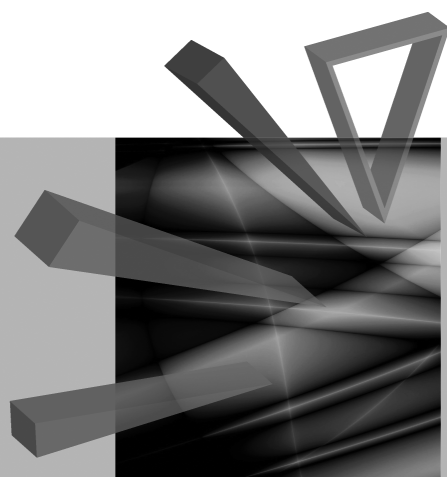


Prognozowanie w zarządzaniu firmą



Redaktorzy naukowi
Paweł Dittmann
Aleksandra Szpulak



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2011

Senacka Komisja Wydawnicza

Zdzisław Pisz (przewodniczący),

*Andrzej Bąk, Krzysztof Jajuga, Andrzej Matysiak, Waldemar Podgórski,
Mieczysław Przybyła, Aniela Styś, Stanisław Urban*

Recenzenci

Włodzimierz Szkutnik, Jan Zawadzki

Redakcja wydawnicza

Barbara Majewska

Redakcja techniczna i korekta

Barbara Łopusiewicz

Skład i łamanie

Comp-rajt

Projekt okładki

Beata Dębska

Kopiowanie i powielanie w jakiegokolwiek formie
wymaga pisemnej zgody Wydawcy

© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2011

ISSN 1899-3192

ISBN 978-83-7695-141-6

Druk: Drukarnia TOTEM

Spis treści

Wstęp	7
Agnieszka Przybylska-Mazur: Optymalne zasady polityki pieniężnej w prognozowaniu wskaźnika inflacji	9
Alicja Wolny-Dominiak: Zmodyfikowana regresja Poissona dla danych ubezpieczeniowych z dużą liczbą zer	21
Andrzej Gajda: Doświadczenia i metody pozyskiwania danych eksperckich na potrzeby badań z wykorzystaniem metod foresight	30
Anna Gondek: Prognozy rozwoju gospodarczego Polski z użyciem metody analogii przestrzenno-czasowych	41
Bartosz Lawędziak: Sekurytyzacja papierów wartościowych opartych na hipotece odwrotnej	50
Filip Chybalski: Prakseologiczne aspekty prognozowania	59
Ireneusz Kuroпка, Paweł Lenczewski: Możliwość zastosowania modeli ekonometrycznych do prognozowania w przedsiębiorstwie Brenntag Polska	69
Jacek Szandula: Wyszukiwanie formacji w kursach giełdowych przy użyciu metod klasyfikacji danych	82
Joanna Perzyńska: Zastosowanie sztucznych sieci neuronowych do wyznaczania nieliniowych prognoz kombinowanych	94
Konstancja Poradowska, Tomasz Szkutnik, Mirosław Wójciak: Scenariusze rozwoju wybranych technologii oszczędności energii w życiu codziennym	102
Maciej Oesterreich: Wykorzystanie pakietu statystycznego R w prognozowaniu na podstawie danych w postaci szeregów czasowych z wahaniami sezonowymi	113
Marcin Błażejowski, Paweł Kufel, Tadeusz Kufel: Algorytm zgodnego modelowania i prognozowania procesów ekonomicznych jako pakiet funkcji <i>Congruent Specification</i> programu Gretl	125
Marcin Błażejowski: Stacjonarność szeregów czasowych o wysokiej częstotliwości obserwowania – implementacja testu stacjonarności Dickeya w programie Gretl	137
Mirosław Wójciak: Wpływ czynników i zdarzeń kluczowych na rozwój nowych technologii – wybrane metody korygowania prognoz na przykładzie technologii energooszczędnych	149
Monika Dyduch: Grupowanie produktów strukturyzowanych	159
Piotr Bernat: Planowanie działalności przedsiębiorstwa wspomagane prognozowaniem	170

Roman Pawlukowicz: Informacje prognostyczne w rynkowych sposobach wyceny nieruchomości – identyfikacja i pozyskiwanie	182
Wojciech Zatoń: Uwarunkowania psychologiczne w prognozowaniu	189

Summaries

Agnieszka Przybylska-Mazur: Optimal monetary policy rules in forecasting of inflation rate	20
Alicja Wolny-Dominiak: Zero-inflated Poisson Model for insurance data with a large number of zeros	29
Andrzej Gajda: Experience and methods of data collection from experts for research using foresight methods	40
Anna Gondek: Economic growth forecasts for Poland using the time-space analogy method	49
Bartosz Lawędziak: Securitization of survivor bonds based on the reverse mortgage	58
Filip Chybalski: Praxiological aspects of forecasting	68
Ireneusz Kuropka, Paweł Lenczewski: Econometric models usage feasibility in Brenntag Poland forecasting	81
Jacek Szandula: Searching for technical analysis formations in stock prices with the use of cluster analysis methods	93
Joanna Perzyńska: Application of artificial neural networks to build the nonlinear combined forecasts	101
Konstancja Poradowska, Tomasz Szkutnik, Mirosław Wójciak: The scenarios of development of selected technologies related to energy saving in everyday life	112
Maciej Oesterreich: The R application in forecasting unsystematic lacks in seasonal time series	124
Marcin Błażejowski, Paweł Kufel, Tadeusz Kufel: Congruent modelling and forecasting algorithm as function package Congruent Specification in GRETL	136
Marcin Błażejowski: Stationarity of high-frequency time series – implementation of Dickey’s stationarity test in GRETL	148
Mirosław Wójciak: The influence of key and events factors on the development of new technologies – selected methods of forecast correction on the example of energy-saving technologies	158
Monika Dyduch: Ranking of structured products	169
Piotr Bernat: Forecasting assisted business management planning	181
Roman Pawlukowicz: Prognostic data in market ways of property valuation – identification and acquisition	188
Wojciech Zatoń: Psychological aspects of forecasting	199

