

Anna Janiga-Ćmiel

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Zarządzania
Katedra Matematyki
anna.janiga-cmiel@ue.katowice.pl

ZJAWISKA SZOKOWE W ROZWOJU GOSPODARCZYM WYBRANYCH KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ

Streszczenie: Celem niniejszego artykułu jest zaprezentowanie analizy wzajemnych oddziaływań rozwoju gospodarczego wybranych państw Unii Europejskiej. Analiza wykonana zostanie na podstawie wielorównaniowego modelu rozwoju gospodarczego Polski oraz Niemiec. Przedstawioną analizę korelacji wykorzystano w celu zbadania istotności występowania efektu zarażania w dynamice równoległe realizowanych szeregów czasowych rozwoju gospodarczego.

Słowa kluczowe: model GARCH, efekt zarażania, rozwój gospodarczy.

Wprowadzenie

Ekonomiści przez całe lata zajmują się badaniem sytuacji gospodarczej świata, która może zostać niespodziewanie zachwiana. Poszukują odpowiedzi na pytania: w jaki sposób problemy jednego kraju są przyczyną kłopotów innych krajów, jak powstają i rozprzestrzeniają się zmiany koniunkturalne, jakie będą prognozy dalszego rozwoju. Czynniki wpływające na rozwój gospodarczy podlegają nieustannym modyfikacjom przy upływie czasu i stają się często skutkiem wahań aktywności będącej mechanizmem fluktuacji. Konstruowane na przestrzeni lat różne postacie modeli badanego zagadnienia stanowiły opisy współzależności występujących w rozpatrywanym zagadnieniu. Modele te stanowiły obraz badanej rzeczywistości, bowiem [Huerta de Soto, 2009]: „Każda teoria cyklu określa inny dobór i interpretację zdarzeń historycznych, co nadaje wielkie znaczenie wcześniejszemu ustaleniu, za pomocą procedur metodologicznych innych niż pozytywistyczne, prawomocnych teorii umożliwiających trafną interpretację rzeczywistości. Nie istnieje zatem żadne niezбите świadectwo historyczne,

tym bardziej zaś świadectwo zdolne wykazać, że jakaś teoria jest poprawna lub nie. Powinniśmy być więc bardzo ostrożni i pokorni w naszych nadziejach na empiryczne potwierdzenie teorii. Musimy się co najwyżej zadowolić rozwijaniem spójnej logicznie teorii możliwie wolnej od błędów w łańcuchu argumentów logicznych i opartej na podstawowych zasadach ludzkiego działania. Dysponując taką teorią, możemy sprawdzić, czy dobrze pasuje ona do zdarzeń historycznych i pozwala interpretować rzeczywiste przypadki w sposób ogólniejszy, bardziej wyważony i poprawny niż inne, alternatywne teorie”.

Ekonomiści poszukują również przyczyn występowania kryzysów gospodarczych. Kryzys gospodarczy można traktować jako załamanie wzrostu gospodarczego, jako zdarzenie narastające bądź też gwałtowne, zagrażające różnym sferom życia gospodarczego i odnoszące się do okresowego spadku aktywności życia gospodarczego. Odnosi się do fazy cyklu gospodarczego i charakteryzuje się wówczas nagłym oraz dużym zmniejszeniem produkcji, realnych dochodów społeczeństwa, wzrostem bezrobocia. Powinniśmy wobec powyższego zdobywać doświadczenia i przeciwdziałać negatywnym wpływom na stan gospodarki, ponieważ: „Kryzys to połączenie dwóch pojęć: zagrożenia i wezwania” [Cydejko, 2009a]. Jednakże, mimo iż mechanizmy recesji dokładnie zbadano, nadal nie wiemy, w którym momencie, w jakim okresie nastąpi owo załamanie – w dalszym ciągu stanowi to problem dla badaczy. Należy zatem pamiętać [Cydejko, 2009b]: „...w sytuacji idealnej, o jakiej ekonomiści mówią od dawna, politycy powinni stymulować gospodarkę, kiedy jest w recesji, a osłabiać koniunkturę, kiedy jest jej boom. W praktyce politycy jeszcze jakoś zbierają się do akcji, kiedy mają kryzys, ale bardzo trudno jest im działać na rzecz spowolnienia rozpędzonej koniunktury. To tworzy cykl nierównowagi”.

