

*Elżbieta Żądzińska<sup>\*</sup>, Iwona Rosset<sup>\*\*</sup>  
Czesław Domański<sup>\*\*\*</sup>, Artur Mikulec<sup>\*\*\*\*</sup>*

## ZASTOSOWANIE MODELI ARIMA W BADANIACH NAD STRESEM EKONOMICZNYM WPLYWAJĄCYM NA KONDYCJĘ BIOLOGICZNĄ POPULACJI LUDZKICH<sup>1</sup>

**Streszczenie.** Badania nad wpływem stresu ekonomicznego na wielkość współczynnika urodzeń dzieci płci męskiej zapoczątkowała hipoteza postawiona przez Triversa i Willarda (1973). Przyjmuje się, że mniejsza (niż potrzebna) konsumpcja dóbr i usług może wywoływać stres ekonomiczny, powodujący obniżanie się wtórnego współczynnika proporcji płci w populacji.

W celu zweryfikowania, że obserwowany wtórny współczynnik proporcji płci w Polsce (M/F) obniża się wraz z pogarszaniem się „kondycji ekonomicznej” skonstruowano model ARIMA dla analizowanych zjawisk (zgodnie z procedurą zaproponowaną przez Catalano i Brucknera (2005)). Przeprowadzona analiza jest próbą odpowiedzi na pytanie: czy w powojennej Polsce obniżanie się wtórnego współczynnika proporcji płci było efektem pogarszanie się warunków ekonomicznych.

**Słowa kluczowe:** wtórny wskaźnik proporcji płci, spożycie prywatne, konsumpcja gospodarstw domowych, stres ekonomiczny, analiza szeregów czasowych, model ARIMA.

### I. WSTĘP

Jedną z reakcji populacji ludzkich na zmiany warunków środowiska w którym żyją są fluktuacje wtórnej proporcji płci przychodzącego na świat potomstwa. Wskaźnik wtórnej proporcji płci M/F (*secondary sex ratio, SSR*), czyli stosunek noworodków płci męskiej do żywo urodzonych płci żeńskiej, przyjmuje w populacjach ludzkich wartości średnie z przedziału od 0,502 do 0,529. Należy zauważyć, że niewielka około 5% przewaga przychodzących na świat chłopców jest częścią optymalnej strategii rozwojowej naszego gatunku, natomiast obniżenie się wskaźnika wtórnej proporcji płci związane jest ze stresem, jakiemu podlegają grupy ludzkie.

---

\* Dr hab., Katedra Antropologii, Uniwersytet Łódzki.

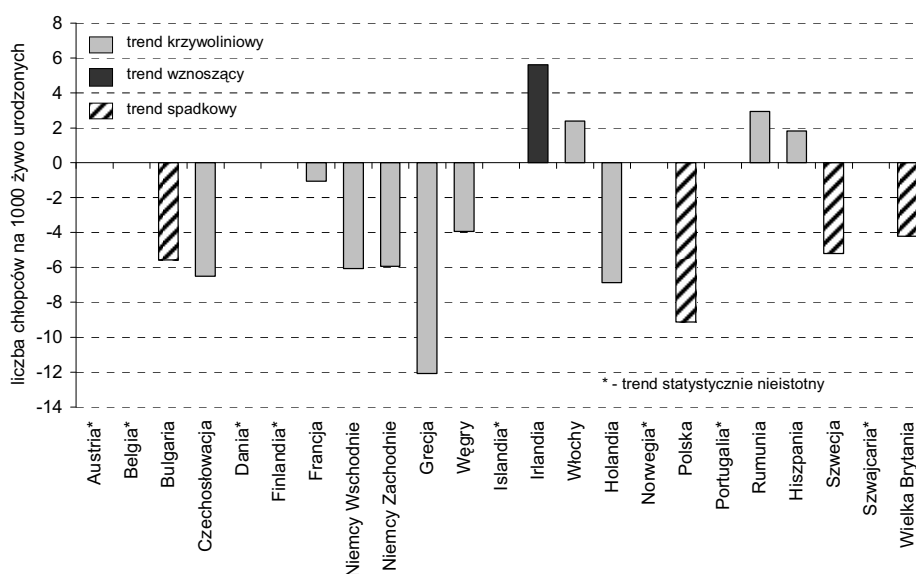
\*\* Dr, Katedra Antropologii, Uniwersytet Łódzki.

\*\*\* Prof. dr hab., Katedra Metod Statystycznych, Uniwersytet Łódzki.

\*\*\*\* Dr, Katedra Metod Statystycznych, Uniwersytet Łódzki.

<sup>1</sup> Opracowanie powstało w ramach grantu UM G-11/07, projektu badawczego finansowanego przez Prezydenta Miasta Łodzi.

Według obserwacji Martuzzi'ego (Martuzzi i inni 2001) spadek wskaźnika M/F jest notowany niemal w całej powojennej Europie, za wyjątkiem Irlandii. W krajach takich jak: Polska, Bułgaria, Szwecja i Wielka Brytania trend spadkowy w liczbie urodzeń noworodków płci męskiej jest widoczny najbardziej i jest statystycznie istotny (Rys. 1). W Polsce w latach 1950–1996 średni spadek liczby urodzeń chłopców w przeliczeniu na 1000 urodzeń żywych (danej płci) wyniósł 9,13, natomiast wskaźnik wtórnej proporcji płci (M/F) zmniejszył się w omawianym okresie z 1,0790 do 1,0632.



Rys. 1. Zmiany w liczbie przychodzących na świat chłopców w latach 1950–1996 w Europie (w przeliczeniu na 1000 żywo urodzonych)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Martuzzi i inni 2001.

