–165].

Wykazano więc, że nadmiar młodych na rynku pracy negatywnie wpływa na ich pozycję zawodową. Badania Easterlina wykazały, iż wpływ ten jest istotny nie tylko w momencie wchodzenia młodych osób na rynek pracy, lecz w trakcie całej ich późniejszej kariery. Te niekorzystne uwarunkowania, wynikające z „efektu tłumu”, są dodatkowo pogłębiane przez wspomniane wcześniej komplikacje w zastępowaniu starszych pracowników przez młodszych, z powodu niedoskonałej ich substytucyjności. Easterlin wykazał także, że ekonomiczne doświadczenia kobiet w tej materii są podobne do doświadczeń mężczyzn. Z tego powodu możliwe jest stosowanie w analizach uwzględniających strukturę populacji danych zagregowanych bez konieczności dekomponowania ich na liczebności kobiet i mężczyzn. Względą liczbę młodych dorosłych wchodzących na rynek pracy mierzył Easterlin stosunkiem liczby osób w wieku 15–29 do liczby osób w wieku 30–64 lat. Nazwał ten wskaźnik relatywną (względną) liczebnością młodych dorosłych. Próg między grupami został ustalony na wiek 30 lat, gdyż do tego czasu oczekiwania i postawy dotyczące przyszłości człowieka są już w znacznym stopniu sprecyzowane [Soja, 2005, s. 13–15].

Konkludując, można więc stwierdzić, iż niski relatywny udział młodych dorosłych w populacji powinien wpływać na ich lepszą pozycję materialną, co z kolei skłaniać powinno do zwiększenia płodności.

Pierwsze próby sformułowania koncepcji wyjaśniającej płodność podjął Easterlin już w latach 60. Próbował wówczas wyjaśnić przyczyny wyżu demograficznego, zwanego *baby boom*, obserwowanego w Stanach Zjednoczonych po drugiej wojnie światowej. Sugerował istnienie mniej lub bardziej samonapędzającego się mechanizmu, który będzie powodował ciągły spadek płodności w krajach bardziej rozwiniętych [Macunovich, 1998, s. 5]. Dopiero jednak w 1980 roku wszystkie jego dotychczasowe rozważania zostały zebrane w pracy *Birth and Fortune. The Impact of Numbers on Personal Welfare*. Opublikowany tam teoretyczny model płodności uzależniał *TFR* (*Total Fertility Rate*) od relatywnej struktury populacji.

Pierwotnie analizę przeprowadzano tylko dla jednego kraju, natomiast z czasem stwierdzono, iż teoria jest na tyle uniwersalna, że można ją stosować w odniesieniu do innych lub nawet do całych grup krajów, w tym nawet do krajów rozwijających się [Macunovich, 2000, s. 6]. Od czasu opublikowania hipotezy podejmowano wiele prób weryfikacji bądź obalenia tej koncepcji. Diane J. Macunovich wyróżnia ich aż 54. W niniejszym opracowaniu skoncentrowano się jedynie na tych historycznych próbach weryfikacji, które są technicznie zbliżone do analizy przedstawionej w późniejszych rozdziałach pracy. Interesujące będą więc z tego punktu widzenia analizy, w których relatyw-

na wielkość kohorty jest mierzona stosunkiem liczebności starszych dorosłych do młodych dorosłych, a płodność — współczynnikiem dzietności teoretycznej.

Już w 1979 roku pierwszą, krytyczną wobec hipotezy Easterlina analizę przeprowadził John F. Ermisch na ludności Anglii i Walii dla lat 1955–1975. Jego badanie opierało się na metodach oceny wizualnej wykresów zmiennych i nie dostarczyło dowodów potwierdzających zależność sformułowaną przez Easterlina. W 1983 roku przeprowadził on jednak ponowną analizę i doszedł do wniosku, że relatywny rozmiar generacji ma wpływ na płodność kobiet w wieku około 20 lat [Macunovich, 2006, s. 13].

Takich samych zmiennych użył w swojej analizie z 1982 roku H. Ohbuchi. Jego wnioskowanie było również oparte na analizie wizualnej, a dotyczyło Japonii w latach 1947–1980. Wykrył on silną korelację badanych zmiennych przed 1960 rokiem, jednak po tej dacie model zdawał się tracić swoją adekwatność [Macunovich, 2006, s. 16].

Kolejne próby weryfikacji hipotezy z użyciem tych samych zmiennych podejmowali jeszcze Shields i Tracy (1986), Wright i Maxim (1987), a także Abeyasinghe (1991). Ten ostatni przeprowadził swoją analizę dla lat 1921–1988 w Kanadzie. Stwierdził on, posługując się metodami analizy kointegracji i regresją liniową, że do 1976 roku relatywny rozmiar kohorty istotnie jest skorelowany z dzietnością teoretyczną, lecz po tym czasie zmienne wyraźnie się rozbiegają. Wywnioskował on, iż konieczne jest dodanie do modelu kolejnych zmiennych objaśniających, gdyż najwyraźniej po 1976 roku sama struktura populacji nie wystarcza do wyjaśniania zmian *TFR* [Macunovich, 2006, s. 19].

Badacze nie ograniczyli się jednak do przeprowadzania analiz dla pojedynczych krajów. Po opublikowaniu hipotezy Easterlina powstało 7 modeli panelowych, analizujących badane zależności nie tylko w przekroju czasowym, lecz także terytorialnym. Wyniki wszystkich tych analiz były do siebie bardzo podobne w próbach wyjaśnienia wpływu rozmiaru generacji na *TFR*, lecz różniły się znacznie zastosowaną metodologią — od prostych analiz wizualnych po analizę przyczynowości Grangera. Obserwujemy również duże zróżnicowanie wyników badań od wyraźnej zależności zgodnej z oczekiwaniami teoretycznymi, aż po relację odwrotną do badanej koncepcji. Można natomiast zauważyć, że pomimo zastosowania różnych narzędzi i innego horyzontu czasowego, na poziomie niektórych państw występuje pewna zbieżność wyników. Jest tak w przypadku Stanów Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii oraz Kanady.

Niniejsze badanie wpisuje się w tendencję zmierzającą do jak największego uogólnienia hipotezy Easterlina przez rozbudowanie jej trzonu o dodatkowe zmienne, które pozwolą na precyzyjne prognozowanie płodności we wszystkich rozwiniętych krajach świata.

W następnym rozdziale przedstawiono próby estymacji podstawowego modelu Easterlina, uzależniającego wielkość *TFR* od relatywnej liczebności

młodych dorosłych, a także kolejne etapy rozbudowy tego modelu, tak aby najlepiej objaśniał on analizowane zjawisko.

