

WPLYW CEN ROPY NAFTOWEJ NA PRODUKCJĘ I INFLACJĘ W WYBRANYCH PAŃSTWACH UNII EUROPEJSKIEJ¹

Andrzej Geise

Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu
e-mail: a.geise@umk.pl

Streszczenie: Artykuł ten porusza problem zależności między cenami surowców a aktywnością gospodarczą w kontekście zmian strukturalnych wywołanych kryzysem finansowym w wybranych krajach Unii Europejskiej. Głównym celem pracy jest analiza przyczynowości w sensie Grangera oraz analiza odpowiedzi impulsowych dla cen ropy naftowej, produkcji oraz inflacji w Niemczech, Francji, Danii, Holandii, Polsce, Czechach i UE dla okresu od 01.1995 do 04.2014 r. Wyniki empiryczne pokazują, że w badanych gospodarkach istnieje jednokierunkowa zależność przyczynowa w sensie Grangera od cen ropy do produkcji i inflacji w badanych gospodarkach.

Słowa kluczowe: ceny ropy naftowej, aktywność gospodarcza, przyczynowość w sensie Grangera, funkcja odpowiedzi impulsowej

WPROWADZENIE

Kryzysy naftowe lat 70. oraz wczesnych lat 80. XX wieku, stały się główną przyczyną dynamicznego wzrostu zainteresowania tematyką relacji między rynkiem surowców energetycznych a rozwojem gospodarczym. Wówczas, ceny ropy naftowej zaczęto postrzegać jako jeden z kluczowych czynników powodujących fluktuacje aktywności gospodarczej. Hamilton [2011] analizując ceny ropy naftowej oraz recesje gospodarcze w Stanach Zjednoczonych, stwierdził, że aktywność gospodarcza oraz ceny ropy naftowej cechują się ujemną korelacją,

¹ Praca sfinansowana z grantu Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania UMK w Toruniu. Numer grantu: 2185-E.

wskazując dokładniej, że 10 spośród 11 recesji gospodarczych² na świecie zostały poprzedzone ostrymi wzrostami cen surowca na rynkach światowych. Natomiast duże spadki cen ropy oznaczały często początek kryzysu gospodarczego.

Zbieżność czasowa kryzysów gospodarczych ze znaczącymi zmianami w poziomie cen ropy naftowej nie jest jednoznaczna z istnieniem zależności przyczynowej. Potwierdzenie ujemnej zależności między cenami ropy naftowej a aktywnością gospodarczą z wykorzystaniem metod ekonometrycznych nie jest obecnie łatwym zadaniem. Jak wskazuje Hooker [1996], problem dotyczy stabilności w czasie, możliwej liniowej zależności. Ekonomiści często wskazywali, że wpływ zmian cen ropy naftowej na aktywność gospodarczą słabł w czasie. Wynika to m.in. z faktu, że większość gospodarek rozwiniętych znacząco poprawiła efektywność zużycia surowca. Gospodarki takie jak Stany Zjednoczone, Japonia czy Niemcy w 2011 roku zużywały dwa razy mniej ropy naftowej do produkcji tej samej ilości energii niż w latach 80. XX wieku [Deutsche Bundesbank 2012]. Należałoby się jednak zastanowić, czy zbieżność czasowa kryzysów gospodarczych oraz znaczących zmian w cenach surowców energetycznych charakteryzuje się związkiem przyczynowym w sensie Grangera.

Głównym celem pracy jest analiza wpływu cen ropy naftowej na produkcję oraz inflację w Niemczech, Francji, Danii, Holandii, Polsce, Czechach oraz Unii Europejskiej w kontekście kryzysu finansowego 2008-2009. Dla prawidłowej realizacji celu pracy postawiono hipotezę badawczą, która brzmi: zależność między cenami ropy naftowej a produkcją i inflacją w państwach Unii Europejskiej ma charakter transmisji. Jednocześnie należy wskazać, że pojęcie transmisji między cenami ropy a wskaźnikami makroekonomicznymi, rozumiane jest jako jednokierunkowa zależność przyczynowo-skutkowa. Do realizacji celu wykorzystano analizę przyczynowości w sensie Grangera z modeli VECM oraz analizę odpowiedzi impulsowych produkcji i inflacji na zmiany cen ropy.

W badaniu analizowano 6 gospodarek europejskich oraz Unię Europejską. Państwa wybrano na podstawie trzech głównych kryteriów: wielkości PKB, struktury handlu surowcami energetycznymi oraz zużycia energii w przemyśle – tak jak w pracy [Geise, Piłatowska 2014].