Marcin Błażejowski, Paweł Kufel

Wyższa Szkoła Bankowa w Toruniu

Tadeusz Kufel

Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

ALGORYTM ZGODNEGO MODELOWANIA I PROGNOZOWANIA PROCESÓW EKONOMICZNYCH JAKO PAKIET FUNKCJI *CONGRUENT SPECIFICATION* PROGRAMU GRETL

Streszczenie: Celem artykułu jest prezentacja implementacji koncepcji zgodnego modelowania ekonometrycznego, autorstwa prof. Zygmunta Zielińskiego, w formie pakietu funkcji *Congruent Specification* dla programu Gretl. Pakiet *Congruent Specification* zawiera procedury oceny wewnętrznej struktury procesu, to jest ocenę występowania trendu, składnika cyklicznego oraz autoregresji, a wynikiem końcowym jest pełna specyfikacja elementów dynamicznego modelu zgodnego. Skonstruowana została także funkcja wewnętrzna, której efektem jest oszacowanie modelu pełnego, tzw. GUM (General Unrestrict Model). Prosty język skryptowy programu Gretl sprowadza się w tym przypadku do następujących poleceń:

```
str <-CS_CongruentSpecification(Dependent, Independent, null, 0.25, 1)
```

```
GUM <- @str
```

```
GUM.show
```

Całość zostanie zaprezentowana na przykładach dla danych: rocznych i miesięcznych.

Słowa kluczowe: modelowanie zgodne, automatyczne procedury modelowania, Gretl.

1. Wstęp

Celem artykułu jest przedstawienie algorytmu automatycznej specyfikacji modelu według koncepcji modelowania zgodnego, dostępnej jako pakiet funkcji programu Gretl. Autorem koncepcji dynamicznego modelowania zgodnego jest Zygmunt Zieliński [Zieliński 1984, 1995; Talaga, Zieliński 1986]. Zgodność w nazwie modelu rozumiana jest jako zgodność harmonicznej struktury procesu objaśnianego z łączną harmoniczną strukturą procesów objaśniających oraz procesu resztowego. Proces resztowy jest niezależny od procesów objaśniających. Najprostszy przykład modelu, który jest zawsze zgodny, to model zbudowany dla procesów białoszumowych o postaci:

$$\varepsilon_{yt} = \sum_{i=1}^k \rho_i \varepsilon_{x_i,t} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Powyższy model jest zawsze zgodny, gdyż struktura harmoniczna procesu ε_{yt} jest równa (lub inaczej spektrum tego procesu jest równoległe względem osi częstości) łącznej strukturze procesów $\varepsilon_{x_i,t}$ oraz procesu ε_t , ponieważ funkcja gęstości spektralnej dla procesu o własnościach białego szumu jest stała.

Zgodny dynamiczny model ekonometryczny wykorzystuje przy budowie modelu informację na temat wewnętrznej struktury każdego uwzględnionego w badaniu procesu. Przyjmując za Y_t proces objaśniany oraz X_{it} ($i=1, 2, \dots, k$) procesy objaśniające, wówczas wewnętrzna struktura opisywana jest za pomocą modeli podstawowych i zawiera:

– modele opisujące składniki niestacjonarne:

$$Y_t = P_{yt} + S_{yt} + \eta_{yt}, \quad X_{it} = P_{x_i,t} + S_{x_i,t} + \eta_{x_i,t}, \quad (2)$$

gdzie: $P_{yt}, P_{x_i,t}$ – wielomianowe funkcje zmiennej czasowej t dla odpowiednich procesów,

$S_{yt}, S_{x_i,t}$ – składniki sezonowe o stałej lub zmiennej amplitudzie wahań dla odpowiednich procesów,

$\eta_{yt}, \eta_{x_i,t}$ – stacjonarne autoregresyjne procesy odnoszące się do odpowiednich procesów

oraz

– modele autoregresyjne:

$$B(u)\eta_{yt} = \varepsilon_{yt}, \quad A_i(u)\eta_{x_i,t} = \varepsilon_{x_i,t}, \quad (3)$$

gdzie: $B(u), A_i(u)$ – stacjonarne autoregresyjne operatory, dla których wszystkie pierwiastki równania $B(u) = 0$ i $A_i(u) = 0$ leżą poza okręgiem jednostkowym,

$\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{x_i,t}$ – białe szумы dla odpowiednich procesów.

Budowa zgodnego dynamicznego modelu ekonometrycznego odbywa się przez podstawienie do zależności (1) procesów $\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{x_i,t}$ o własnościach białych szumów otrzymanych z równań (3), a następnie na podstawie równań (2) wyznacza się procesy autoregresyjne $\eta_{yt}, \eta_{x_i,t}$, które podstawiane są do otrzymanego wcześniej równania. Ostatecznie otrzymuje się zgodny dynamiczny model ekonometryczny dla rzeczywistych procesów Y_t i X_{it} :

$$B(u)Y_t = \sum_{i=1}^k A'_i(u)X_{it} + P_t + S_t + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Proces resztowy w powyższym modelu ma własności takie same jak w modelu (1), posiada więc własności białego szumu, zatem warunek zgodności struktur harmonicznych został spełniony.