## 2. Omówienie estymacji modeli ekonometrycznych

Jak już wspomniano we wstępie, do weryfikacji hipotezy Easterlina wykorzystano dane pochodzące z 18 państw europejskich<sup>1</sup>, zarejestrowane rocznie dla lat 1960–2003. Zmienną objaśnianą jest w modelu *tfr*, czyli współczynnik dzietności teoretycznej (*Total Fertility Rate*), który jest miarą płodności, określającą liczbę dzieci, urodzonych przez hipotetyczną matkę w całym okresie jej rozrodczości. Określa się go wzorem następującej postaci:

$$Dz^{(t)} = 5 \sum_{x=15}^{49} P_x^{(t)}$$

gdzie:  $x$  — pięcioletnie grupy wieku z przedziału wieku rozrodczego, a  $P^{(t)}$  jest współczynnikiem cząstkowym, opisanym wzorem:

$$P_i^{(t)} = \frac{U_i^{(t)}}{\bar{K}_i^{(t)}} * 1000$$

gdzie:  $U_i^{(t)}$  — liczba żywych urodzeń z kobiet w  $i$ -tej grupie wieku rozrodczego w okresie  $t$ ,  $\bar{K}_i^{(t)}$  — średnia liczba kobiet w  $i$ -tej grupie wieku rozrodczego w okresie  $t$  [Cieślak, 1992, s. 151–153].

Jako czynniki mogące objaśniać płodność wybrano, za Easterlinem, zmienną określającą strukturę populacji według wieku, a także zmienne dotyczące małżeńskości i Produktu Krajowego Brutto. Zmienna *st\_pop* prezentuje stosunek liczebności kohorty ludności w wieku 30–64 lat do rozmiaru kohorty młodych dorosłych w wieku 15–29 lat. Jest to najważniejsza zmienna niezależna w modelu, a Easterlin zakładał dodatni znak zależności współczynnika *TFR* od tej zmiennej. Wyjaśnić to można opisaną już wcześniej zależnością: im mniejsza jest relatywna liczebność młodych dorosłych na rynku pracy, tym łatwiejsza ich sytuacja konkurencyjna i lepsze jej materialne perspektywy. To z kolei prowadzi do wzrostu płodności, mierzonej współczynnikiem dzietności teoretycznej. *Wiekmal* to zmienna, opisująca przeciętny wiek kobiety wstępującej w swój pierwszy związek małżeński. Można spodziewać się, iż wraz ze wzrostem wieku zawierania małżeństw płodność będzie malała, ze względu chociażby na krótszy czas starania się o dziecko. Zmienna *pkb* mierzy Produkt Krajowy Brutto danego państwa, wyrażony w cenach stałych (rok 1995 = 100). Istnieją różne hipotezy mówiące o zależności pomiędzy dochodem narodowym a płodnością, więc trudno jednoznacznie ustalić oczekiwany znak parametru.

W bazach danych Eurostatu nie ma kompletnych informacji dotyczących wieku pierwszych małżeństw kobiet i poziomu PKB, toteż w użytych danych

<sup>1</sup> Belgia, Dania, Niemcy, Grecja, Hiszpania, Francja, Irlandia, Włochy, Holandia, Austria, Portugalia, Słowacja, Finlandia, Szwecja, Wielka Brytania, Islandia, Norwegia, Szwajcaria.

występują braki. Nie przeszkodzi to jednak w dokonaniu estymacji modelu. Pełne dane dla wszystkich krajów we wszystkich latach istnieją jedynie dla zmiennych *tfr* i *st\_pop*. Dla pozostałych zmiennych panel jest niekompletny, co wynika z niedostępności danych dotyczących wieku małżeństw i PKB w niektórych okresach dla niektórych krajów. Braki danych spowodowane są jednak przyczynami całkowicie losowymi, więc używane estymatory nie będą obciążone [Mycielski, 2006, s. 291].

W pierwszym kroku zostanie sprawdzona zasadność trzonu koncepcji Easterlina, mówiąca o dodatniej zależności pomiędzy *TFR* a zmienną określającą strukturę wiekową populacji. Następnie, w miarę potrzeby, model poszerzany będzie o kolejne zmienne niezależne. Wszystkie testy w niniejszej pracy zostały przeprowadzone na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ .

## Tabela 1.

### Wyniki estymacji MNK

Source	SS	df	MS	Number of obs.		
Model	36,3496359	1	36,3496359	$F(1, 790)$	= 115,57	
Residual	248,473696	790	,314523666	Prob > F	= 0,0000	
Total	284,823332	791	,360080066	R-squared	= 0,1276	
				Adj R-squared	= 0,1265	
				Root MSE	= ,56082	
<i>tfr</i>	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95% Conf. Interval]	
<i>st_pop</i>	-0,7075474	,0658161	-10,75	0,000	-0,8367425	-0,5783523
<i>_cons</i>	3,396371	,1281085	26,51	0,000	3,144898	3,647844

### 2.1. Wnioski z estymacji Metodą Najmniejszych Kwadratów

Do pierwszej estymacji użyto zwykłej Metody Najmniejszych Kwadratów, a konkretnie POLS, czyli *Pooled Ordinary Least Squares*. Wyniki regresji przedstawia tabela 1. Zaskakuje fakt, iż współczynnik przy zmiennej *st\_pop* ma ujemny znak, co wydaje się sprzeczne z twierdzeniami Easterlina. Według oszacowania zmiana struktury populacji, prowadząca do wzrostu współczynnika *st\_pop* o jednostkę, spowodować powinna spadek współczynnika dzietności teoretycznej o około 0,7. Należy jednak zauważyć, iż estymacja MNK dokonywana na danych o strukturze panelowej nie jest wiarygodna, gdyż używane estymatory nie są efektywne. Błędy losowe przy szacowaniu modelu za pomocą MNK mogą być skorelowane ze sobą, należałoby więc poszukać metody, która pozwoli nam wyeliminować niesferyczność składnika losowego. Pewnym rozwiązaniem może tu być zastosowanie odpornej macierzy wariancji-kowariancji w Uogólnionej Metodzie Najmniejszych Kwadratów. Odchylenia standardowe parametrów w tej estymacji znacznie różnią się od tych, uzyskanych w standardowej estymacji MNK. Potwierdza to więc wstępną hipotezę o autokorelacji błędów losowych.



Zdecydowano się na zastosowanie metody estymacji modelu panelowego, której użycie rozwiązuje problem autokorelacji, a także inne problemy które mogą wystąpić przy estymacji tak skonstruowanych danych. Model panelowy opiera się na regresji postaci:

$$y_{it} = x_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it}$$

gdzie:

$y$  — zmienna zależna,  $x$  — zmienna niezależna,  $\beta$  — parametr w regresji,  $u_i$  — efekt indywidualny,  $\varepsilon$  — efekt losowy,  $i$  — indeks kraju ( $i = 1, \dots, 18$ ),  $t$  — indeks czasu ( $t = 1, \dots, 44$ ).