## II. UWARUNKOWANIA ŚRODOWISKOWE ZMIENNOŚCI WSPÓŁCZYNNIKA WTÓRNEJ PROPORCJI PŁCI

Na skutek zmian warunków środowiskowych i życiowych ludności modyfikowana jest naturalna proporcja płci przychodzących na świat dzieci w populacjach ludzkich. Regulacja proporcji M/F może być modyfikowana w dwojaki sposób: poprzez hormony indukowane podczas stresu przez organizm matki, które częściej powodują samoistne poronienie płodów płci męskiej (Byrne, Warburton 1987; Hobel i inni 1999), a także są odpowiedzialne za zaburzenia mechanizmów związanych z funkcjonowaniem białka SRY (kluczowej proteiny

determinującej embriogenezę ploidów męskich); oraz hormony indukowane podczas stresu przez organizm ojca, które z kolei znacznie redukują ilość oraz jakość plemników w męskim nasieniu (Fukuda 1996).

Wśród czynników środowiska, które powodują wyraźne obniżanie M/F wymienia się m.in. ekspozycję (narażenie) obojga rodziców na zanieczyszczenia chemiczne, takie jak: dioksyny, TCDD (Mocarelli i inni 2000; Jongbloet i inni 2002); pestycydy (Vartiainen i inni 1999; Figa-Talamanca i inni 2003); spaliny (Pergament i inni 2002) i substancje radioaktywne (Peterka i inni 2004). Do spadku M/F przyczynia się także: nałóg palenia tytoniu przez matki (Żądzińska 2003); stres wywołany kłóskami żywiołowymi, takimi jak powódź (Catalano 2003), trzęsienie ziemi (Fukuda i inni 1998), a także wojnami (Vartiainen i inni 1999; Graffelman, Hoekstra 2000; Zorn i inni 2002), czy kryzysami gospodarczymi (Jarrell 2002; Catalano 2003).

Badania z ostatnich lat, jako jedną z możliwych przyczyn obniżenia się wskaźnika wtórnej proporcji płci podają również choroby, na które cierpią matki, w szczególności zaburzenia metaboliczne takie jak cukrzyca (James 1998), a także farmaceutyki stosowane w terapiach niepłodności, stymulujące owulację (Jarrell 2002), starszy wiek rodziców (Ruder 1986; Gutierrez-Adan i inni 2000) oraz niższą masę ciała matki obserwowaną przed zajściem w ciążę (Cagnacci i inni 2004).

### III. HIPOTEZA STRESU EKONOMICZNEGO

Hipoteza postawiona przez Triversa i Willarda (1973) zgodnie z którą, naturalna selekcja faworyzuje matki rodzące synów w okresie „dobrej kondycji” (braku stresu) i rodzące córki w okresie „słabej kondycji” (niekorzystnych warunkach środowiskowych, narażenia na stres) zapoczątkowała badania nad wpływem stresu ekonomicznego i jego oddziaływaniem na liczbę urodzeń dzieci płci męskiej, w stosunku do ogólnej liczby urodzeń dzieci płci żeńskiej. Przyjmuje się, że mniejsza niż potrzebna (poniżej oczekiwanej) konsumpcja dóbr i usług może wywoływać stres ekonomiczny, powodujący obniżanie się wskaźnika wtórnej proporcji płci (zależność jednokierunkowa). To przypuszczenie implikuje, że obserwowany wtórny wskaźnik proporcji płci M/F wśród żywych noworodków powinien spadać (w wyniku spadku liczby urodzeń chłopców i/lub wzrostu liczby rodzących się dziewcząt), kiedy populacja konsumuje mniej dóbr i usług, niż wynikałoby to z jej potrzeb.

W literaturze nie ma jednak bezpośredniego testu weryfikującego tak postawioną hipotezę. Może to wynikać z faktu, że przeważnie analizowana jest sytuacja zadziałania pojedynczego czynnika stresogennego na populację ludzką w ściśle określonym czasie, np. atak terrorystyczny, wybuch wojny, trzęsienie ziemi. W przypadku stresu ekonomicznego oddziałuje wiele czynników i zwią-

zek między statusem socjo-ekonomicznym i wskaźnikiem proporcji płci noworodków jest „hipotezą przekrojowo-czasową”, znacznie trudniejszą do weryfikacji (trudno jest zmierzyć wpływ czynników stresogennych). Ponadto w ramach pojedynczego czynnika mogą występować różnice w zakresie podatności osób na stres. Także sam fakt pozostawania „ubogim” jest znacznie bardziej stresujący, niż fakt bycia „bogatym” i w różnym stopniu wpływa na zmiany konsumpcji. Trudno jest zatem ocenić stopień ubóstwa i jego wpływ na stres (siłę zależności między tymi zjawiskami), a przede wszystkim zróżnicować oddziaływanie stresu na konsumpcję w zależności od stopnia ubóstwa. Wskaźnik wtórnej proporcji płci jest często skorelowany w czasie, zawiera wyraźny trend lub cykl i ma tendencję do utrzymywania zawyżonych (zaniżonych) wartości po nagłych dużych (małych) wartościach występujących w czasie. Autokorelacja komplikuje testy, ponieważ wartość oczekiwana szeregu skorelowanego nie jest jego wartością średnią.

Na podstawie analizy szeregów czasowych Catalano i Bruckner (2005) zaproponowali metodę analizy wpływu stresu ekonomicznego na wielkość wskaźnika wtórnej proporcji płci noworodków. Opierając się na danych dla populacji szwedzkiej obejmujących 129 rocznych obserwacji wskaźnika proporcji płci żywo narodzonych dzieci M/F i względnych przyrostach wartości konsumpcji gospodarstw domowych zbudowali model służący do objaśnienia wpływu stresu ekonomicznego na zmiany współczynnika proporcji płci. Wspomniana metoda statystyczna została zastosowana do weryfikacji hipotezy stresu ekonomicznego w Polsce.