Zgodny dynamiczny model ekonometryczny uwzględnia informację o wewnętrznej strukturze (składniki trendowe i sezonowe oraz autoregresyjne) oraz zależności przyczynowo-skutkowe wykorzystanych procesów. Informacje te potrzebne są na etapie specyfikacji modelu.

2. Opis algorytmu specyfikacji zgodnego dynamicznego modelu ekonometrycznego

Zaimplementowany w oprogramowaniu Gretl algorytm specyfikacji zgodnego dynamicznego modelu ekonometrycznego został podzielony na trzy etapy. W etapie pierwszym wczytywane są dane do procedury, w drugim etapie dokonywana jest analiza wewnętrznej struktury wykorzystywanych procesów, natomiast w trzecim etapie budowana jest specyfikacja modelu zgodnego. Opis algorytmu zawiera ideę budowy specyfikacji, została pominięta kwestia techniczna dotycząca wykorzystywanych zmiennych (lokalnych, globalnych), funkcji (wewnętrznych, zewnętrznych). Poniżej przedstawiony jest algorytm specyfikacji zgodnego dynamicznego modelowania opartego na koncepcji autorstwa Z. Zielińskiego (oprac. na podst. [Błażejowski i in. 2009]).

Etap 1. Wczytanie danych do procedury:

1. Wskazanie zmiennej endogenicznej Y , listy potencjalnych zmiennych objaśniających X oraz listy deterministycznych zmiennych zero-jedynkowych.

2. Określenie długości próby i ustalenie minimalnej liczby stopni swobody $dfmin$ nieograniczonego ogólnego modelu:

a) jeśli $n < 200$, wówczas $dfmin = round(0.1 \times n)$,

b) jeśli $n \geq 200$, wówczas $dfmin = 20$.

3. Sprawdzenie częstotliwości analizowanych procesów i ustalenie:

a) bloku periodycznych zmiennych zero-jedynkowych, który będzie wykorzystany w kolejnym etapie algorytmu,

b) maksymalnego rzędu modeli autoregresyjnych $pmax$ szacowanych w kolejnym etapie algorytmu.

Etap 2. Analiza wewnętrznej struktury wszystkich procesów:

1. Sprawdzenie, czy analizowane procesy posiadają deterministyczny komponent (trend i/lub sezonowość),

2. Sprawdzenie, czy reszty po odjęciu bloku deterministycznych komponentów wykazują integrację.

3. Określenie rzędów modeli autoregresyjnych modelowanych na podstawie wyników korelogramu dla reszt po odjęciu komponentów deterministycznych oraz różnicowaniu (w przypadku stwierdzenia pierwiastka jednostkowego), uwzględniając maksymalny rząd modeli autoregresyjnych p_{max} .

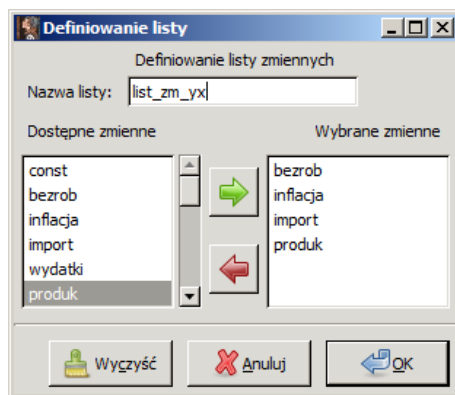
Etap 3. Zbudowanie startowej specyfikacji nieograniczonego ogólnego (GUM), tzw. pełnego modelu zgodnego:

1. Wyznaczenie liczby stopni swobody modelu pełnego $dfstart$ po uwzględnieniu wszystkich składników: rozkładu opóźnień zmiennej endogenicznej Y , potencjalnych zmiennych objaśniających X , deterministycznego trendu i/lub sezonowości oraz deterministycznych zmiennych zero-jedynkowych:

a) jeżeli $dfstart < dfmin$, wówczas rzędy modeli autoregresyjnych o najwyższej wartości są zmniejszane o 1,

b) jeżeli $dfstart \geq dfmin$, wówczas startowa specyfikacja (model pełny) jest drukowana w formie skryptu wewnętrznego języka programu Gretl.

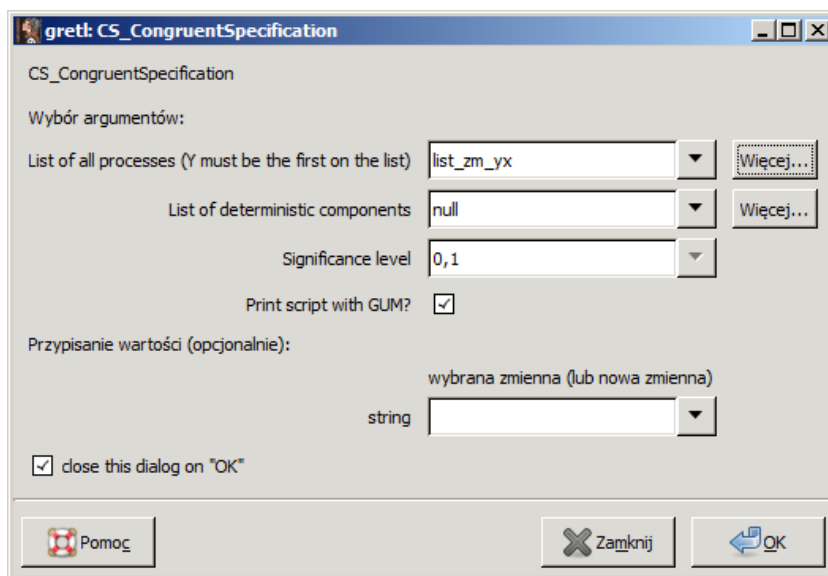
Etap 1 jest przygotowaniem danych do wykonania procedury. Importowane są wszystkie szeregi czasowe i na ich podstawie, jeśli konieczne, dodatkowe zmienne zero-jedynkowe opisujące pewne okresy w próbie. W tym etapie określana jest częstotliwość obserwowania procesów oraz inne dodatkowe zmienne wewnętrzne, jak np. minimalna liczba stopni swobody dla modelu pełnego – $dfmin$. Rysunek 1 przedstawia definiowanie listy zmiennych wykorzystywanych w procedurze. Należy zwrócić uwagę, aby pierwszą zmienną na liście była zmienna objaśniana.