Dzięki zastosowaniu dwóch rodzajów efektów cząstkowych: efektu indywidualnego  $u_i$  i błędu czysto losowego  $\varepsilon_{it}$  model panelowy jest w stanie lepiej oszacować analizowany zbiór danych. Efekt indywidualny mierzy niezmiennie w czasie, indywidualne i nieobserwowalne charakterystyki jednostki. Z tego powodu jest oznaczany jedynie indeksem jednostki obserwacji.

Całkowity błąd losowy można oznaczyć jako  $v_i = u_i + \varepsilon_{it}$ . Taki właśnie błąd występuje przy szacowaniu modelu za pomocą MNK, gdyż przy stosowaniu POLS efekty indywidualne są przejmowane przez zwykły błąd losowy [Wooldridge, 2002, s. 257]. Nawet przy przyjęciu założeń o braku autokorelacji składnika czysto losowego i efektów indywidualnych, kolejne  $v_i$  będą ze sobą skorelowane, ze względu na efekty indywidualne, które, jak już wspomniano, są stałe dla każdej jednostki. Część błędu losowego związanego z efektem indywidualnym będzie więc dla danej jednostki taka sama.

Model panelowy pozwala także na uchwycenie większej liczby informacji niż standardowa metoda MNK, gdyż uwzględnia on podział obserwacji w dwóch wymiarach: czasu ( $t$ ) i jednostki obserwowanej ( $i$ ), podczas gdy w estymacji MNK wszystkie te obserwacje są przemieszane ze sobą. Model panelowy uwzględnia więc zróżnicowanie jednostek badania, uwypuklając ich wewnętrzne cechy i dynamikę. Stosując tę metodę możliwe staje się odróżnienie wpływu indywidualnego jednostki na daną zmienną od wpływu czynników zewnętrznych. Dane panelowe mogą być więc używane do badania zależności, niemożliwych do przeanalizowania za pomocą samych danych przekrojowych lub tylko szeregów czasowych [Kennedy, 2003, s. 302].

Fakt, iż panel niesie ze sobą więcej informacji, pozwala na wyeliminowanie efektu współliniowości danych i ewentualnego braku wystarczającej ilości stopni swobody. Współliniowość występuje, gdy zmienne zależne są ze sobą silnie skorelowane. Powstaje wówczas pytanie, która z tych zmiennych odpowiada bezpośrednio za zmiany zmiennej zależnej. W wypadku takich problemów zastosowanie panelu znacznie poprawia efektywność oszacowań i redukuje efekt współliniowości. Pierwotny model, prezentowany w pierwszej części niniejszego rozdziału, nie jest podatny na powyższy problem, gdyż estymacja uwzględnia jedynie jedną zmienną niezależną (statystyka VIF naturalnie wynosi dla niej 1), kwestia współliniowości mogłaby jednak zakłócić wy-

niki bardziej zaawansowanych estymacji, przeprowadzanych w dalszej części pracy [Cieciela, Tomaszewski, 2003, s. 5–7].

Zastosowanie modelu panelowego eliminuje także problem zmiennych pominiętych, a także trudności właściwej specyfikacji modelu i prawidłowego określenia zmiennych istotnie wpływających na określenie badanej zależności. W analizie często można mieć trudności z wyodrębnieniem czynników stałych w czasie bądź mających podobny wpływ na wszystkie jednostki w badaniu. Pominięcie tych czynników przy estymacji może jednak powodować obciążenie błędami estymatorów i w konsekwencji niewłaściwe wyniki badania. Panel pozwala na kontrolowanie wpływu tych składników [Cieciela, Tomaszewski, 2003, s. 5–7].

## 2.2. Estymacja trzonu koncepcji Easterlina przy użyciu modelu panelowego

Mając na uwadze wady tradycyjnego MNK, zdecydowano się na użycie w tym przypadku metody estymacji panelowej. Regresja, której wyniki przedstawia tabela 2., przeprowadzona została przy zastosowaniu tzw. efektów losowych (*random effects*). Przy estymacji tej zakładamy, iż efekty indywidualne  $u_i$  nie są skorelowane ze zmiennymi niezależnymi. Model ten jest uzasadniony, gdy istnieje dobrze umotywowane przypuszczenie, że różnice pomiędzy jednostkami dają się uchwycić poprzez różne wielkości stałej w modelu. W przypadku analizy w skali makro, a więc obejmującej wiele krajów, to założenie często jest spełnione, dlatego punktem wyjścia tego badania będzie właśnie taka postać modelu [Cieciela, Tomaszewski, 2003, s. 12].

### Tabela 2.

Regresja trzonu hipotezy Easterlina przy użyciu modelu panelowego z efektami losowymi

Random-effects GLS regression		Number of obs.	= 792		
Group variable (i): kraj		Number of groups	= 18		
R-sq: within	= 0,0246	Obs. per group: min	= 44		
between	= 0,7446	avg	= 44,0		
overall	= 0,1276	max	= 44		
Random effects $u_i \sim$ Gaussian		Wald chi2(1)	= 40,59		
$corr(u_i, X) = 0$ (assumed)		Prob > chi2	= 0,0000		
<i>tfr</i>	Coef.	Std. Err.	z	$P > z$	[95% Conf. Interval]
<i>st_pop</i>	-0,4591306	-0,0720622	-6.37	0,000	-0,60037 -0,3178912
<i>_cons</i>	2,918723	-0,1435812	20,33	0,000	2,637309 3,200137
<i>sigma_u</i>	,13624435				
<i>sigma_e</i>	,52271317				
<i>rho</i>	,06361569 (fraction of variance due to $u_i$ )				



W celu sprawdzenia, czy rzeczywiście model panelowy jest lepszym rozwiązaniem niż stosowanie Metody Najmniejszych Kwadratów, zastosowano test Breuscha-Pagana z wykorzystaniem mnożników Lagrange’a. Wykazuje on, iż należy odrzucić hipotezę zerową [179,07; 0,0000 < 0,05]. Wynik testu stanowi potwierdzenie wcześniejszych rozważań, na temat doboru formy funkcyjnej modelu. MNK nie jest najlepszym sposobem oszacowania parametrów.

Pojawia się w tym momencie pytanie, czy przyjęte na wstępie założenie o braku korelacji pomiędzy efektami indywidualnymi a zmiennymi objaśniającymi nie jest zbyt silne. Niedopatrzenie w tej kwestii w pewnych okolicznościach może prowadzić do heteroskedastyczności składnika losowego. Aby uniknąć takich komplikacji, przeprowadzono test Hausmana. Jednoznacznie wskazuje on [31,68; 0,0000 < 0,05], iż należy odrzucić hipotezę zerową o braku korelacji pomiędzy składnikiem indywidualnym a zmiennymi objaśniającymi. Okazuje się więc, iż nie da się w tym wypadku zastosować modelu ze zmiennymi efektami, gdyż użyty w nim estymator nie będzie zgodny, a formą właściwą jest model z efektami stałymi.