1. Efekt zarażania

Zjawiska szokowe w rozwoju gospodarczym definiujemy jako: „sytuację, w której ścierają się wzajemnie zjawiska ekonomiczne stanowiące przyczynę gwałtownych zmian w trendach wyznaczających kierunki rozwoju gospodarczego. Zjawiska szokowe to moment, w którym występuje zacieranie pamięci procesu rozwoju gospodarczego” [Czech-Rogosz, 2009].

Natomiast: „Istotny wzrost korelacji pomiędzy różnymi rynkami finansowymi spowodowany zjawiskami szokowymi nazywamy efektem zarażania” [Fiszeder i Razik, 2003]. Zazwyczaj pojęcie zarażania stosowane jest w odniesieniu międzynarodowym, ponieważ: „kryzys w jednym kraju prowadzi w jakiś sposób do wystąpienia kryzysu w drugim kraju” [Czech-Rogosz, 2009]. Proces

taki charakteryzuje się przenoszeniem zakłóceń gospodarczych z jednej gospodarki do drugiej, uznając je za niezależne” [Czech-Rogosz, 2009]. Uwzględniając lata doświadczeń zauważamy, że przebiegi różnych załamań gospodarczych charakteryzują się m.in. nierównomiernym przebiegiem, ponieważ recesja niekoniecznie obejmuje kraje sąsiadujące. Zastosowany w ekonomii termin „zarażanie” został zapożyczony z epidemiologii. Stosujemy zatem sformułowania „kraje zarażające się”, następnie „kraje będące źródłem choroby”, tzn. w postaci załamania gospodarczego. Ponadto kraj zarażony to kraj mający problemy ekonomiczne. Należy zauważyć, że nie zawsze jeden kraj jest w stanie zarazić kryzysem pozostałe kraje i odwrotnie, ponieważ do zarażenia recesją między krajami dojdzie wówczas, gdy procesy zachodzące w jednym kraju są w stanie wpływać na parametry ekonomiczne gospodarki drugiego kraju. Zarażenie kryzysem jest w dużej mierze uzależnione od kondycji gospodarki narodowej jako całości oraz od wrażliwości na problemy w różnych sferach [Fiszeder, 2009]. W wielu pozycjach literaturowych zarażanie odnoszone jest jednak tylko do rynków finansowych, podczas gdy procesy transmisyjne obejmują tzw. fundamentalne powiązania gospodarcze [Czech-Rogosz, 2003]. Dlatego Bank Światowy proponuje kilka definicji zarażania, m.in. [www 1]: „Zarażanie to międzynarodowa transmisja szoków lub ogólne międzynarodowe oddziaływanie. Tak rozumiana transmisja może dotyczyć zarówno dobrych, jak i złych okresów i nie musi być utożsamiana z kryzysami; podczas kryzysów może być jednak bardziej wyraźna”.

W literaturze znajdujemy wiele ciekawych metod pozwalających badać występowanie efektu zarażania [Fiszeder i Razik, 2003]. Najczęściej proponuje się analizę współczynników korelacji pomiędzy szeregami badanych zmiennych, uzyskując ważne informacje na temat kształtowania się współczynników korelacji w czasie oraz badania na podstawie istotności wzrostu współczynników korelacji w okresie kryzysu. Forbes i Rigobon zaproponowali wprowadzenie do badań skorygowanego współczynnika korelacji. Badacze Corsetti, Pericoli, Sbracia zmodyfikowali test efektu zarażania, wprowadzając współczynnik współzależności uwzględniający czynnik globalny, a Klaassen [Forbes i Rigobon, 2002] wprowadził w badaniach testowanie stałości korelacji warunkowych na podstawie reszt z jednorównaniowych modeli AR-GARCH. Chesnay i Jondeau badali korelacje bezwarunkowe na podstawie modelu MS-GARCH. Analizy przeprowadzane na bazie modeli jednorównaniowych GARCH zazwyczaj uwzględniały jedynie równania dla wariancji warunkowej i wprowadzenie dodatkowej zmiennej objaśniającej w postaci opóźnionych kwadratów stóp zwrotu lub indeksów z innych rynków. Natomiast analizy z zastosowaniem wielorównaniowych modeli GARCH uwzględniały zarówno standardowe postaci, jak i rozszerzone parametryzacje modeli [Fiszeder, 2009].