Rys. 1. Definiowanie listy zmiennych dla procedury CongruentSpecification

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2 przedstawia okno dialogowe wyboru listy zmiennych, listy składników deterministycznych oraz wartości poziomu istotności.



Rys. 2. Główne okno procedury CongruentSpecification

Źródło: opracowanie własne.

W drugim etapie algorytmu przeprowadzana jest analiza wewnętrznej struktury wykorzystywanych szeregów czasowych. W pierwszej kolejności sprawdza się, czy występują istotne składniki deterministyczne, takie jak: trend liniowy oraz cykliczność deterministyczna. Określona w etapie pierwszym częstotliwość obserwowania determinuje bloki zmiennych zero-jedynkowych:

- 1) sezonowość dla danych miesięcznych i kwartalnych,
- 2) cykliczność o okresie 1 roku (52 tygodnie) dla danych tygodniowych,
- 3) cykliczność o okresie 1 tygodnia dla danych dziennych.

Jeśli w którymkolwiek z analizowanych szeregów wystąpił istotny składnik deterministyczny, wówczas zostanie uwzględniony w bloku wspólnych komponentów deterministycznych. Następnie budowany jest model dla składników deterministycznych, a w jego resztach sprawdzany jest stopień integracji procesu za pomocą testu pierwiastka jednostkowego ADF-GLS na poziomie istotności $\alpha = 0,1$. Gdy występuje pierwiastek jednostkowy, wówczas proces jest różnicowany. W kolejnym kroku określone są rzędy modeli autoregresyjnych dla każdego wykorzystywanego w analizie procesu. Określenie rzędu autoregresji odbywa się za pomocą wartości funkcji PACF i ustalane jest jako maksymalna istotna wartość funkcji na poziomie $\alpha = 0,01$. Wartości funkcji PACF sprawdzane są do opóźnienia rzędu max_lag , określonej następująco: $max_lag = round(10 \times \log_{10}(N))$, gdzie N jest liczbą obserwacji. Dodatkowo wymaga

się, aby spełniony był warunek, że $\text{round}(10 \times \log_{10}(N)) > \text{round}(0.2 \times N)$, a przeciwnym wypadku $\text{max_lag} = \text{round}(0.2 \times N)$.

W trzecim etapie procedury budowana jest startowa specyfikacja zgodnego modelu ekonometrycznego, zawierająca informacje uzyskane we wcześniejszych etapach: komponenty deterministyczne, stopnie integracji procesów oraz rzędy autoregresji procesów. Dodatkowo sprawdzany jest warunek minimalnej liczby stopni swobody. W przypadku, gdy liczba stopni swobody modelu startowego jest mniejsza niż minimalna wartość stopni swobody $dfmin$, wówczas redukuje się maksymalne rzędy autoregresji o 1, aż do momentu spełnienia warunku o minimalnej liczbie stopni swobody. Rezultatem wywołania procedury jest skrypt wewnętrznego języka programu Gretl, który przedstawia specyfikację modelu zgodnego. Przykłady działania algorytmu opisano w następnej części artykułu.

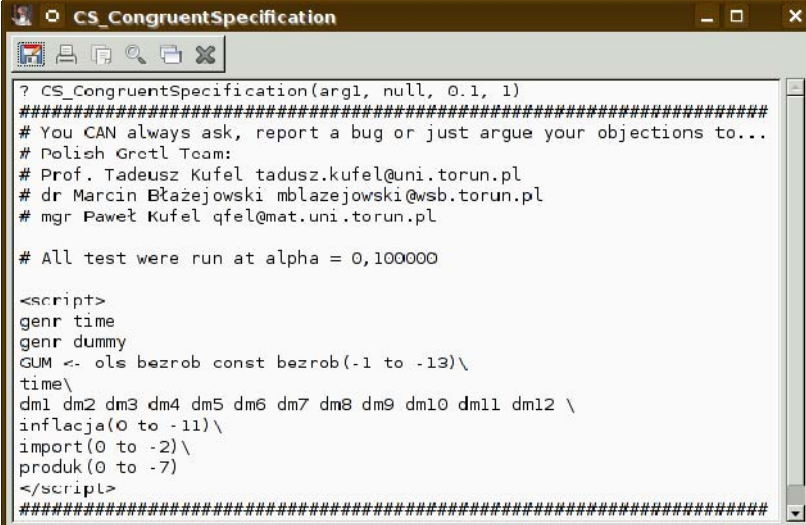
3. Przykłady empiryczne wykorzystania automatycznej procedury specyfikacji zgodnego dynamicznego modelu ekonometrycznego w prognozowaniu

Do empirycznego zilustrowania sposobu wykorzystania procedury CongruentSpecification zostaną użyte dane dostępne na polskiej stronie internetowej dotyczącej programu Gretl, znajdującej się pod adresem <http://www.gretl.pl>.