### Tabela 3.

Regresja trzonu hipotezy Easterlina przy użyciu modelu panelowego z efektami stałymi

Fixed-effects (within) regression				Number of obs.	= 792	
Group variable (i): kraj				Number of groups	= 18	
R-sq: within	= 0,0246	Obs. per group: min	= 44			
between	= 0,7446	avg	= 44,0			
overall	= 0,1276	max	= 44			
corr( $u_{i,j}, X$ ) = 0,4629				F(1,773)	= 19,53	
				Prob > F	= 0,0000	
<i>tfr</i>	Coef.	Std. Err.	<i>t</i>	<i>P</i> >   <i>t</i>	[95% Conf. Interval]	
<i>st_pop</i>	-0,3334348	,0754432	-4,42	0,000	-0,4815327	-0,1853368
<i>_cons</i>	2,677039	,1462441	18,31	0,000	2,389957	2,964122
<i>sigma_u</i>	,25181156					
<i>sigma_e</i>	,52271317					
<i>rho</i>	,18835972 (fraction of variance due to $u_{i,j}$ )					
F test that all $u_{i,j} = 0$ :		F(17, 773) = 8,02		Prob > F = 0,0000		

Ustaliwszy poprawny kształt modelu, należy przejść do interpretacji uzyskanych oszacowań. Rezultaty estymacji modelu z efektami stałymi przedstawia tabela 3. Wynika z niej, iż 2,46% zróżnicowania obserwacji dla poszcze-

gólnych krajów, 74,46% zróżnicowania między państwami i 12,76% zmienności całkowitej jest wyjaśnianych przez model. Świadczą o tym odpowiednio statystyki:  $R^2$  within,  $R^2$  between i  $R^2$  overall. Zmienna zależna istotnie zależy od zmiennej objaśniającej. Wynika to zarówno ze statystyki  $t$  [ $-4,42$ ;  $0,000 < 0,05$ ], jak i ze statystyki  $F$  na łączną istotność wszystkich parametrów modelu [ $19,53$ ;  $0,0000 < 0,05$ ]. Odchylenie standardowe efektu indywidualnego wynosi 0,25, a jego wariancja stanowi 18,83% wariancji w łącznym błędzie losowym. Odchylenie standardowe czystego składnika losowego wynosi natomiast 0,52. Jak widać, współczynnik przy zmiennej niezależnej wciąż ma ujemny znak. Wydaje się to sprzeczne z założeniami hipotezy Easterlina. Próby wyjaśnienia tej sytuacji zawiera rozdział 2.3.

### 2.3. Rozwinięcie modelu

Należy zauważyć, że koncepcja Richarda Easterlina powstała na początku lat 80. Postanowiono więc sprawdzić, czy model potwierdza analizowaną koncepcję, jeżeli badanie oprzemy jedynie na danych, którymi mógł dysponować twórca hipotezy. Oszacowano więc analogiczny model, biorąc pod uwagę jedynie przedział czasu od roku 1960 do 1980. Wyniki tej estymacji, przedstawia tabela 4.

#### Tabela 4.

Regresja trzonu hipotezy Easterlina przy użyciu modelu panelowego z efektami zmiennymi, dla lat 1960 do 1980

Random-effects GLS regression		Number of obs.	=	378		
Group variable (i): kraj		Number of groups	=	18		
<i>R</i> -sq: within	= 0,3382	Obs. per group: min	=	21		
between	= 0,3363	avg	=	21,0		
overall	= 0,0078	max	=	21		
Random effects $u_i \sim$ Gaussian		Wald chi2(1)	=	141,82		
$corr(u_i, X) = 0$ (assumed)		Prob > chi2	=	0,0000		
<i>tfr</i>	Coef.	Std. Err.	<i>z</i>	<i>P</i> > <i>z</i>	[95% Conf. Interval]	
<i>st_pop</i>	1,484547	,1246581	11,91	0,000	1,240222	1,728872
<i>_cons</i>	-0,2498821	,2439424	-1,02	0,306	-0,7280004	,2282361
<i>sigma_u</i>	,36212006					
<i>sigma_e</i>	,33191888					
<i>rho</i>	,54343286	(fraction of variance due to $u_i$ )				
<i>F</i> test that all $u_i = 0$ :		$F(17, 359) = 47,12$		Prob > <i>F</i> = 0,0000		

Użycie przy tej estymacji efektów zmiennych uzasadniają wyniki testu Hausmana, które prowadzą do jednoznacznej konkluzji, iż nie można odrzucić hipotezy zerowej o braku korelacji pomiędzy efektami indywidualnymi a zmiennymi objaśniającymi [ $0,00$ ;  $1,0000 > 0,05$ ]. Przeprowadzono również

test Breuscha-Pagana z mnożnikami Lagrange'a, który wykazał, iż estymacja panelowa jest poprawną formą funkcyjną w tym przypadku.

Ograniczenie nałożone na model spowodowało, iż liczba obserwacji zmniejszyła się z pierwotnych 792 do 378. Zgodnie z oczekiwaniami, zależność okazała się w tym wypadku silnie dodatnia. Stała w modelu okazała się nieistotna  $[-1,03; 0,306 > 0,05]$ . Model wyjaśnia 33,82% zróżnicowania wewnątrzgrupowego, 33,63% zróżnicowania międzygrupowego i 0,78% zmienności całkowitej. Wariancja efektu indywidualnego stanowi 54,34% wariancji całkowitego efektu losowego.

Uderzające są tak istotne różnice w oszacowaniach dla różnych przedziałów czasowych. Nasuwa się w tym momencie koncepcja sprawdzenia zachowania modelu jedynie w czasach bliższych współczesności. W tym celu oszacowano analogiczną regresję dla przedziału czasowego od 1980 do 2003 roku. Na podstawie testu Hausmana  $[10,13; 0,015 < 0,05]$  stwierdzono istnienie korelacji pomiędzy zmiennymi niezależnymi a efektami indywidualnymi, co implikuje użycie modelu z efektami stałymi. Test Breuscha-Pagana natomiast potwierdza, iż model panelowy pozwoli uzyskać lepsze wyniki estymacji niż szacowanie za pomocą MNK.