#### IV. METODA STATYSTYCZNA I KONSTRUKCJA HIPOTEZY BADAWCZEJ

Idea zaproponowanej metody polega na tym, że w pierwszym kroku próbuje się za pomocą modeli szeregów czasowych ARIMA, w sposób istotny statystycznie objaśnić zmienność konsumpcji gospodarstw domowych. Najpierw bada się stacjonarność szeregu<sup>2</sup>, stopień jego zintegrowania, a więc czy posiada stałą w czasie wartość średnią, wariancję i autokorelację. Weryfikuje się zatem hipotezę o istotności współczynnika kierunkowego prostej linii regresji, wartości średniej konsumpcji w czasie<sup>3</sup>. Za pomocą rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF) bada się różne hipotezy dotyczące niestacjonarności szeregu, wynikającej z trendu, „długiej pamięci” (niestacjonarnej wariancji), czy autokorelacji skład-

---

<sup>2</sup> Jeśli szereg jest stacjonarny, to proces autoregresyjny jest stabilny, a parametry oszacowane przy poszczególnych zmiennych objaśniających (opóźnionych zmiennych zależnych) będą z przedziału  $(-1; 1)$ .

<sup>3</sup> Jeśli w szeregu występuje trend, należy go wyeliminować lub dokonać różnicowanie szeregu w stopniu „d” tak, aby szereg zróżnicowany był stacjonarny.

nika losowego (Welfe 1998; Maddala 2006). Następnie analizuje się korelogramy, czyli wykresy autokorelacji cząstkowej (PACF) i całkowitej (ACF) omawianego szeregu w celu określenia odpowiedniej liczby opóźnień dla zmiennej objaśniającej  $AR(p)$  i liczbę opóźnień składników losowych  $MA(q)$  – identyfikacja modelu. Na podstawie otrzymanych informacji buduje się model  $ARIMA(p,d,q)$ , który w sposób możliwie najlepszy objaśni szereg czasowy procentowej zmiany konsumpcji gospodarstw domowych.

W drugim kroku, analogicznie jak w przypadku modelu konsumpcji, buduje się równanie objaśniające w czasie zmienność współczynnika  $M/F$ , w którym oprócz części autoregresyjnej (opóźnień zmiennej zależnej  $M/F$ ) i średniej ruchomej (realizacji składników losowych), jako zmienną objaśniającą wykorzystuje się reszty wyznaczone z modelu konsumpcji. Tak na prawdę, jest to część zmienności konsumpcji nieobjaśniona *stricte* przez powyższy model konsumpcji i skumulowana w składnikach losowych, które oprócz błędów pomiaru zawierają wszystkie inne zmienne wpływające na przyrost konsumpcji w czasie.

Gdy uzyskamy już model  $M/F$  za statystycznie istotny, to poprzez badanie „ważności” i znaku parametru przy zmiennej „reszty”, pochodzącej z równania konsumpcji oceniamy istotność (ważność) i kierunek wpływu konsumpcji na kształtowanie się proporcji wskaźnika wtórnej proporcji płci.

Formuluje się przy tym błędną hipotezę zerową ( $H_0$ ) która implikuje, że poprawa warunków ekonomicznych, wzrost konsumpcji, powoduje spadek wtórnego wskaźnika proporcji płci (jest założenie o braku wpływu konsumpcji), wobec hipotezy alternatywnej ( $H_1$ ), że czynnik ekonomiczny wpływa na kształtowanie się wskaźnika wtórnej proporcji płci  $M/F$ . W kolejnych krokach analizy dąży się do odrzucenia  $H_0$ , na rzecz alternatywnej.

Weryfikacja przebiega następująco: jeśli wartość parametru oszacowanego przy zmiennej „reszty z modelu konsumpcji” jest co najmniej 2-krotnie wyższa niż jego odchylenie standardowe to przyjmujemy, że otrzymane oszacowanie parametru jest „stabilne” i odrzucamy hipotezę  $H_0$  na rzecz alternatywnej. Interpretację odnośnie kierunku wpływu czynnika ekonomicznego (konsumpcji) na współczynnik  $M/F$  określa znak współczynnika i opóźnienia przy zmiennej, będącej realizacją reszt.

Zatem możliwe są 3 warianty: wartość oszacowanego parametru jest 2 razy większa, niż jego odchylenie standardowe, tzn. rozwiązanie jest statystycznie istotne. Wówczas odrzuca się hipotezę  $H_0$  (o braku wpływu) na rzecz alternatywnej  $H_1$ , że występuje wpływ czynnika ekonomicznego na wtórny wskaźnik proporcji płci:

– jeśli przy tym oszacowany parametr jest dodatni, to wzrost konsumpcji  $\rightarrow$  wzrost  $M/F$  (spadek konsumpcji  $\rightarrow$  spadek  $M/F$ ) i jest to „poprawna” weryfikacja hipotezy wpływu stresu ekonomicznego na kształtowanie się wtórnego współczynnika  $M/F$ ,

– jeśli zaś oszacowany parametr jest ujemny (wzrost konsumpcji → spadek M/F), oznacza to, że nie udało się potwierdzić postulowanej przez Triversa i Willarda zależności pomiędzy zmniejszeniem się konsumpcji i zmniejszeniem się liczby urodzeń chłopców (wzrostem urodzeń dziewczynek).

Gdy wartość oszacowanego parametru nie przekracza 2-krotności odchylenia standardowego, to rozwiązanie uznaje się za niestabilne, nieistotne statystycznie i tak naprawdę nie ma podstaw do odrzucenia  $H_0$ , że konsumpcja nie ma wpływu na kształtowanie się wtórnego wskaźnika proporcji płci (nie udało się wykryć zależności).