Przykład 1. Prognozowanie miesięcznej stopy bezrobocia w Polsce w okresie od stycznia do grudnia 2005 r.

W przykładzie zostały wykorzystane dane dotyczące podstawowych kategorii makroekonomicznych Polski w ujęciu miesięcznym w okresie od stycznia 1993 r. do grudnia 2005 r., przy czym ostatnich 12 miesięcy zostanie wykorzystanych do oceny trafności prognoz. Zmienną objaśnianą jest stopa bezrobocia, natomiast potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi są: stopa inflacji, import oraz wartość produkcji przemysłowej. Rysunek 3 prezentuje wynik działania procedury CongruentSpecification zrealizowanej na wyżej wymienionych danych, przy czym weryfikacja testów statystycznych została przeprowadzona na poziomie istotności $\alpha = 0,1$.

Nieograniczony model ogólny (GUM) powinien zawierać opóźnienia zmiennej bezrobocia do 13 włącznie, trend liniowy, zestaw zmiennych zero-jedynkowych do opisu sezonowości miesięcznej, inflację bieżącą oraz opóźnioną do 11 okresów włącznie, import bieżący oraz opóźniony do 2 okresów włącznie, bieżącą wartość produkcji przemysłowej oraz opóźnioną do 7 okresów włącznie. Weryfikacja i eliminacja nieistotnych zmiennych przeprowadzona zgodnie z zasadą krokowej eliminacji *a posteriori* na poziomie istotności $\alpha = 0,1$ doprowadziła do uzyskania empirycznego modelu zgodnego, którego oszacowanie widoczne jest na rysunku 4.



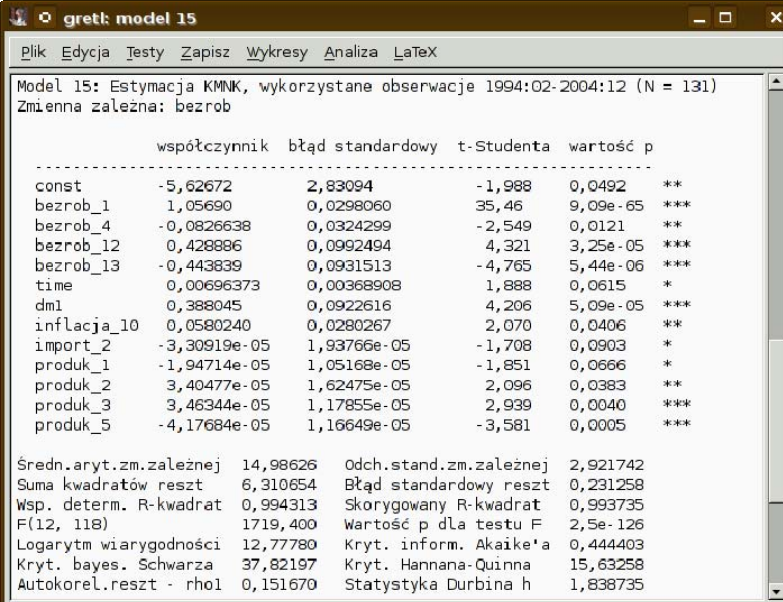
```
? CS_CongruentSpecification(arg1, null, 0.1, 1)
#####
# You CAN always ask, report a bug or just argue your objections to...
# Polish Gretl Team:
# Prof. Tadeusz Kufel tadeusz.kufel@uni.torun.pl
# dr Marcin Błażejowski mblazejowski@wsb.torun.pl
# mgr Paweł Kufel qfel@mat.uni.torun.pl

# All test were run at alpha = 0,100000

<script>
genr time
genr dummy
GUM <- ols bezrob const bezrob(-1 to -13)\
time\
dm1 dm2 dm3 dm4 dm5 dm6 dm7 dm8 dm9 dm10 dm11 dm12 \
inflacja(0 to -11)\
import(0 to -2)\
produkt(0 to -7)
</script>
#####
```

Rys. 3. Specyfikacja modelu stopy bezrobocia w Polsce według koncepcji modelowania zgodnego, uzyskana w procedurze CongruentSpecification

Źródło: opracowanie własne.



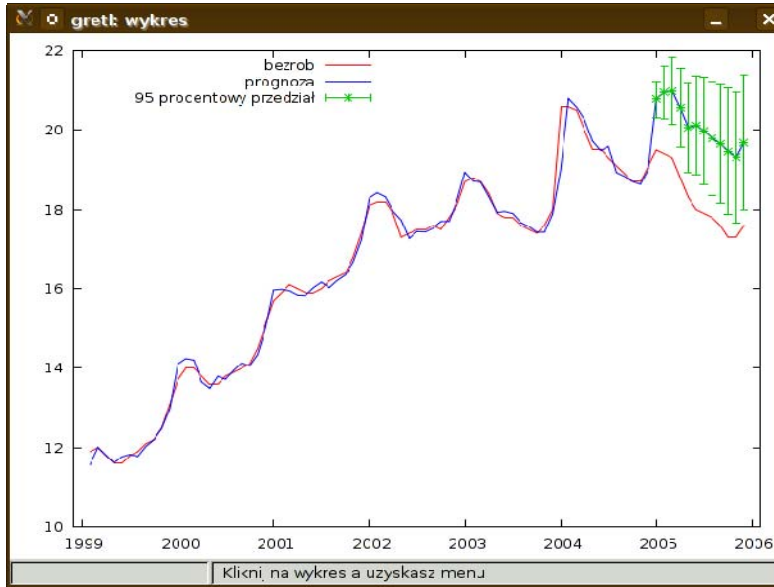
Model 15: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1994:02-2004:12 (N = 131)
Zmienna zależna: bezrob