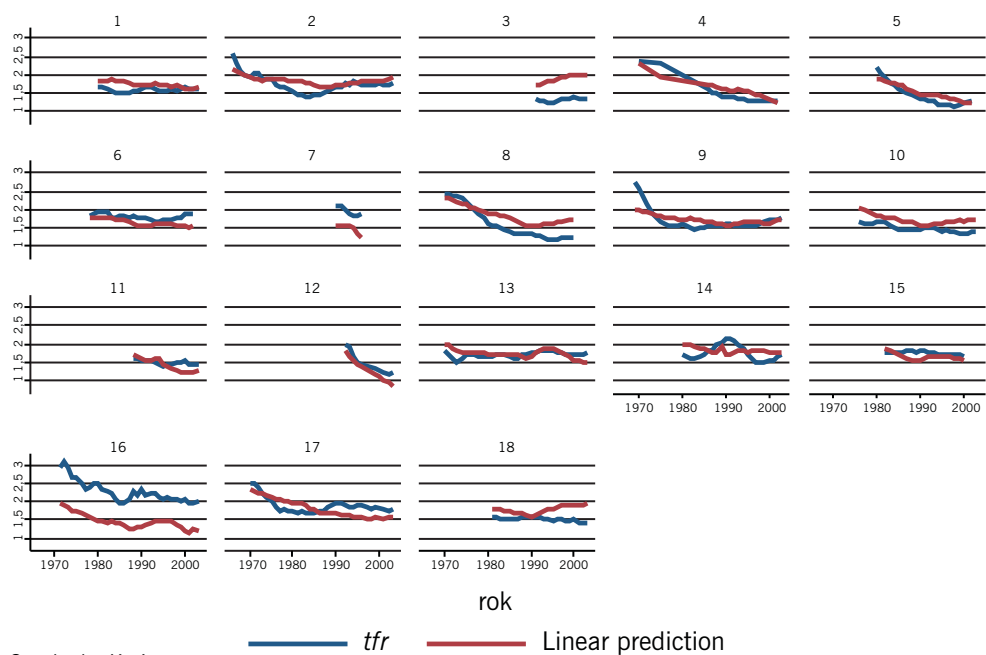
Tabela 5. przedstawia wyniki wspomnianej estymacji z użyciem efektów stałych. Około 4% zróżnicowania wewnątrzgrupowego, 40% zróżnicowania międzygrupowego i 17% zróżnicowania ogólnego jest wyjaśnianych przez model. Zarówno zmienna *st\_pop* jak i stała są w modelu istotne. Znak parametru przy zmiennej określającej strukturę populacji okazał się ponownie ujemny. Uzasadnione jest więc podejrzenie, iż w ciągu ostatnich 20 lat pojawiły się czynniki, które zaburzają prawidłowość wykrytą przez Easterlina.

**Tabela 5.**

Regresja trzonu hipotezy Easterlina przy użyciu modelu panelowego z efektami stałymi, dla lat 1980 do 2003

Fixed-effects (within) regression				Number of obs.	= 432	
Group variable (i): kraj				Number of groups	= 18	
R-sq: within	= 0,0401			Obs. per group: min	= 24	
between	= 0,4025			avg	= 24,0	
overall	= 0,1660			max	= 24	
				F(1,413)	= 17,24	
corr(u <sub>i</sub> , X)	= 0,1660			Prob > F	= 0,0000	
<i>tfr</i>	Coef.	Std. Err.	t	P >  t	[95% Conf. Interval]	
<i>st_pop</i>	-0,155201	,0373825	-4,15	0,000	-0,2286847	-0,0817173
<i>_cons</i>	1,985167	,0757104	26,22	0,000	1,836341	2,133992
<i>sigma_u</i>	,21559772					
<i>sigma_e</i>	,19782229					
<i>rho</i>	,54291673	(fraction of variance due to u <sub>i</sub> )				
F test that all u <sub>i</sub> = 0:		F(17, 413) = 25,16		Prob > F = 0,0000		

Wyodrębniono dwie zmienne, które mogłyby dodatkowo pomóc w wyjaśnieniu zmienności współczynnika *TFR*. Są to *wiekmal*, określająca przeciętny wiek zawarcia przez kobietę pierwszego związku małżeńskiego, a także *pkb*, która to zmienna określa poziom Produktu Krajowego Brutto jako procent jego poziomu z 1995 roku. Dodatkowo, zdecydowano się wprowadzić do modelu zmienną *wiekmal\_sq*, tj. zmienną *wiekmal* podniesioną do kwadratu. Model ten powinien w sposób bardziej kompleksowy wyjaśniać zmienność dzietności teoretycznej. Spodziewany znak parametru przy zmiennej określającej strukturę populacji, jest, zgodnie z teorią Easterlina, dodatni. Przy zmiennej *wiekmal* oczekuje się znaku ujemnego, gdyż zgodnie z intuicją, wcześniejszy wiek zawierania małżeństw niesie ze sobą większą płodność. Od parametru określającego wpływ zmiennej *pkb* na zmienną objaśnianą oczekuje się również znaku ujemnego. Związane jest to z faktem, iż wyższy dochód narodowy wiąże się zazwyczaj z wyższym poziomem wykształcenia społeczeństwa, większą świadomością metod planowania rodziny, a także stawianiem kariery zawodowej ponad życiem rodzinnym.



Graphs by Kraj

## Wykres 1.

Wyestymowane i zaobserwowane wartości zmiennej zależnej dla 18 krajów podlegających analizie

W celu dokonania wyboru rodzaju efektów w modelu przeprowadzono test Hausmana, z którego wynika, iż najodpowiedniejszy będzie model z efektami

stałymi [257,38; 0,0000 < 0,05], gdyż wartość statystyki testowej prowadzi do odrzucenia hipotezy zerowej o braku korelacji pomiędzy efektami indywidualnymi a zmiennymi niezależnymi. Oszacowanie modelu z efektami stałymi przedstawia tabela 6., a wykres 1. prezentuje wartości zmiennej zależnej zarówno zaobserwowane jak i wyestymowane przez model dla wszystkich 18 krajów podlegających analizie.

Ze względu na niepełne źródła danych, dotyczące zmiennych *wiekmal* i *pkb*, konieczne było zredukowanie liczby obserwacji do 430. Nie powinno to jednak mieć istotnego wpływu na jakość oszacowania.

Łączna istotność zmiennych, badana za pomocą statystyki *F*, została potwierdzona [100,46; 0,0000 < 0,05]. Test na zerowość wszystkich efektów indywidualnych wskazuje, że należy odrzucić hipotezę zerową o nieistnieniu efektów indywidualnych [31,62; 0,0000 < 0,05]. Wynika stąd, że panel jest odpowiednim narzędziem do estymacji tak skonstruowanego modelu. Zmienność wewnątrzgrupowa jest wyjaśniana przez model w 49,62%, zmienność międzygrupowa w 1,89%, a ogólna w 7,81%. Odchylenie standardowe efektów indywidualnych wynosi 0,298, efektów losowych 0,164, natomiast wariancja efektów indywidualnych stanowi 76,6% wariancji całkowitej.