## V. DANE STATYSTYCZNE

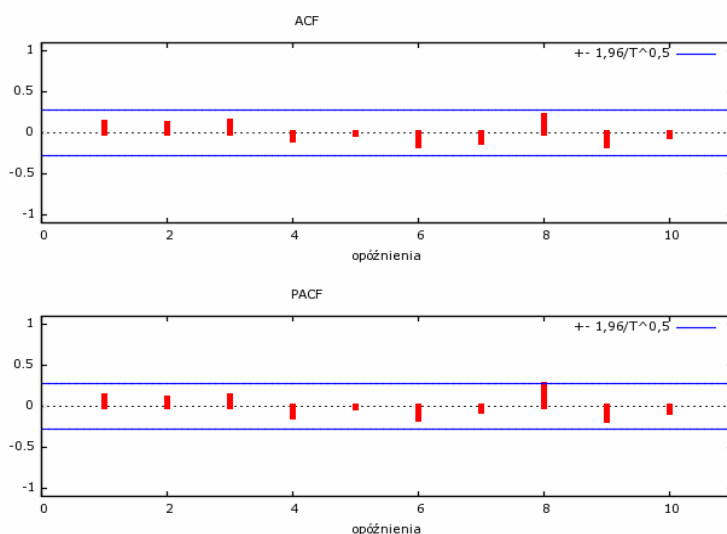
Materiał do analizy stanowiły dane dotyczące ogólnej liczby żywo urodzonych noworodków płci męskiej (M) i żeńskiej (F) przychodzących na świat w Polsce w latach 1956–2005. Na ich podstawie skonstruowano szereg czasowy wskaźnika wtórnej proporcji płci (M/F), obliczony jako stosunek liczby noworodków płci męskiej do liczby nowo urodzonych płci żeńskiej w każdym z 50 badanych roczników.

Zmienną opisującą warunki ekonomiczne ludności w badanym okresie był szereg czasowy procentowej zmiany spożycia prywatnego – konsumpcji w cenach stałych z 1995 roku w latach 1956–2005 (50 obserwacji). Szereg ten skonstruowano na podstawie wartości spożycia indywidualnego gospodarstw domowych z dochodów osobistych oraz instytucji niekomercyjnych wyrażonego w mln zł (realizacja w cenach bieżących) przeliczonych na ceny stałe za pomocą delatora konsumpcji prywatnej, przy podstawie z roku 1995.

## VI. WYNIKI WERYFIKACJI HIPOTEZY DLA POLSKI

W pierwszym kroku zbudowano i oszacowano wartości parametrów równania procentowej zmiany konsumpcji, tym samym dokonano jej dekompozycji na część uzależnioną od wartości konsumpcji z okresów wcześniejszych i część nieobjaśnioną, skumulowaną w składnikach losowych. Analiza szeregu czasowego rocznych przyrostów spożycia prywatnego (gospodarstw domowych) w cenach stałych z 1995 r. wykazała jego stacjonarność. Nie było podstaw do odrzucenia hipotezy  $H_0$ , że wartość współczynnika kierunkowego linii regresji jest równa zero (otrzymano nieistotną statystycznie wartość nachylenia linii trendu wynoszącą  $-0,02593$  w całym analizowanym okresie,  $t\text{-Stat}=-0,4648$ , na poziomie  $p=0,6441$ ). W dalszym kroku przeanalizowano zmienność wariancji w szeregu, której występowanie byłoby zjawiskiem niekorzystnym. Do oceny niestacjonarności wariancji wykorzystano test ADF z hipotezą zerową, że proces jest skumulowany (zintegrowany) w stopniu pierwszym  $I(1)$ , wobec hipotezy

alternatywnej, że proces nie jest skumulowany  $I(0)$ . Uzyskano istotnie statystycznie ujemne wartości parametrów przy opóźnionych zmiennych konsumpcji w ADF, co wskazuje na brak integracji procesu. Inaczej mówiąc odrzucamy hipotezę  $H_0$ , że proces jest zintegrowany w stopniu 1 ( $d=1$ ) na rzecz alternatywnej, że rząd zintegrowania wynosi zero ( $d=0$ ), a więc szereg jest stacjonarny.



Rys. 2. Wartości autokorelacji PACF i ACF dla spożycia prywatnego w latach 1956–2005  
Źródło: Obliczenia własne w programie GRETL.

Dalsza analiza własności szeregu zmian konsumpcji (autokorelacji częściowej PACF i całkowitej ACF), które badają odpowiednio bezpośredni związek między obserwacjami oraz zależności pomiędzy obserwacjami oddalonymi w czasie, pozwoliła na skonstruowanie autoregresyjnego równania procentowej zmiany konsumpcji z jednorocznym opóźnieniem. W równaniu tym występują zmienne zero-jedynkowe dla lat: 1960, 1982, 1990, 1999.

Z modelu przyrostu konsumpcji (tablica 1) wyznaczono reszty, czyli różnice między wartościami teoretycznymi wyznaczonymi z równania na podstawie oszacowanych parametrów, a wartościami empirycznymi. W dalszej kolejności zostały one jako zmienna objaśniająca wykorzystane w równaniu zmian wtórnego wskaźnika proporcji płci M/F. Dla zmiennej „reszty” w dalszych obliczeniach przyjęto oznaczenie „ $e \Delta C/C$ ”.