2. Modelowanie procesu gospodarczego

Rozwój gospodarczy charakteryzuje się nieprzewidywalnymi zmianami wzrostu i spadku wskaźników wpływających w zasadniczym stopniu na zmiany w dynamice rozwoju, koncentrujące się na nieregularnych wahanach i cyklach o zróżnicowanych długościach, co też przejawia się w nieprzewidywalnych zmianach wariancji w kolejnych latach. Należy zatem w modelach ująć kształtowanie się wartości oczekiwanej rozpatrywanych procesów oraz kształtowanie się wariancji tych procesów, ich wzajemnych kowariancji. Do modelowania i prognozowania zmienności możemy zastosować modele klasy GARCH. W literaturze znajdujemy dziesiątki możliwych modyfikacji i rozszerzeń modelu GARCH [Fiszeder, 2009] (Bollerslev, Chou i Kroner, Bera i Higgins, Engle i Nelson, Gouriéroux, Osiewski i Pipień, Tsay, Bauwens, Laurent i Rombouts, Weron, Brzeszczyński i Kelm, Doman, Fiszeder). Nie wiemy, które z prezentowanych i stosowanych przez badaczy postaci modeli są najbardziej użyteczne. Wielorównaniowe modele GARCH pozwalają dodatkowo opisać kowariancje, które odpowiadają za opis wzajemnych relacji między badanymi zjawiskami. Należy zauważyć, że jednorównaniowe modele GARCH nie wyjaśniają przyczyn zmienności, a wielorównaniowe modele GARCH pozwalają na przeprowadzenie dodatkowo analiz dotyczących niektórych przyczyn zmienności. Modele GARCH służą do badania zmienności wariancji warunkowej i warunkowych kowariancji, co pozwala wykryć zjawiska szokowe i ich wpływ pozytywny lub negatywny na inne populacje, stanowią istotny przyczynek w zakresie badania związku między czynnikami będącymi przyczyną i skutkiem.

Rozwój gospodarczy dla wybranych państw Unii Europejskiej zostanie przedstawiony z wykorzystaniem modelu ekonometrycznego co najmniej dwurównaniowego, gdzie w jednym z nich wyróżniona jest charakterystyka dynamiki wartości oczekiwanych, a w drugim dynamika wariancji. Możemy zastosować jeden z modeli $ARIMA(p, d, q)$ specyficzny dla opisu dynamiki stanów oczekiwanych w badanym zjawisku, a następnie model klasy GARCH, którego zadaniem jest badanie dynamiki wariancji [Vrontos, Dellaportas i Politis, 2003].

Model ARIMA wyznaczony zostanie zgodnie z poniższą formułą:

$$y_t = \sum_{i=0}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^d \beta_i (y_{t-i} - y_{t-i-1}) + \sum_{i=1}^q \gamma_i \varepsilon_{t-i} \quad (1)$$

Powyższy model będzie pełnił funkcję modelu (2) gdzie μ_t to stan oczekiwany zjawiska w okresie t :

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Wielowymiarowa zmienna Y_t [Franco i Zakoian, 2009] ma warunkowy rozkład zgodny z rozkładem zweryfikowanym, przy czym uwarunkowanie stanowią stany zmiennej Y_t z l okresów wcześniejszych, gdzie $l = \max(p, d, q)$.

$$Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-l} \sim N(\mu, \Sigma_t). \quad (3)$$