	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p
const	-5,62672	2,83094	-1,988	0,0492 **
bezrob_1	1,05690	0,0298060	35,46	9,09e-65 ***
bezrob_4	-0,0826638	0,0324299	-2,549	0,0121 **
bezrob_12	0,428886	0,0992494	4,321	3,25e-05 ***
bezrob_13	-0,443839	0,0931513	-4,765	5,44e-06 ***
time	0,00696373	0,00368908	1,888	0,0615 *
dm1	0,388045	0,0922616	4,206	5,09e-05 ***
inflacja_10	0,0580240	0,0280267	2,070	0,0406 **
import_2	-3,30919e-05	1,93766e-05	-1,708	0,0903 *
produkt_1	-1,94714e-05	1,05168e-05	-1,851	0,0666 *
produkt_2	3,40477e-05	1,62475e-05	2,096	0,0383 **
produkt_3	3,46344e-05	1,17855e-05	2,939	0,0040 ***
produkt_5	-4,17684e-05	1,16649e-05	-3,581	0,0005 ***
Średn. aryt. zm. zależnej	14,98626	Odch. stand. zm. zależnej	2,921742	
Suma kwadratów reszt	6,310654	Błąd standardowy reszt	0,231258	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,994313	Skorygowany R-kwadrat	0,993735	
F(12, 118)	1719,400	Wartość p dla testu F	2,5e-126	
Logarytm wiarygodności	12,77780	Kryt. inform. Akaike'a	0,444403	
Kryt. bayes. Schwarz	37,82197	Kryt. Hannana-Quinna	15,63258	
Autokorel. reszt - rho1	0,151670	Statystyka Durбина h	1,838735	

Rys. 4. Empiryczny model zgodny stopy bezrobocia w Polsce w okresie od stycznia 1993 do grudnia 2004

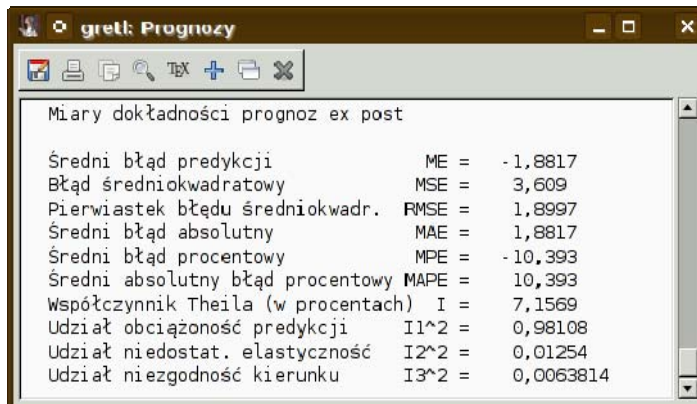
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 5 przedstawia przebieg wartości rzeczywistych oraz prognoz wygenerowanych na podstawie powyższego modelu, natomiast rysunek 6 zawiera syntetyczne mierniki jakości tych prognoz.



Rys. 5. Wartości teoretyczne, prognoza oraz wartości rzeczywiste stopy bezrobocia w Polsce

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 6. Syntetyczne mierniki jakości prognoz miesięcznej stopy bezrobocia w Polsce uzyskanych na podstawie zgodnego dynamicznego modelu

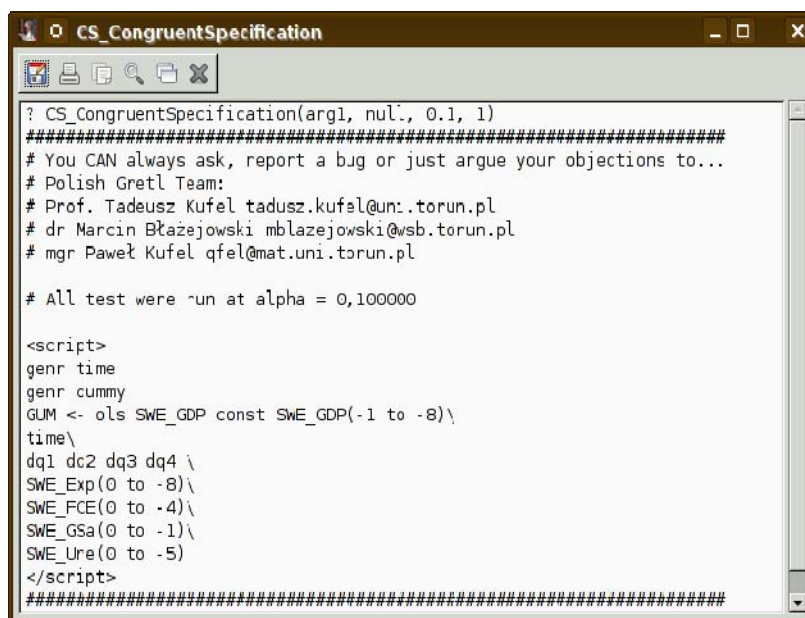
Źródło: opracowanie własne.