Tablica 1. Estymacja AR(1) z wykorzystaniem 50 obserwacji 1956–2005  
– zmienna zależna:  $\Delta C/C$

| Zmienna         | Współczynnik | Błąd stand. | Statystyka t | wartość p |
|-----------------|--------------|-------------|--------------|-----------|
| $\Delta C/C(1)$ | 0,851344     | 0,0802684   | 10,6062      | <0,00001  |
| <b>Z1990</b>    | -18,3213     | 2,40676     | -7,6124      | <0,00001  |
| <b>Z1982</b>    | -16,0353     | 2,40639     | -6,6636      | <0,00001  |
| <b>Z1999</b>    | 13,2593      | 2,40702     | 5,5086       | <0,00001  |
| <b>Z1960</b>    | -17,1536     | 2,40819     | -7,1230      | <0,00001  |

Średnia arytm. zm. zależnej = 3,8916

Odchylenie std. zm. zależnej = 5,64554

Średnia z zaburzeń losowych = 0,7268

Wariancja z zaburzeń losowych = 9,98728

Logarytm wiarygodności = -129,125

Kryterium informacyjne Akaika = 270,25

Kryterium bayesowskie Schwarz = 281,722

Kryterium inform. Hannana-Quinna = 274,618

$\Delta C/C$  – zmienna zależna, względny przyrost wartości konsumpcji (procentowy przyrost wartości konsumpcji w cenach stałych z 1995 r.);  $\Delta C/C(1)$  – parametr autoregresji równania konsumpcji – względny przyrost wartości konsumpcji z rocznym opóźnieniem; **Z1990**, **Z1982**, **Z1999**, **Z1960** – zmienne zero-jedynkowe.

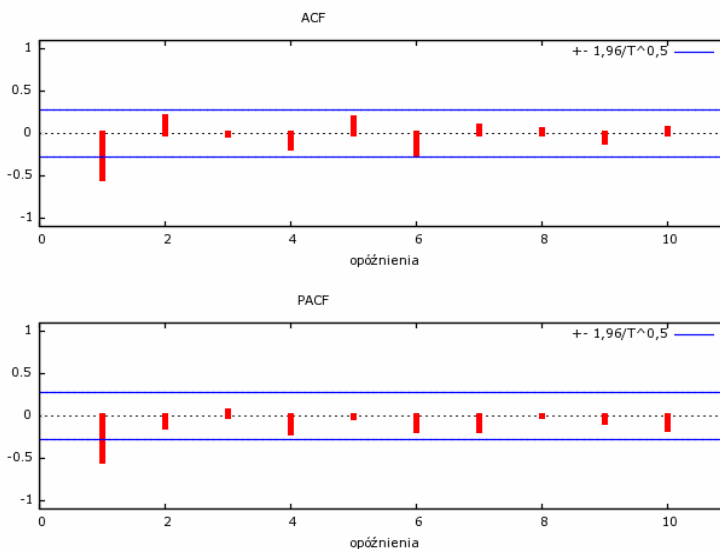
Źródło: Obliczenia własne w programie GRETL.

Kolejnym krokiem była identyfikacja i analiza własności równania opisującego kształtowanie się współczynnika wtórnej proporcji płci M/F. Szereg ten charakteryzował się statystycznie istotnym trendem spadkowym ( $-0,00031$ ) w całym analizowanym okresie ( $tStat=-6,3792$ ,  $p=0,0000$ )<sup>4</sup>. W teście ADF nie uzyskano istotnie ujemnych wartości parametrów przy opóźnionych zmiennych M/F, a zatem nie było podstaw do odrzucenia hipotezy  $H_0$ , że proces jest zintegrowany w stopniu 1 ( $d=1$ ), jest niestacjonarny. W wyniku jednokrotnego różnicowanie (przejście na pierwsze różnice zmiennych) otrzymano nowy szereg  $d\_M\_F=M/F_{(t)}-M/F_{(t-1)}$ , który był szeregiem stacjonarnym. W warunkach polskich modelowanie szeregu czasowego M/F wymagało: po pierwsze różnicowania ( $d\_M\_F$ ), a po drugie, uwzględnienia w równaniu zmiennych zero-jedynkowych, które eliminowały wpływ obserwacji nietypowych występujących w szeregu.

Analiza funkcji autokorelacji cząstkowej i całkowitej pozwoliła wskazać na istotność pierwszych opóźnień dla procesu autoregresyjnego AR(p) (PACF) i procesu średniej ruchomej MA(q) (ACF). Przy estymacji równania należy się jednak upewnić, czy nie ma potrzeby uwzględnić dodatkowych opróżnień dla pierwszych różnic zmiennej M/F (zależnej).

<sup>4</sup> W latach 1956–2005 wskaźniki wtórnej proporcji płci (M/F) zmniejszyły się z 1,0698 do 1,0587.





Rys. 3. Wartości autokorelacji PACF i ACF dla wskaźnika  $d\_M\_F$  w latach 1956–2005  
Źródło: Obliczenia własne w programie GRETL.

Ostatecznie zbudowano model oparty na różnicy  $M/F_{(t)} - M/F_{(t-1)}$ , w którym występowały dwa opóźnienia zróżnicowanej zmiennej  $d\_M\_F$  oraz jedno opóźnienie dla średniej ruchomej. Także w tym przypadku dla efektywnego modelowania szeregu konieczne okazało się wyeliminowanie pewnych nietypowych wartości, poprzez wprowadzenie zmiennych zero-jedynkowych w latach 1959, 1963, 1974, 1980 i 1995. Jako zmienną objaśniającą do równania wprowadzono także opóźnione o rok reszty wyznaczone z równania procentowej zmiany konsumpcji (tablica 1). Inaczej mówiąc równanie różnic  $M/F$  zostało uzupełnione o pewną dodatkową, zagregowaną zmienną zależną, wyjaśniającą kształtowanie się nieobjaśnionych przez model konsumpcji zmian spożycia prywatnego.