Analizowana zmienna Y_t jest N -wymiarową zmienną losową, przy czym N – to liczba uwzględnionych krajów. Model ARIMA wykorzystany będzie do opisu dynamiki wartości oczekiwanych wskaźników rozwoju gospodarczego, które scharakteryzowane będą z wykorzystaniem PKB dla wybranych państw. W dalszej części badania wariancję oznaczamy przez h_{ijt} , gdzie odpowiednio i, j to numery krajów, a t – numer badanego okresu:

$$h_{ij,t} = \sum_{k=1}^l w_{ik} w_{jk} \sigma_{ij,t}^2. \quad (4)$$

W równaniu powyższym $\sigma_{ij,t}^2$ oznacza kowariancję między rozwojem gospodarczym i -tego i j -tego kraju w okresie t , $l = \max(p, d, q)$. Składnik losowy ε_t dla modelu (2) rozpatrujemy jako formułę warunkową ukształtowania go na podstawie stanów z okresów wcześniejszych. Uwarunkowania oznaczamy przez ψ_{t-1} , zakładając, że:

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, H_t). \quad (5)$$

Macierz H_t jest macierzą symetryczną postaci $H_t = [h_{ij,t}]$.

Model kształtowania się korelacji przy upływie czasu przyjmujemy następująco [Fiszeder, 2009]:

$$\begin{aligned} r_{ij,t} &= a_{ij,0} + \sum_{s=1}^p (a_{i1} r_{ij,t-s} + b_{i1} r_{ik,t-s}) + c_j r_{jGt} + \varepsilon_{1t}, \\ r_{ik,t} &= a_{ik,0} + \sum_{s=1}^p (a_{j1} r_{i,t-s} + b_{j1} r_{ik,t-s}) + c_k r_{kGt} + \varepsilon_{2t}, \end{aligned} \quad (6)$$

gdzie:

r_{GT} – współczynnik korelacji wielorakiej łącznego rozwoju gospodarczego badanych krajów,

$a_{ij,0}$, $a_{ik,0}$ – wyrazy wolne w badanym modelu, stanowią relację stałego poziomu korelacji niezależnych zmiennych od upływu czasu i możemy je pominąć, ponieważ współczynniki te nie różnią się istotnie od zera. Przez ρ oznaczamy współczynnik korelacji dla $t=1$, czyli w momencie rozpoczęcia badań. Jeżeli macierz H_t jest macierzą diagonalną bądź zbliżoną do macierzy diagonalnej, kowariancje rozwojów gospodarczych są bliskie zera. Uwzględniamy więc elementy diagonalne tej macierzy:

$$h_{jj,t}, h_{kk,t}. \quad (7)$$

Następnie wyznaczamy macierz kowariancyjną współczynników korelacji dla pary:

$$r_{ij,t}, r_{ik,t} \quad (8)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{ij,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{ij,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{ij,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{ij,t}} \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Zmiana współczynników $r_{ij,t}$, $r_{ik,t}$ przy upływie czasu jest skutkiem występowania efektu zarażania. Jeżeli obserwujemy wzrost wartości bezwzględnych współczynników $r_{ij,t}$, $r_{ik,t}$, to w najbliższych okresach możemy się spodziewać nasilenia wspomnianego efektu zarażania. Przejawia się to w tym, że jedna z gospodarek staje się w pewien sposób uzależniona od drugiej. Natomiast jeżeli w kolejnych rozpatrywanych okresach obserwujemy spadek wartości współczynnika korelacji $r_{ij,t}$, $r_{ik,t}$, to możemy się spodziewać, że w najbliższej przyszłości rozwoju gospodarcze jednego kraju i drugiego będą niezależne. Analizując rozwój badanych współczynników, poszukujemy okresów ich wzrostu, ponieważ ich wzrost jest skutkiem i potwierdzeniem występowania efektu zarażania.

3. Analiza efektu zarażania

Wielowymiarowy szereg czasowy stanowiący podstawę analizy porównawczej rozwoju gospodarczego w poszczególnych krajach można scharakteryzować po pierwsze – dynamiką stanów oczekiwanych, po drugie – dynamiką wariancji i po trzecie – dynamiką korelacji rozwojów gospodarczych poszczególnych krajów. W pracach Hamao, Masulis i Ng znajdujemy propozycję stosowania w badaniach zależności wielorównaniowych modeli GARCH. Modele te są przystosowane do opisu dynamiki wariancji, ale można również uwzględnić ich modyfikacje dla potrzeb badań stanów oczekiwanych i korelacji. Zaproponowany model GARCH pozwoli na zbadanie jednego zagadnienia, tzn. stanu oczekiwanego wariancji, korelacji. Aby zbadać i wykryć efekt zarażania, należy posłużyć się grupą modeli, z których jeden opisze stany oczekiwane, drugi wariancję, a następny korelację. Otrzymane postacie modeli będą stanowiły możliwość dokonania weryfikacji istotności efektu zarażania.