### Tabela 6.

Regresja rozszerzonej hipotezy Easterlina przy użyciu modelu panelowego z efektami stałymi

Fixed-effects (within) regression			Number of obs.	= 430		
Group variable (i): kraj			Number of groups	= 18		
<i>R</i> -sq: within	= 0,4962		Obs. per group: min	= 7		
between	= 0,0189		avg	= 23,9		
overall	= 0,0781		max	= 38		
			<i>F</i> (4, 408)	= 100,46		
<i>corr</i> ( <i>u<sub>i</sub></i> , <i>X</i> )	= -0,4463		Prob > <i>F</i>	= 0,0000		
<i>tfr</i>	Coef.	Std. Err.	<i>t</i>	<i>P</i> >   <i>t</i>	[95% Conf. Interval]	
<i>st_pop</i>	,6350017	,0588749	10,79	0,000	,5192657	,7507376
<i>wiekmal</i>	-0,4058657	,1117989	-3,63	0,000	-0,6256395	-0,1860919
<i>wiekmal_sq</i>	,008043	,0021274	3,78	0,000	,0038609	,012225
<i>pkb</i>	-0,0151052	,0012747	-11,85	0,000	-0,0176111	-0,0125993
<i>_cons</i>	6,894265	1,458815	4,73	0,000	4,026534	9,761997
<i>sigma_u</i>	,2980474					
<i>sigma_e</i>	,16451217					
<i>rho</i>	,76647912	(fraction of variance due to <i>u<sub>i</sub></i> )				
<i>F</i> test that all <i>u<sub>i</sub></i> = 0:		<i>F</i> (17, 408) = 31,62		Prob > <i>F</i> = 0,0000		

Wszystkie zmienne okazały się indywidualnie istotne, a znaki parametrów są zgodne z oczekiwaniami. Zwiększenie zmiennej określającej strukturę po-

pulacji o jednostkę spowoduje wzrost wskaźnika *TFR* o 0,635. Spadek przeciętnego wieku zawierania małżeństw o rok powoduje wzrost dzietności teoretycznej o 0,41, przy czym im wyższy jest ów wiek, tym wzrost ten jest mniejszy, o czym świadczy parametr *wiekmal\_sq*. Wzrost poziomu Produktu Krajowego Brutto prowadzi z kolei do spadku *TFR*.

W dotychczasowej analizie zastosowano zmienne zależne, które mogą wyjaśniać płodność na gruncie teorii demograficznych. Nie da się jednak uniknąć sytuacji, w której niektóre zmienne istotnie wpływające na badane zjawisko zostały pominięte. Opierając się na twierdzeniach Frischa-Waughana i Stone'a, Józef Hozer i Jan Zawadzki twierdzą, iż w modelach uwzględniających zmiany cechy w czasie, konieczne jest uwzględnienie zmiennej *t*, która odpowiedzialna będzie za trend zmian obserwowanej cechy. Zaznaczają oni, iż nieuwzględnienie trendu w takiej analizie może prowadzić do obciążenia estymatora, gdyż zmienna *t* odpowiada za zjawiska nieobserwowalne lub takie, dla których nie mamy zarejestrowanych danych statystycznych [Hozer, Zawadzki, 1990, s. 32–33]. W ostatniej estymacji, zaprezentowanej w tabeli 7. została więc uwzględniona zmienna *rok*, która przyjmuje wartości odpowiadające numerowi roku, w którym zanotowano daną obserwację (1960–2003).

## Tabela 7.

Regresja rozszerzonej hipotezy Easterlina z dodanym trendem przy użyciu modelu panelowego z efektami zmiennymi

Random-effects GLS regression		Number of obs.		= 430		
Group variable (i): kraj		Number of groups		= 18		
<i>R</i> -sq: within	= 0,5902	Obs. per group: min		= 7		
between	= 0,0164	avg		= 23,9		
overall	= 0,1621	max		= 38		
Random effects $u_i \sim$ Gaussian		Wald chi2(5)		= 475,46		
$corr(u_i, X) = 0$ (assumed)		Prob > chi2		= 0,0000		
<i>tfr</i>	Coef.	Std. Err.	<i>t</i>	<i>P</i> >   <i>t</i>	[95% Conf. Interval]	
<i>st_pop</i>	,5958163	,054938	10,85	0,000	,4881399	,7034927
<i>wiekmal</i>	-0,1972723	,1114776	-1,77	0,077	-0,4157644	,0212197
<i>wiekmal_sq</i>	,0052517	,0020969	2,50	0,012	,0011419	,0093616
<i>pkb</i>	-0,0041103	,0016718	-2,46	0,014	-0,0073871	-0,0008336
<i>rok</i>	-0,0368348	,0043952	-8,38	0,000	-0,0454493	-0,0282204
<i>_cons</i>	75,75879	8,218293	9,22	0,000	59,65123	91,86635
<i>sigma_u</i>	,13378493					
<i>sigma_e</i>	,14703329					
<i>rho</i>	,45292707	(fraction of variance due to $u_i$ )				



Jak widać, model po dodaniu trendu okazuje się być raczej lepiej dopasowany niż wcześniejsza regresja. Wyjaśnia on 59,02% zmienności wewnątrzgrupowej (poprzedni model: 49,62%), 1,64% zmienności międzygrupowej (poprzedni: 1,89%), i 16,21% zróżnicowania ogólnego (poprzedni: 7,81%). Do estymacji użyto modelu efektów zmiennych, gdyż test Hausmana wykazał brak podstaw do odrzucenia hipotezy o zerowej korelacji między zmiennymi objaśniającymi a efektami indywidualnymi. Należy również zauważyć, iż dodanie trendu spowodowało, że zmienna *wiekmal* stała się w modelu nieistotna  $[-1,77; 0,077 > 0,05]$ .

Następny rozdział zawiera dokładniejszą interpretację wyników uzyskanych na podstawie wszystkich estymacji opisanych dotychczas, a także konfrontację uzyskanych rezultatów z dotychczas przeprowadzanymi próbami weryfikacji koncepcji Easterlina.

### 3. Interpretacja wyników estymacji w świetle teorii demograficznych

Jak pokazały wstępne wyniki estymacji przedstawione w rozdziale 2., znaki parametrów pierwszej regresji *TFR* na strukturze populacji dla całego badanego okresu były niezgodne z oczekiwaniami. Z tego powodu zdecydowano się przeprowadzić analizę jedynie dla lat, dla których mógł zrobić to również Easterlin. Regresja panelowa przeprowadzona dla danych zebranych przed 1980 rokiem istotnie wykazała zależność dodatnią, co pozwoliło przypuszczać, że w późniejszym okresie należy doszukiwać się czynników zaburzających stosunek wynikający z hipotezy. Przypuszczenia te potwierdziła regresja przeprowadzona dla danych zgromadzonych po 1980 roku, wykazała ona bowiem ujemną zależność *TFR* od relatywnego rozmiaru kohorty. Do podobnych wniosków doszedł w 1991 roku Tilak Abeysinghe badając populację Kanady. W danych sprzed roku 1976 jego analiza stwierdziła wyraźną dodatnią korelację między strukturą populacji a dzietnością teoretyczną, natomiast po wspomnianym roku, zależność stała się trudniejsza do zidentyfikowania [Macunovich, 2006, s. 19].