W efekcie skonstruowany został istotny statystycznie model różnic proporcji płci  $d\_M\_F$  z rocznym opóźnieniem w stosunku do zmian przyrostu konsumpcji (tablica 2). Wszystkie oszacowane parametry okazały się istotne statystycznie na poziomie istotności  $\alpha=0,01$ . Przy wyborze ostatecznego modelu posłużono się najniższą wartością kryterium informacyjnego Akaika, kryterium bayesowskiego Schwarzera i logarytmu wiarygodności, a poprawność skonstruowanego modelu ( $d\_M\_F$ ) potwierdziła również analiza reszt, która wykazała, że nie są one skorelowane w czasie, a ponadto mają rozkład normalny.

Tablica 2. Estymacja ARIMA(2,1,1) z wykorzystaniem 49 obserwacji 1957–2005  
– zmienna zależna: d\_M\_F

| Zmienna           | Współczynnik        | Błąd stand.        | Statystyka t   | wartość p      |
|-------------------|---------------------|--------------------|----------------|----------------|
| d_M_F(1)          | -1,62112            | 0,0981198          | -16,5219       | <0,00001       |
| d_M_F(2)          | -0,698263           | 0,0976238          | -7,1526        | <0,00001       |
| MA(1)             | 1                   | 0,0653071          | 15,3123        | <0,00001       |
| Z1959             | 0,00967624          | 0,00229586         | 4,2146         | 0,00003        |
| Z1963             | -0,00653219         | 0,00227051         | -2,8770        | 0,00402        |
| Z1974             | 0,0110884           | 0,00227685         | 4,8701         | <0,00001       |
| Z1980             | -0,00712909         | 0,00225113         | -3,1669        | 0,00154        |
| Z1995             | 0,00892118          | 0,00228617         | 3,9022         | 0,00010        |
| <b>e Δ C/C(1)</b> | <b>-0,000364317</b> | <b>0,000123787</b> | <b>-2,9431</b> | <b>0,00325</b> |

Średnia arytm. zm. zależnej = -0,000226531

Logarytm wiarygodności = 219,179

Odchylenie std. zm. zależnej = 0,00538005

Kryterium informacyjne Akaika = -418,357

Średnia z zaburzeń losowych = -0,000427523

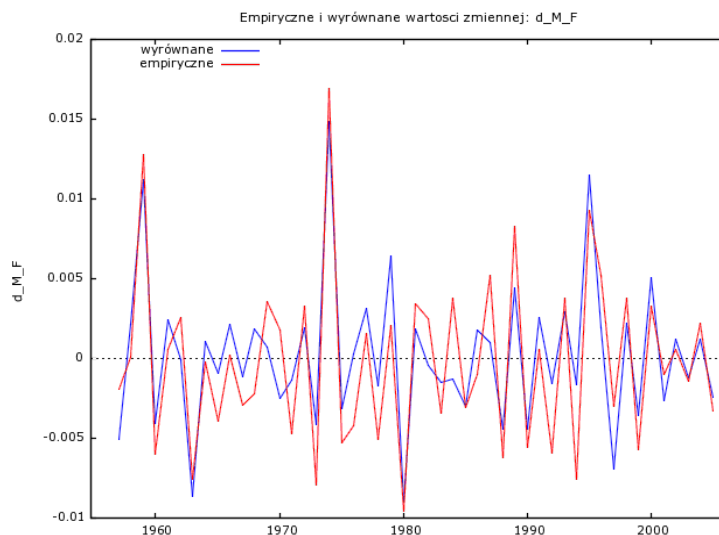
Kryterium bayesowskie Schwarz = -399,439

Wariancja z zaburzeń losowych = 7,2236e-006

Kryterium inform. Hannana-Quinna = -411,18

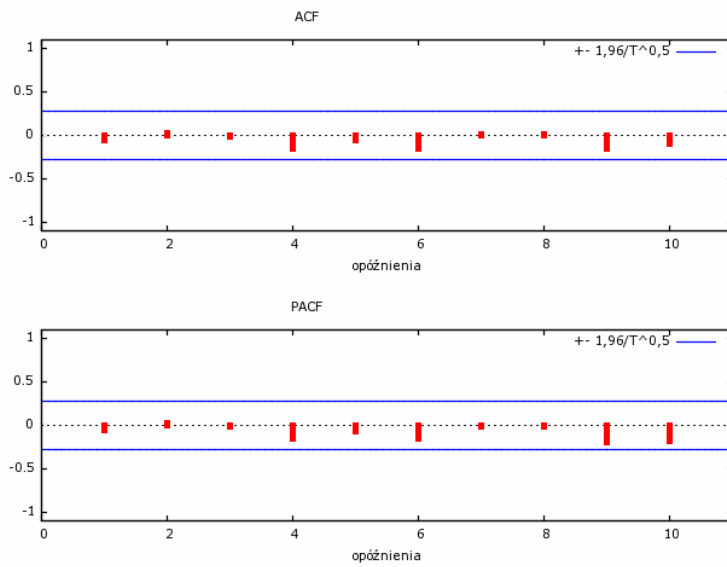
**d\_M\_F** – zmienna zależna, wartości M/F po jednokrotnym zróżnicowaniu – szereg stacjonarny; **d\_M\_F(1)**, **d\_M\_F(2)** – dwa parametry autoregresyjne równania **d\_M\_F**, odpowiednio z rocznym i dwuletnim opóźnieniem; **MA(1)** – parametr średniej ruchomej, oszacowany składnik losowy równania M/F z rocznym opóźnieniem (1); Z1959, Z1963, Z1974, Z1980, Z1995 – zmienne zerojedynkowe, **e Δ C/C(1)** – zmienna „reszty z modelu konsumpcji” z rocznym opóźnieniem (1).

Źródło: Obliczenia własne w programie GRETL.