W celu zweryfikowania istotności efektu zarażania wprowadza się jako współczynnik współzależności statystykę ϕ określoną za pomocą estymatora:

$$\phi = \rho \frac{1+\lambda_j}{1+\lambda_k} \sqrt{\frac{|\delta|}{1+\rho^2 \left(\frac{1+\lambda_j}{1+\lambda_k} - 1 \right) (1+\lambda_j)}}. \quad (10)$$

Zmienne losowe, za pomocą których generujemy ten estymator, określone są wzorem:

$$\lambda_j = \frac{\text{var}(\varepsilon_j)}{c_j^2 \text{var}(\sigma)}, \lambda_k = \frac{\text{var}(\varepsilon_k)}{c_k^2 \text{var}(\sigma)}, \quad (11)$$

$$\delta = \frac{\text{var}(r_{ij})}{\text{var}(r_{ik})}. \quad (12)$$

Test powyższy stosujemy, gdy obserwujemy wzrost korelacji $r_{ij,t}$, $r_{ik,t}$, ponieważ wówczas mamy do czynienia ze wzrostem współzależności i niniejszy wzrost informuje nas o możliwości występowania efektu zarażania.

Badany okres historyczny dzielimy na dwa podokresy. Pierwszy z nich dotyczy okresu, gdzie korelacja jest wyraźnie niższa i nie ulega zmianie, a drugi z podokresów odpowiada korelacji znacznie wyższej. Przez ρ^c oznaczamy współczynnik korelacji z okresu, gdzie jest ona wyższa. Współczynnik ϕ stanowi transformatę współczynnika korelacji ρ dotyczącego okresu, gdy wartość korelacji była niższa. Transformata ϕ stanowi podstawę podjęcia decyzji losowej. Przyjmujemy następujące hipotezy:

$H_0: \rho^c = \phi$, co oznacza niezmienniczość współzależności. Hipotezę H_0 weryfikujemy względem hipotezy alternatywnej:

$$H_1: \rho^c > \phi. \quad (13)$$

Hipoteza H_1 oznacza narastającą siłę współzależności, a tym samym występowanie efektu zarażania. W celu zweryfikowania istotności hipotezy obliczamy statystykę z :

$$z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho^c}{1-\rho^c}. \quad (14)$$

Statystyka z ma rozkład zgodny z rozkładem normalnym o parametrach:

$$N\left(\frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho^c}{1-\rho^c}, \frac{1}{\sqrt{n-3}}\right). \quad (15)$$

Standaryzujemy statystykę z i otrzymujemy statystykę:

$$U = \left(z - \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho^c}{1-\rho^c}\right) \sqrt{n-3}. \quad (16)$$

Statystyka ta ma rozkład normalny standaryzowany $N(0,1)$. Dla zadanego poziomu istotności dokonujemy weryfikacji istotności hipotezy H_0 wobec hipotezy alternatywnej.

4. Przykład empiryczny: Analiza występowania efektu zarażania w rozwoju gospodarczym Polski oraz Niemiec

W niniejszej analizie badaniu poddano wybrane państwa (Polska, Niemcy, Francja, Wielka Brytania, Belgia, Holandia). Przygotowano dane empiryczne, korzystając z danych publikowanych przez Główny Urząd Statystyczny oraz na stronie Eurostatu – dane o rocznym poziomie PKB [Hellwig, 1997]. Wskaźnik PKB [Yamarone, 2006] stanowi podstawową determinantę zmian w rozwoju gospodarek i zarazem czynnik kształtujący wahania koniunkturalne. Jako okres analizy przyjęto lata od roku 2002 do roku 2013. Wartości wskaźnika poziomu jednostkowego PKB Polski i krajów UE zaprezentowano we wcześniejszych publikacjach [Janiga-Ćmiel i in., 2010]. Następnym etapem badań rozpoczęto od wyznaczenia równań modelu rozwoju wartości oczekiwanych PKB (2). W celu oszacowania odpowiedniego modelu wykorzystano model ARIMA(p, d, q). Zbadano dla każdego z krajów ilość opóźnień dla modelu ARIMA(p, d, q), a następnie wyznaczono modele poszczególnych rozwojów gospodarczych:

- Model rozwoju gospodarczego Polski – ARIMA(2,2,2):

$$y_t = 0,24y_{t-1} - 0,12y_{t-2} + 0,05(y_{t-1} - y_{t-2}) + 0,04(y_{t-2} - y_{t-3}) + 0,02\varepsilon_{t-1} + 0,03\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (17)$$

- Model rozwoju gospodarczego Niemiec – ARIMA(1,2,2):

$$y_t = 0,54y_{t-1} - 0,32(y_{t-1} - y_{t-2}) + 0,26(y_{t-2} - y_{t-3}) + 0,07\varepsilon_{t-1} - 0,04\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (18)$$

- Model rozwoju gospodarczego Francji – ARIMA(2,1,2):

$$y_t = 0,48y_{t-1} + 0,12y_{t-2} + 0,25(y_{t-1} - y_{t-2}) + 0,12\varepsilon_{t-1} - 0,11\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (19)$$

- Model rozwoju gospodarczego Wielkiej Brytanii – ARIMA(2,2,1):

$$y_t = 0,37y_{t-1} + 0,08y_{t-2} + 0,19(y_{t-1} - y_{t-2}) - 0,11(y_{t-2} - y_{t-1}) + 0,14\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (20)$$

- Model rozwoju gospodarczego Holandii – ARIMA(1,2,2):

$$y_t = 0,37y_{t-1} + 0,09y_{t-2} + 0,12(y_{t-1} - y_{t-2}) + 0,14(y_{t-2} - y_{t-3}) + 0,04\varepsilon_{t-1} - 0,03\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (21)$$

- Model rozwoju gospodarczego Belgii – ARIMA(1,2,2):

$$y_t = 0,31y_{t-1} - 0,04y_{t-2} + 0,11(y_{t-1} - y_{t-2}) + 0,15(y_{t-2} - y_{t-3}) + 0,03\varepsilon_{t-1} + 0,03\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (22)$$

Modele ARIMA zastosowano w celu zbadania kształtowania się dynamiki składników resztowych na tle kształtowania się stanów oczekiwanych w zakresie rozwoju gospodarczego badanych krajów.

Wykazano wcześniej, że składnik losowy jest obciążony autokorelacją. Jest również heteroskedastyczny, występują okresy pogrupowanej wariancji.

Macierz składników resztowych dla badanego okresu ε_t tego modelu przedstawia się następująco:

Tabela 1. Macierz składników resztowych ε_t

Belgia ε_{1t}	Francja ε_{2t}	Wielka Brytania ε_{3t}	Holandia ε_{4t}	Niemcy ε_{5t}	Polska ε_{6t}
2,9985	3,7341	2,0537	1,1014	3,1755	-1,2014
0,6045	-2,5985	2,0628	-2,9466	-1,3045	-0,1914
-2,3215	-0,0552	3,1919	-1,0585	1,5888	0,7467
-0,4595	0,6775	0,9701	1,2015	-2,0979	-1,4172
-2,0555	-1,5625	-1,2699	0,2575	-0,4879	-0,4072
-2,5875	-0,0971	-3,5281	1,3875	-2,8912	0,5308
-0,4595	-1,2171	-3,5645	3,1754	-0,3245	0,3869
2,2005	1,7555	-1,3608	-0,0286	-1,7712	3,2730
1,4025	-0,8298	0,8610	-0,2146	3,9921	-0,1168
0,3385	1,0229	-1,3790	0,2575	-0,1845	-1,2707
0,3385	-0,8298	1,9628	-3,1325	0,3055	-0,3327

Zbadano, że przedstawione reszty spełniają wymóg stacjonarności, są to szeregi czasowe niewykazujące trendu. Dla przedstawionej macierzy składników losowych wyznaczono macierze współczynników korelacji. Macierze te uporządkowano według jednostki czasowej i stwierdzono, że tworzą one stały szereg macierzowy przy upływie czasu. Poniżej przedstawiono jedną spośród tych macierzy dla całości szeregu, a uzyskane wyniki zaprezentowano w tabeli 2.