Warto zwrócić uwagę, że choć uzyskane prognozy nie były trafne, ponieważ średni absolutny błąd procentowy wyniósł $MAPE = 10,4\%$, to jednak kierunek zmian stopy bezrobocia został przewidziany prawidłowo, na co wskazuje niewielki udział niezgodności kierunku prognoz we współczynniku Theila, wynoszący $I_3^2 = 0,6\%$ (por. rys. 6). Nietrafność uzyskanych prognoz wynikała z faktu wstąpienia Polski do struktur Unii Europejskiej i otwarcia europejskich rynków pracy dla Polaków, co zaowocowało znaczną emigracją.

Przykład 2. Prognozowanie kwartalnego produktu krajowego brutto w Szwecji.

Dane wykorzystane w niniejszym przykładzie pochodzą z bazy danych Eurostatu, dostępnej pod adresem internetowym <http://www.kufel.torun.pl>, i dotyczą następujących kategorii makroekonomicznych: SWE_Exp (eksport dóbr i usług), SWE_FCE (finalne wydatki konsumpcyjne), SWE_GDP (produkt krajowy brutto w cenach rynkowych), SWE_GSa (globalne oszczędności), SWE_Une (stopa bezrobocia).

Rysunek 7 przedstawia specyfikację modelu procesu SWE_GDP otrzymaną na podstawie procedury CongruentSpecification dla okresu od I kw. 1995 r. do IV kw. 2006 r.



```
? CS_CongruentSpecification(arg1, nul., 0.1, 1)
#####
# You CAN always ask, report a bug or just argue your objections to...
# Polish Gretl Team:
# Prof. Tadeusz Kufel tadusz.kufel@un.torun.pl
# dr Marcin Błazejowski mblazejowski@sb.torun.pl
# mgr Paweł Kufel qfel@mat.uni.torun.pl

# All test were run at alpha = 0,100000

<script>
genr time
genr cummy
GUM <- ols SWE_GDP const SWE_GDP(-1 to -8)\
time\
dq1 dq2 dq3 dq4 \
SWE_Exp(0 to -8)\
SWE_FCE(0 to -4)\
SWE_GSa(0 to -1)\
SWE_Une(0 to -5)
</script>
#####
```

Rys. 7. Specyfikacja nieograniczonego dynamicznego modelu kwartalnego PKB w Szwecji według koncepcji modelowania zgodnego w okresie od I kw. 1995 r. do IV kw. 2006 r.

Źródło: opracowanie własne.

Uzyskana specyfikacja jest nadmiarowa, dlatego wymaga redukcji zmiennych nieistotnych zgodnie z postępowaniem eliminacji *a posteriori* według kryterium wartości statystyki *t*-Studenta. Rysunek 8 przedstawia empiryczny model zgodny PKB Szwecji.

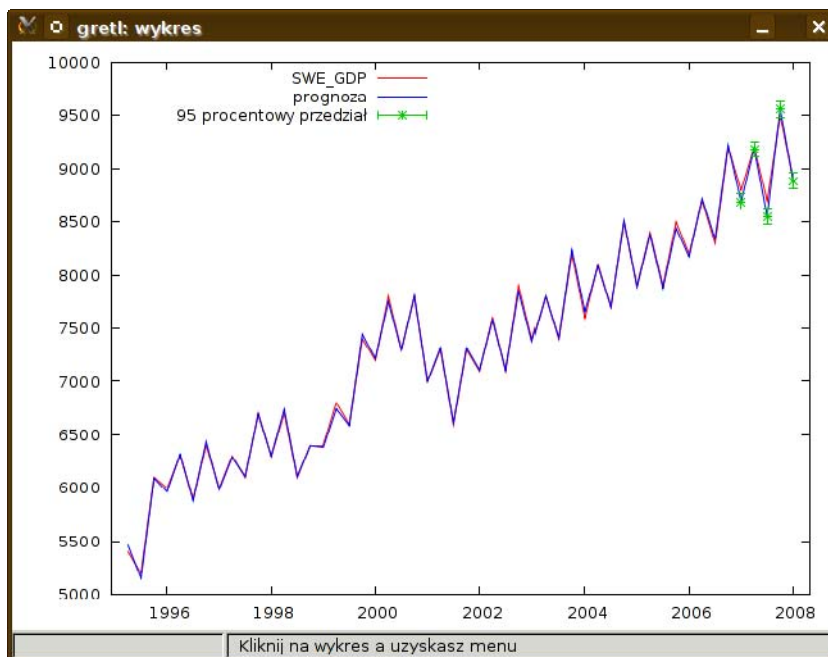
	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p	
const	344,156	120,535	2,855	0,0075	***
SWE_GDP_2	-0,395213	0,101541	-3,892	0,0005	***
SWE_GDP_4	0,120625	0,0351493	3,432	0,0017	***
SWE_GDP_6	0,107846	0,0293303	3,677	0,0009	***
dq1	155,076	51,0199	3,236	0,0028	***
dq3	148,064	56,8721	2,603	0,0139	**
SWE_Exp_1	0,252712	0,0603220	4,189	0,0002	***
SWE_Exp_2	0,255474	0,0812337	3,145	0,0036	***
SWE_Exp_5	-0,130729	0,0522776	-2,501	0,0177	**
SWE_Exp_7	-0,180447	0,0442145	-4,081	0,0003	***
SWE_FCE	1,17598	0,0470245	25,01	1,42e-22	***
SWE_FCE_2	0,378048	0,103035	3,653	0,0009	***
SWE_FCE_3	-0,328064	0,0518732	-6,324	4,26e-07	***
SWE_CSa	0,410264	0,0640583	6,404	3,39e-07	***
SWE_line_1	32,5087	11,4477	2,841	0,0078	***
SWE_line_2	-43,6326	11,7445	-3,715	0,0008	***
Średn. arytm. zm. zależnej	7129,167	Odch. stand. zm. zależnej	956,0465		
Suma kwadratów reszt	38105,88	Błąd standardowy reszt	34,50810		
Wsp. determin. R-kwadrat	0,996113	Skorygowany R-kwadrat	0,998697		
F(15, 32)	2402,908	Wartość p dla testu F	2,00e-44		
Logarytm wiarygodności	-223,3552	Kryt. inform. Akaike'a	488,704		
Kryt. bayes. Schwarz	513,6496	Kryt. Hannana-Quinna	500,0245		
AutoKorel. reszt - rho1	0,153919	Stat. Durбина-Watsona	1,665427		