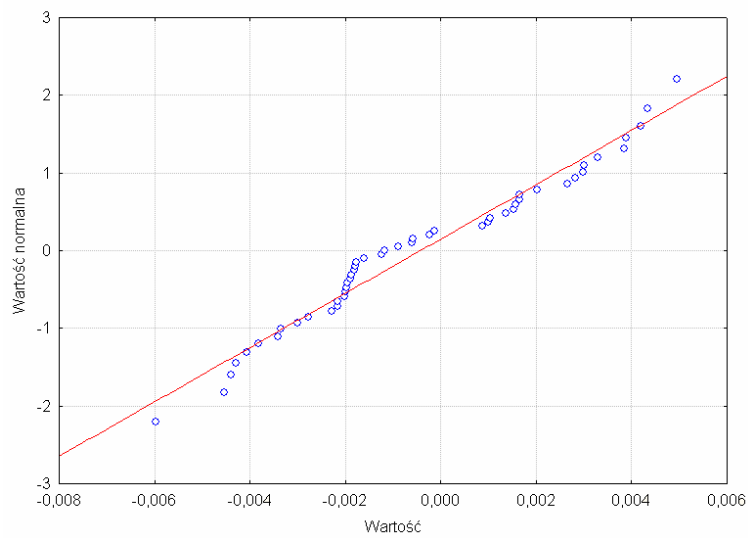


Rys. 4. Wartości teoretyczne i empiryczne modelu  $d_M_F = M/F_{(t)} - M/F_{(t-1)}$

Źródło: Obliczenia własne w programie GRETL.

Rys. 5. Autokorelacja reszt modelu  $M/F_{(t)} - M/F_{(t-1)}$ 

Źródło: Obliczenia własne w programie GRETL.

Rys. 6. Normalność rozkładu reszt modelu  $M/F_{(t)} - M/F_{(t-1)}$ 

Źródło: Obliczenia własne w programie STATISTICA.

Wartość statystyki Shapiro-Wilka dla reszt z modelu  $d\_M\_F$  wyniosła 0,9616, a poziom prawdopodobieństwa  $p=0,1098$ . Na poziomie istotności  $\alpha=0,05$  obliczony poziom  $p>\alpha$ , zatem nie było podstaw do odrzucenia hipotezy  $H_0$ , że reszty mają rozkład normalny (Domański, Pruska 2000).

Podsumowując otrzymane wyniki należy zauważyć, że ocena parametru przy zmiennej „reszty z modelu konsumpcji” i jego odchylenie standardowe wskazują na istotność i stabilność skonstruowanego modelu. Wartość oszacowanego parametru dla zmiennej „ $e \Delta C/C(1)$ ” była 2,9 krotnie wyższa do jego odchylenia standardowego, inaczej mówiąc odchylenie standardowe oszacowanego parametru stanowiło 34% jego wartości. Implikuje to, że należy odrzucić hipotezę  $H_0$  o braku wpływu stresu ekonomicznego na wskaźnik M/F na rzecz alternatywnej, że występuje wpływ czynnika ekonomicznego na różnice wskaźników wtórnej proporcji płci  $M/F_{(t)}-M/F_{(t-1)}$ . Jednakże ujemna wartość estymowanego parametru przy zmiennej „reszty z równania konsumpcji” nie pozwoliła w przypadku Polski potwierdzić hipotetycznej, właściwej, jednokierunkowej zależności, że spadek spożycia prywatnego w okresie „ $t-1$ ” powoduje spadek różnicy  $M/F_{(t)}-M/F_{(t-1)}$  w okresie „ $t$ ”. Nie potwierdziła się tym samym hipoteza odnośnie kierunku zmian (spadku) samego współczynnika  $M/F_{(t)}$ , na skutek spadku urodzeń dzieci płci męskiej M i/lub wzrostu urodzeń dzieci płci żeńskiej F.

## VII. WNIOSKI DLA POLSKI

Na podstawie poczynionych wyżej analiz można sformułować następujące wnioski. Po pierwsze: w całym analizowanym okresie (1956–2005) w Polsce występował statystycznie istotny spadkowy trend wskaźnika wtórnej proporcji płci M/F. Po drugie: z faktu, że model różnic proporcji płci  $d\_M\_F$  okazał się stabilny, lecz wystąpiła ujemna zależność pomiędzy przyrostem spożycia prywatnego (konsumpcją) w okresie „ $t-1$ ”, a różnicą  $M/F_{(t)}-M/F_{(t-1)}$  w okresie „ $t$ ” wynika, że istnieje także ujemna zależność między przyrostem konsumpcji w okresie „ $t-1$ ”, a wartością współczynnika  $M/F_{(t)}$ . Należy bowiem zauważyć, że gdy konsumpcja oddziałuje na  $d\_M\_F$  ujemnie i rocznym opóźnieniem ( $t-1$ ), to przy spadkowym trendzie wtórnego wskaźnika proporcji płci M/F, spadek różnicy pomiędzy współczynnikami  $M/F_{(t)}-M/F_{(t-1)}$  może nastąpić tylko w wyniku spadku  $M/F_{(t)}$  w okresie bieżącym ( $t$ ).

Wśród przyczyn, które mogły spowodować, że ostatecznie dla Polski nie udało się potwierdzić kierunku wpływu stresu ekonomicznego na kondycję biologiczną ludności, jaki postulują Trivers i Willard można wymienić: krótki jak na modele ARIMA szereg czasowy 50 obserwacji (dla Szwecji wykorzystano 129 obserwacji), „niedokładność” danych dotyczących wartości konsumpcji gospodarstw domowych w czasie, czy istotne statystycznie różnice w kształtowaniu się wskaźnika M/F na wsi i w mieście. Należy jednak dodać, że odrzucono hipotezę o braku wpływu zmiany konsumpcji na zmiany wskaźnika M/F, co skłania do prowadzenia dalszych, szczegółowych analiz w tym zakresie.