Tabela 2. Macierz współczynników korelacji

-----	Polska	Niemcy	Francja	Wielka Brytania	Holandia	Belgia
Polska	1					
Niemcy	0,91	1				
Francja	0,8	0,85	1			
Wielka Brytania	0,75	0,88	0,75	1		
Holandia	0,62	0,64	0,7	0,63	1	
Belgia	0,51	0,62	0,68	0,72	0,91	1

Przedstawiona macierz korelacji informuje o występowaniu współzależności w rozwoju gospodarczym w zakresie kształtowania się czynnika losowego. W latach 2002-2013 rozwoju gospodarcze wybranych krajów Unii Europejskiej były skorelowane. Wybrane kraje Unii Europejskiej charakteryzują się wysokim współczynnikiem korelacji. Rozwój gospodarczy Polski z tymi krajami jest obecnie silnie skorelowany. Silna korelacja występuje niezależnie od tego, że w Polsce w badanych latach nie występowały ujemne wartości przyrostów PKB, jakie pojawiły się w przypadku krajów Unii Europejskiej. Silne skorelowanie czynników losowych może stanowić źródło zarażania w kształtowaniu się rozwoju gospodarczych. Wartości wyznaczonych współczynników korelacji składników losowych w powyższej macierzy nie różnią się istotnie od zera. Oznacza to, że w badanych krajach rozwój gospodarczy w zakresie makroekonomicznym realizowany jest w sposób zależny od rozwoju w innych krajach.

Następnie oszacowano modele wariancji dla Polski i Niemiec, przy czym $l = \max(p,d,q) = 2$. Oprócz modelu stanów oczekiwanych zbudowano model wariancji oraz model kształtowania się współzależności rozwoju gospodarczego pary wybranych państw Unii Europejskiej spośród badanych. Wyznaczono model Polski oraz Niemiec, otrzymując odpowiednio:

$$h_{ij,t} = \sum_{k=1}^2 w_{ik} w_{jk} \sigma_{ij,t}^2, \quad (23)$$

$$h_{11,t} = w_{11} w_{11} \sigma_{11,t}^2 + w_{12} w_{12} \sigma_{12,t}^2 = \sigma_{11,t}^2 + (0,91)^2 \sigma_{12,t}^2,$$

gdzie:

$$\sigma_{11,t}^2 = \sum_p \varepsilon_{1t}^2, \quad (24)$$

macierz aktualnych współczynników korelacji rozwoju gospodarczego:

$$\begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} \\ w_{21} & w_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0,91 \\ 0,91 & 1 \end{bmatrix} \quad (25)$$

$$h_{22,t} = (0,91)^2 \sigma_{21,t}^2 + \sigma_{22,t}^2. \quad (26)$$

Wyznaczona macierz wariancji H_t przyjmuje następującą postać:

$$H_t = \begin{bmatrix} 3,36 & 0 \\ 0 & 6,39 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0,91 \\ 0,91 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 3,36 & 0 \\ 0 & 6,39 \end{bmatrix}. \quad (27)$$

Modele rozwoju współzależności w kształtowaniu się gospodarki Polski i Niemiec:

$$r_{1t} = 0,12 + (0,14r_{11,t-1} + 0,24r_{12,t-1}) + (0,11r_{11,t-2} - 0,14r_{12,t-2}) + 0,12r_{1GT} + \varepsilon_{1t},$$

$$r_{2t} = 0,25 + (0,21r_{11,t-1} + 0,32r_{12,t-1}) + (0,17r_{11,t-2} - 0,15r_{12,t-2}) + 0,11r_{2GT} + \varepsilon_{2t}. \quad (28)$$

Zaprezentowany model wielorównaniowy potwierdza zmienność współczynników korelacji przy upływie czasu. W przypadku Polski i Niemiec obserwujemy wzrost wartości tych współczynników, co uzasadnia podjęcie analizy efektu zarażania.