Należałoby zająć się próbą określenia przyczyn tego zjawiska. Lata 70. dwudziestego wieku wiążą się w Europie z istotnymi zmianami społeczno-kulturowymi na skutek równouprawnienia kobiet oraz wprowadzenia metod planowania rodziny. Nagła zmiana czynników polityczno-społeczno-kulturowych, znajdująca się poza możliwością pomiaru empirycznego, musiała wywrzeć istotny wpływ na wyniki przeprowadzanej regresji. Przykładami takich działań w różnych krajach mogą być:

- austriacka ustawa z 1975 roku, dopuszczająca możliwość przerwania ciąży w pierwszych trzech miesiącach jej trwania,
- zniesienie w Belgii w 1973 roku zakazu importu, transportu, eksponowania i reklamy środków antykoncepcyjnych,

- wprowadzenie w 1978 roku w Norwegii przepisu, zezwalającego na dobrowolną sterylizację każdego obywatela w wieku powyżej 25 lat,
- zniesienie w 1976 roku w kantonie Lucerny, przepisu wedle którego wspólne zamieszkiwanie pary niebędącej małżeństwem było ścigane na mocy prawa,
- zlikwidowanie w 1974 roku we Francji przepisu zabraniającego dziewczętom poniżej 18 roku życia używania środków antykoncepcyjnych bez zgody rodziców [O'Neill, 1984, s. 134–137].

Istotne jest również spostrzeżenie, iż w niektórych z badanych państw obserwowane pod koniec lat 60. przeobrażenia w sferach małżeństwa i płodności można połączyć z teorią drugiego przejścia demograficznego. Zmiany motywacji prokreacyjnych oraz przewartościowanie celów życiowych pociągnęło za sobą przemiany modelu rodziny. Ewolucja do „rodziny zindywidualizowanej”, w tym także zliberalizowanie form partnerstwa seksualnego, doprowadziła do spadku płodności. Efekt ten został wzmocniony przez wspomniane już wcześniej zmiany w sferze małżeństwa przejawiające się w opóźnieniu wieku zawierania pierwszych małżeństw, wzroście liczby nieformalnych związków pozamałżeńskich, a także rozwoju alternatywnych form partnerstwa. Spadek liczby urodzeń w związkach małżeńskich, a także wzrost popularności i dostępności środków zapobiegających poczęciu, dzięki którym wydłużył się okres aktywności erotycznej kobiety bez zagrożenia ciążą, są więc niezwykle istotnymi przyczynami obserwowanej tendencji [Okólski, 2005, s. 145–149]. Wielkości *TFR* i jego trend spadkowy obserwowany w latach 70. i 80. dla grupy państw badanych w ramach niniejszego modelu stanowi potwierdzenie przedstawionych zależności. Już na początku tego okresu dla niektórych państw współczynnik dzietności kształtował się na poziomie niższym od 2,1, czyli niewystarczającym do prostej reprodukcji.

Kolejnym etapem badania musiało więc być dodanie zmiennych, które mogłyby pomóc w lepszym wyjaśnieniu zmian płodności, zwłaszcza tych zachodzących po 1980 roku. Zdecydowano się zastosować miary związane z wiekiem zawierania pierwszego małżeństwa przez kobiety oraz względną wielkością PKB (jako rok bazowy wybrano 1995). Przeprowadzenie regresji z użyciem wszystkich tych zmiennych dla całego przedziału czasowego pozwoliło już na dokładne wyizolowanie dodatkowej zależności pomiędzy parametrem *st\_pop*, określającym strukturę populacji a dzietnością rzeczywistą. Należy więc przypuszczać, że obserwowane zakłócenia kierunku zależności związane są bezpośrednio z wiekiem zawierania pierwszego związku małżeńskiego przez kobietę oraz wielkością dochodu narodowego.

Parametr przy zmiennej *st\_pop* wskazuje, iż zmiana struktury populacji w taki sposób, że starsi dorośli będą w stosunku do młodych dorosłych grupą o tyle liczniej reprezentowaną, że współczynnik *st\_pop* wzrośnie o 1, spowoduje wzrost *TFR* o 0,64. Widać więc, że jeśli grupa młodych dorosłych stanie się relatywnie mniej liczna, współczynnik *st\_pop* wzrośnie, co pociągnie za sobą wzrost dzietności teoretycznej. Jak już wyjaśniono w rozdziale 1., ma

to związek z lepszymi perspektywami młodych ludzi w przypadku mniejszej konkurencji na rynku pracy. Poprawa sytuacji młodych ludzi i optymistyczne rokowania dotyczące przyszłej sytuacji materialnej przekładają się na ich decyzje prokreacyjne. Dziecko może być bowiem w teorii ekonomii traktowane podobnie jak dobro luksusowe, na które wzrasta popyt wraz z poprawą sytuacji materialnej „nabywców”. W świetle teorii płodności Beckera, o której należałoby w tym miejscu wspomnieć, dzieci dostarczają rodzicom użyteczność związaną z przyjemnością posiadania. Becker twierdzi, iż potencjalni rodzice, maksymalizując swą funkcję użyteczności, dokonują wyboru pomiędzy nabyciem dodatkowego luksusowego dobra trwałego użytku a posiadaniem dziecka. Gdy poprawia się sytuacja materialna małżeństwa, ich nadwyżka dochodu do dyspozycji rośnie i może zostać przeznaczona na dodatkowe dziecko, które przyniesie większą użyteczność niż na przykład samochód [Okólski, 2005, s. 222–223].

Podniesienie się o rok przeciętnego wieku wstępowania kobiet w pierwsze związki małżeńskie, przy przyjęciu za poziom bazowy średniej wielkości tego parametru w badanej próbie  $\bar{X} = 24,86$ , doprowadzi do spadku *TFR* o 0,006. Widać więc, że ogólna tendencja do opóźnienia zakładania rodziny poprzez odkładanie zawarcia małżeństwa ma znaczny wpływ na spadek współczynnika dzietności teoretycznej, jednakże wpływ ten zdecydowanie maleje wraz ze wzrostem wieku kobiety. Związane to jest zapewne z faktem, iż obecnie kobiety, opóźniając decyzję o zmianie stanu cywilnego, w momencie wstępowania w związek pragną jak najszybciej postarać się o potomstwo. Dla maksymalnej wielkości *wiekmal* zaobserwowanej w próbie analogicznie obliczony efekt wzrostu wieku powoduje już nie spadek, ale wzrost *TFR* o 0,09. Poziom wieku zawierania małżeństw, przy którym zmieni się kierunek zależności to 25,37.