## BIBLIOGRAFIA

- Byrne J., Warburton D. (1987), Male excess among anatomically normal fetuses in spontaneous abortions, *American Journal of Medical Genetics*, vol. 26, s. 605–611.
- Cagnacci A., Renzi A., Arangino S., Alessandrini C., Volpe A. (2004), Influences of maternal weight on the secondary sex ratio of human offspring, *Human Reproduction*, vol. 19, s. 442–444.
- Catalano R. (2003), Sex ratios in the two Germanies: a test of the economic stress hypothesis, *Humman Reproduction*, vol. 18, s. 1972–1975.
- Catalano R.A., Bruckner T. (2005), Economic antecedents of Swedish sex ratio, *Social Science and Medicine*, vol. 60, s. 537–543.
- Domański Cz., Pruska K. (2000), *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa.
- Figa-Talamanca I., Carbone P., Lauria L., Spinelli A., Ulizzi L. (2003), Environmental factors and the proportion of males at birth in Italy, *Archives Environmental Health*, vol. 58, s. 119–124.
- Fukuda M., Fukuda K., Shimizu T., Yomura W., Shimizu S. (1996), Kobe earthquake and reduced sperm motility, *Human Reproduction*, vol. 11, s. 1244–1246.
- Fukuda M., Fukuda K., Shimizu T., Moller H. (1998), Decline in sex ratio at birth after Kobe earthquake, *Humman Reproduction*, vol. 13, s. 2321–2322.
- Graffelman J., Hoekstra R.F. (2000), A statistical analysis of the effect of warfare on the human secondary sex ratio, *Human Biology*, vol. 72, s. 433–445.
- Gutierrez-Adan A., Pintado B., De la Fuente J. (2000), Demographic and behavioral determinants of the reduction of male-to-female birth ratio in Spain from 1981 to 1997, *Human Biology*, vol. 72, s. 891–898.
- Hobel C.J., Dunkel-Schetter C., Roesch S.C., Castro L.C., Arosa C.P. (1999), Maternal plasma corticotropin-releasing hormone associated with stress of 20 weeks' gestation in pregnancies ending in preterm delivery, *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, vol. 180, s. 257–263.
- James W.H. (1998), Sex ratio of offspring of diabetics, *The Lancet*, vol. 351, s. 1514.
- Jarrell J. (2002), Rationale for study of the human sex ratio in population studies of polluted environments, *Cad Saud Publica*, vol. 18, s. 429–434.
- Jongbloet P.H., Roeleveld N., Groenewoud H.M. (2002), Where the boys aren't: dioxin and the sex ratio, *Environmental Health Perspectives*, vol. 110, s. 1–3.
- Maddala G.S. (2006), *Ekonometria*, Wydawnictwo PWN, Warszawa.
- Martuzzi M., Tanno N. Di, Bertollini R. (2001), Declining trends of male proportion at birth in Europe, *Archives Environmental Health*, vol. 56, s. 358–364.
- Mocarelli P., Gerthoux P.M., Ferrari E., Patterson D.G.Jr, Kieszak S.M., Brambilla P., Vincoli N., Signorini S., Tramacere P., Carrer V., Sampson E.J., Turner W.E., Nidham L.L. (2000), Paternal concentrations of dioxin and sex ratio of offspring, *The Lancet*, vol. 355, s. 1858–1863.
- Pergament E., Todydemir P.B., Fiddler M. (2002), Sex ratio: a biological perspective of "sex and the city", *Reproductive BioMedicine Online*, vol. 5, s. 43–46.
- Peterka M., Peterkova R., Likovsky Z. (2004), Chernobyl: prenatal loss of four hundred male fetuses in the Czech Republic, *Reproductive Toxicology*, vol. 18, s. 75–79.
- Ruder A. (1986), parental factors affect the sex ratio, *Human Biology*, vol. 58, s. 357–366.
- Trivers R.L., Willard D.E. (1973), Natural selection of parental ability to vary the sex ratio of offspring, *Science*, vol. 179, s. 90–92.
- Vartiainen T., Kartovaara L., Tuomisto J. (1999), Environmental chemicals and changes in sex ratio: analysis over 250 years in Finland, *Environmental Health Perspectives*, vol. 107, s. 813–815.
- Welfe A. (1998), *Ekonometria*, Wydawnictwo PWE, Warszawa.
- Zorn B., Šučur V., Stare J., Meden-Vrtovec H. (2002), Decline in sex ratio at birth after 10-day war in Slovenia, *Humman Reproduction*, vol. 17, s. 3173–3177.
- Żądzińska E. (2003), Fluctuating asymmetry of some head structures and its possible causes, *Przegląd Antropologiczny-Anthropological Review*, vol. 66, s. 39–54.

*Elżbieta Żądzińska, Iwona Rosset  
Czesław Domański, Artur Mikulec*

**ARIMA MODELLING IN RESEARCH ON THE RELATIONSHIP BETWEEN  
THE BIOLOGICAL CONDITION OF HUMAN POPULATIONS AND THE LEVEL  
OF ECONOMIC STRESS**

**Abstract**

The research on the relations between economic stress and the value of secondary sex ratio (SSR) was initiated by Trivers and Willard (1973). The seminal study in this field speculated that smaller (than needed) consumption of goods and services might sufficiently stress human populations and make the secondary sex ratio lower.

In order to verify the hypothesis that the observed time-series of secondary sex ratio (SSR) in Poland is declining with the deterioration in „economic conditions”, the ARIMA mathematic model of both analysed phenomena (according to the statistical procedure proposed by Catalano and Bruckner (2005)) was constructed. The analysis is an attempt to answer the question: if the statistically important decline of SSR in Poland after the Second World War was an effect of deterioration of economic condition.