Zaprezentowany model zostanie w dalszej kolejności wykorzystany do przeprowadzenia testu statycznego służącego do wykrywania efektu zarażania. Podstawę weryfikacji istotności efektu zarażania determinują niskie wartości stałych poziomów korelacji dla badanych rozwojów gospodarczych, niezależne od upływu czasu: $c_j = 0,12$, $c_k = 0,11$. W kolejnym kroku analizy wyznaczono pomocnicze parametry uwzględniane przy konstrukcji statystyki φ oraz ρ^c , wynoszą odpowiednio: $\lambda_j = 0,82$, $\lambda_k = 0,7$, $\delta = 0,03$. Wartości te w ostateczności dały podstawę wyznaczenia: $\varphi = 0,1587$ oraz $\rho^c = 0,828 > \varphi$. Pozostałe z otrzymanych wartości uwzględnione zostaną dla potrzeb weryfikacji hipotez na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, $z_c = 0,563$, $u = 2,728$ oraz $u_\alpha = 1,96$. Ponieważ $u > u_\alpha$, zatem hipotezę H_0 odrzucamy i przyjmujemy hipotezę H_1 , co oznacza, że występuje efekt zarażania.

Podsumowanie

W celu zbadania istotności i występowania efektu zarażania przedstawiono modele ARIMA oraz GARCH, prezentując dynamikę korelacji.

Modele te wykorzystano do wyznaczenia statystyki dającej podstawę weryfikacji istotności występowania efektu zarażania. W pracy przedstawiono przedmiotowy test i zweryfikowano istotność kształtowania się współzależności i ich narastania w przypadku gospodarki Polski i Niemiec.

Literatura

- Cydejko G. (2009a), *20 pytań do... Justina Yifu Lina*, „Forbes”, nr 7.
- Cydejko G. (2009b), *20 pytań do... Paula De Grauwe*, „Forbes”, nr 1.
- Czech-Rogosz J. (2009), *Koniunktura gospodarcza po składzie*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Fiszeder P. (2009), *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Fiszeder P., Razik W. (2003), *Analiza efektu zarażania na przykładzie zależności pomiędzy indeksem WIG a indeksami wybranych rynków akcji na świecie*, Acta Universitatis Nicolai Copernici, *Ekonomia* XXXIII, Toruń.

- Forbes K., Rigobon R. (2002), *No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements*, „Journal of Finance”, No. 57.
- Franco Ch., Zakoian J.M. (2009), *GARCH models. Structure, statistical inference and financial applications*, NY.
- Hellwig Z. (1997), *Ekspansja gospodarcza Polski końca XX wieku*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej, Poznań.
- Huerta de Soto J. (2009), *Pieniądz, kredyt bankowy i cykle koniunkturalne*, Instytut Ludwiga von Misesa, Warszawa.
- Janiga-Ćmiel A., Mika J., Pośpiech E., Przybycin Z., Trzęsiok J., Trzęsiok M. (2010), *Metody i modele analiz ilościowych w ekonomii i zarządzaniu. Część 2*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego, Katowice.
- Vrontos I.D., Dellaportas P., Politis D.N. (2003), *A full-factor Multivariate GARCH model*, „Econometrics Journal”.
- Yamarone R. (2006), *Wskaźniki ekonomiczne: przewodnik dla inwestora*, Wydawnictwo Helion, Gliwice.
- [www 1] <http://www.worldbank.org>.

DETECTING SHOCKS IN THE ECONOMIC DEVELOPMENT DYNAMICS OF SELECTED COUNTRIES

Summary: The study examines the development of Polish economy as well as the economies of selected countries in the period from 2003 to 2013. Models based on the GDP growth in particular countries were built. A comparative analysis of the development of economies in the countries concerned (the United Kingdom, Belgium, France, Poland, the Netherlands, Germany) is presented. A multivariate GARCH model was built. The theory of the construction of a multivariate GARCH model and its estimation method are discussed. The occurrence of a contagion effect can be analysed by means of various methods, both mathematical and econometric. Analysis can also be carried out taking into account the multivariate GARCH models.

Key words: GARCH model, contagion effect, economic development.