Rys. 8. Empiryczny dynamiczny model zgodny kwartalnego PKB w Szwecji w okresie od I kw. 1995 r. do IV kw. 2006 r.

Źródło: opracowanie własne.

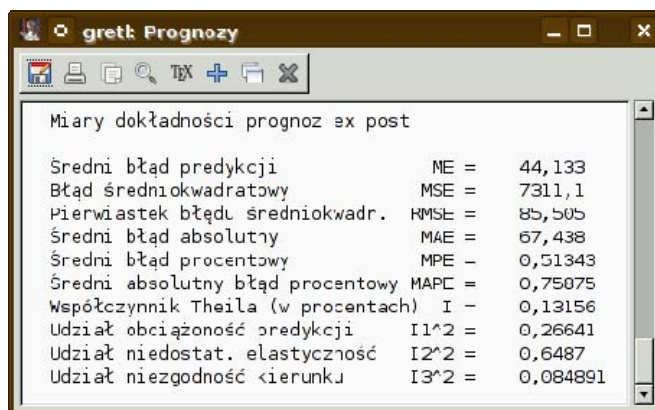
Na podstawie powyższego oszacowania wygenerowano prognozy miesięcznego PKB Szwecji na lata 2007 i 2008, co przedstawia rysunek 9, natomiast ocenę trafności tej prognozy za pomocą różnych miar dokładności zawiera rysunek 10. Uzyskane prognozy należy uznać za trafione, ponieważ średni absolutny błąd procentowy wyniósł $MAPE = 0,75\%$.

Powyższe przykłady wskazały, że procesy resztowe miały własności białego szumu, a średnie błędy prognoz *ex post* świadczą o wysokiej jakości modelowania.



Rys. 9. Wartości teoretyczne, prognoza oraz wartości rzeczywiste PKB w Szwecji

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 10. Syntetyczne mierniki jakości prognoz kwartalnego PKB w Szwecji, uzyskanych na podstawie zgodnego dynamicznego modelu

Źródło: opracowanie własne.

4. Podsumowanie

Procedura specyfikacji dynamicznego modelu zgodnego zapewnia, że każdy tak estymowany model (GUM) będzie posiadał proces resztowy o własnościach białego szumu, a jest to podstawowy warunek dobroci modelu wykorzystywanego do prognozowania.

Algorytm *Congruent Specification*, opracowany jako pakiet funkcji programu Gretl, wskazuje startową – pełną specyfikację modelu, informującą:

- jakie składniki będzie zawierał człon deterministyczny (trend/sezonowość) oraz
- jaka jest struktura autoregresyjna (opóźnień) wszystkich procesów wykorzystywanych w modelu.

Wykorzystanie funkcji estymacji i weryfikacji, a także predykcji w oprogramowaniu Gretl powoduje, że cała procedura modelowania i prognozowania jest wysoce efektywna.

Literatura

- Błażejowski M., Kufel P., Kufel T., *Automatyczna procedura budowy specyfikacji zgodnego dynamicznego modelu ekonometrycznego w oprogramowaniu GRETL*, Acta Universitatis Nicolai Copernici, *Ekonomia* XXXIX, Wydawnictwo Naukowe UMK, Toruń 2009, s. 83-92.
- Talaga L., Zieliński Z., *Metody spektralne w modelowaniu ekonometrycznym*, PWN, Warszawa 1986.
- Zieliński Z., *Liniowe modele zgodne opisujące zależności sumacyjne (zintegrowanych) procesów ekonomicznych*, [w:] A. Zeliaś (red.), *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych*, Wyd. Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 1995, s. 77-87.
- Zieliński Z., *Zmienność w czasie strukturalnych parametrów modelu ekonometrycznego*, „Przegląd Statystyczny” 1984, R. XXXI, z. 1/2, s. 135-148.

CONGRUENT MODELLING AND FORECASTING ALGORITHM AS FUNCTION PACKAGE CONGRUENT SPECIFICATION IN GRETL

Summary: The purpose of this paper is the presentation of implementation of congruent modelling concept as a function package – Congruent Specification – in GRETL programme. Congruent Specification package contains procedures to verify internal structure of given processes (trend, periodicity, autoregression) and as a result the general unrestricted specification of model is printed. The package contains also internal function which estimates the general unrestricted model (GUM). A simple script in GRETL own language which produce GUM is as follows:

```
str<-CS_CongruentSpecification(Dependent, Independent, null, 0.25, 1)
GUM <- @str
GUM.show
```

The paper is completed with empirical examples for annual and monthly data.