Ważnym aspektem, brany pod uwagę przy planowaniu urodzenia dziecka, jest nieodwracalność raz podjętej decyzji jego poczęcia. Należy to rozumieć w taki sposób, że czasowe odraczanie posiadania potomstwa, biorąc oczywiście pod uwagę biologiczne i medyczne ograniczenia płodności, jest związane z mniejszym ryzykiem niż postanowione już rodzicielstwo. Podwyższenie wieku zawierania małżeństw i zakładania rodziny eliminuje w pewien sposób część ryzyka związanego z niepewnością sytuacji ekonomicznej czy stabilnością stworzonego przez młodych ludzi związku. Warunki na rynku pracy, gdzie sukces zawodowy w dużym stopniu zależy od kwalifikacji i wykształcenia, działają także jako czynnik motywujący do odraczania wieku zakładania rodziny na rzecz rozwoju intelektualnego jednostki. Na kierunek obserwowanej zależności niewątpliwie istotny wpływ ma także wyższa niż dawniej aktywność zawodowa kobiet, ich większe aspiracje finansowe, potrzeba samorealizacji i uznania przez otoczenie ich kwalifikacji i umiejętności [Kohler, Billari, Ortega, 2002, s. 9–12].

Ponieważ w rozwiniętych gospodarkach europejskich obserwujemy stały, mniejszy bądź większy, wzrost Produktu Krajowego Brutto, a zarazem ciągły

spadek płodności, ujemny znak parametru przy zmiennej  $pkb$  wydaje się oczywisty. Jednak wielkość PKB nie przejmuje w modelu jedynie zmian  $TFR$  związanych z trendem. Dowodem tego jest model z dodanym trendem w postaci zmiennej  $rok$ , w którym zmienna  $pkb$  pozostała istotna. Okazuje się więc, iż wyższy poziom rozwoju gospodarczego państwa, związany chociażby z lepszą edukacją obywateli w kwestiach płodności i rodzicielstwa, będzie miał ujemny wpływ na wskaźnik  $TFR$ , niezależnie od trendu.

## Zakończenie

Celem niniejszej pracy była weryfikacja hipotezy Easterlina w świetle danych dostępnych na początku XXI wieku. Stworzono w tym celu wiele modeli ekonometrycznych, które w kompleksowy sposób przedstawiły zależność współczynnika dzietności teoretycznej ( $TFR$ ) od wielu zmiennych objaśniających. Uzyskane oszacowania posłużyły do sformułowania hipotez dotyczących ogólnych prawidłowości rządzących zachowaniami prokreacyjnymi zarówno jednostek, jak i całej populacji.

W pierwszym rozdziale zaprezentowano podstawy teoretyczne koncepcji Richarda Easterlina oraz przeprowadzono analizę najciekawszych z dotychczas przeprowadzonych prób weryfikacji tej koncepcji. W drugim rozdziale wyestymowane zostały modele ekonometryczne, których kompleksowa analiza została przeprowadzona w rozdziale trzecim.

W pracy udowodniono, iż koncepcja Easterlina, mimo znaczących zmian społeczno-demograficznych, zachodzących w Europie w badanym okresie, jest wciąż aktualna. Co prawda wydawać się mogło, że wyraźna i bezpośrednia zależność  $TFR$  od relatywnej liczebności młodych dorosłych przestała istnieć, jednak dodanie do modelu dodatkowych zmiennych powoduje ponowne uwydatnienie tej postulowanej przez Easterlina relacji.

Analiza rozrodczości staje się w dzisiejszych czasach bardzo istotną kwestią. W świetle zmian powodujących zmniejszanie się płodności znacznie poniżej poziomu zapewniającego prostą reprodukcję ludności, zrozumienie istoty ogólnych zależności nią rządzących jest niezwykle ważne nie tylko dla rządów planujących wprowadzenie polityki pronatalistycznej, lecz także dla wielu innych instytucji i organizacji.

## Bibliografia

- Baltagi Badi H., 1995, *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Cieciela Joanna, Tomaszewski Andrzej, 2003, *Ekonometryczna analiza danych panelowych*, Wydział Nauk Ekonomicznych UW, Warszawa.
- Cieślak Maria (red.), 1992, *Demografia. Metody analizy i prognozowania*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Greene William H., 2003, *Econometric Analysis*, Pearson Educational International, New Jersey.
- Hozer Józef, Zawadzki Jan, 1990, *Zmienna czasowa i jej rola w badaniach ekonometrycznych*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa.

- Kennedy Peter, 2003, *A Guide to Econometrics*, Blackwell Publishing.
- Kohler Hans-Peter, Billari Francesco C., Ortega Jose Antonio, 2002, *The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s*, „Population and Development Review”, wrzesień, <http://www.demog.berkeley.edu/~kohler/ftp/llf.pdf>, data dostępu: 3 czerwca 2006.
- Macunovich Diane J., 1997, *A Conversation with Richard Easterlin*, „Journal of Population Economics”, nr 10, [http://newton.uor.edu/Departments&Programs/EconomicDept/macunovich/easter\\_int.pdf](http://newton.uor.edu/Departments&Programs/EconomicDept/macunovich/easter_int.pdf), data dostępu: 2 czerwca 2006.
- Macunovich Diane J., 2006, *Economic Theories of Fertility*, w: Karine Moe, *Economics of Gender and the Family*, Blackwell Publishers, nie wydana, [http://newton.uor.edu/Departments&Programs/EconomicDept/macunovich/fert\\_chapter.pdf](http://newton.uor.edu/Departments&Programs/EconomicDept/macunovich/fert_chapter.pdf), data dostępu: 2 czerwca 2006.
- Macunovich Diane J., 1998, *Fertility and the Easterlin Hypothesis: An Assessment of the Literature*, „Journal of Population Economics”, nr 11, [http://newton.uor.edu/Departments&Programs/EconomicDept/macunovich/fert\\_review.pdf](http://newton.uor.edu/Departments&Programs/EconomicDept/macunovich/fert_review.pdf), data dostępu: 2 czerwca 2006.
- Macunovich Diane J., 2000, *Relative Cohort Size: Source of a Unifying Theory of Global Fertility Transition?*, „Population and Development Review”, czerwiec, <http://newton.uor.edu/Departments&Programs/EconomicDept/macunovich/pdr/transition.pdf>, data dostępu: 3 czerwca 2006.
- Mycielski Jerzy, 2006, *Skrypt z ekonometrii*, Wydział Nauk Ekonomicznych UW.
- Okólski Marek, 2005, *Demografia. Podstawowe pojęcia, procesy i teorie w encyklopedycznym zarysie*, Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa,
- O'Neill James C., 1984, *Bevölkerungspolitik und niedrige Fertilität in West- und Nordeuropa*, w: *Fertilitätstrends. Methode, Analyse, Politik*, Akademie-Verlag, Berlin.
- Soja Ewa, 2005, *Hipoteza Easterlina w świetle zachowań prokreacyjnych generacji urodzonych w latach 1942–1966 w Polsce*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Stata Cross-Sectional Time Series Reference Manual*, 2003, release 8, Stata Corporation, College Station.
- Stata User Guide*, 2003, release 8, Stata Corporation, College Station.
- Wooldridge Jeffrey M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.