Artykuł składa się ze wstępu, 2 sekcji oraz zakończenia. W sekcji 1 zawarto przegląd literatury, następnie opisano wyniki analizy empirycznej. W zakończeniu zawarto główne wnioski.

PRZEGLĄD BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Z teoretycznego punktu widzenia, jak wskazują Brown i Yucel [2002] zmienność cen ropy naftowej wpływa na ważniejsze procesy makroekonomiczne

² Dotyczy recesji po II Wojnie Światowej. Spowolnienie gospodarcze w latach 1960-61 nie zostało wyprzedzone przez gwałtowne wzrosty cen na rynku ropy naftowej [Hamilton 2011].

poprzez tzw. kanały transmisji. Kanał podażowy i kanał inflacyjny stanowią dwa najważniejsze kanały transmisji szoków naftowych na gospodarkę. Poprzez kanał podażowy, zmiany cen ropy naftowej mają bezpośredni wpływ na produkcję, gdzie przyczyną są zmiany marginalnych kosztów produkcji. Natomiast kanał inflacyjny pozwala wskazać efekt zmian cen ropy na inflację bazową lub oczekiwania inflacyjne [Brown, Yucel 2002, Tang i in. 2010].

Po stronie podażowej, spadki kosztów produkcji spowodowane są niższymi cenami surowca [Finn 2000]. Jak wskazują Blanchard i Gali [2008], niższe koszty produkcji całej gamy dóbr energochłonnych, poprzez obniżenie ich cen i odciążenie konsumenta może skutkować pośrednio obniżeniem inflacji. Oczywiście, niższe koszty produkcji przyczyniają się również do wzrostu inwestycji na poziomie przedsiębiorstwa oraz kraju, jednakże jak wskazują Elder i Serletis [2010] niepewność związana z wahaniami cen surowca może powodować także negatywne skutki dla wielkości inwestycji. Wzrost konsumpcji natomiast wywołany jest poprzez wzrost realnych dochodów konsumentów, co jest skutkiem spadku cen ropy i odciążenia budżetu gospodarstwa domowego poprzez obniżenie rachunków za energię [Hamilton 2009, Kilian 2014].

Bernanke i in. [1997] wskazują, że spadki cen surowca poprzez odpowiednią reakcję banku centralnego (rozluźnienie monetarne) mogą pobudzić aktywność gospodarczą kraju. Wiąże się to z faktem, iż spadające ceny ropy naftowej mogą powodować złagodzenie inflacji – zwłaszcza inflacji bazowej lub oczekiwań inflacyjnych [Alvarez i in. 2011]. W przypadku, gdy inflacja bazowa lub oczekiwania inflacyjne nie zmniejszają się na skutek spadku cen surowca, wówczas bank centralny może nie reagować polityką monetarną na zmiany, natomiast będzie to skutkowało mniejszą reakcją aktywności gospodarczej [Hunt i in. 2001].

ANALIZA EMPIRYCZNA RELACJI MIĘDZY CENAMI ROPY NAFTOWEJ A PRODUKCJĄ I INFLACJĄ PAŃSTW UE

Badanie zależności długookresowych w kontekście kryzysu finansowo-gospodarczego

Badanie empiryczne rozpoczęto od analizy stopnia integracji oraz kointegracji między cenami ropy naftowej Brent, produkcją oraz inflacją w Niemczech, Francji, Danii, Holandii, Polsce, Czechach oraz Unii Europejskiej. Analiza została przeprowadzona na próbie 232 obserwacji z okresu od stycznia 1995 do kwietnia 2014 r. Dla wybranych państw UE analizowano następujący zestaw danych o częstotliwości miesięcznej:

- ceny ropy naftowej Brent dla regionu europejskiego (B_t) – opisane przez logarytmy uśrednionych cen nominalnych surowca,
- produkcję (P_t) – opisaną poprzez zlogarytmowane wartości indeksu produkcji przemysłowej w cenach stałych z 2010 roku,

– inflację (In_t) – opisaną poprzez zlogarytmowane wartości indeksu cen konsumpcyjnych.

W celu uniknięcia zniekształcenia wyników, szeregi czasowe zostały oczyszczone ze składnika sezonowości deterministycznej metodą TRAMO/SEATS. Dane dotyczące cen ropy zostały pobrane z bazy danych IEA, natomiast wartości produkcji oraz inflacji zostały zaczerpnięte z bazy danych OECD.

Wyniki testowania stopnia zintegrowania poszczególnych procesów stochastycznych zostały zaprezentowane w Tabeli 1. Po pierwsze, zastosowano rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF³) na istnienie autoregresyjnego pierwiastka jednostkowego, następnie dla potwierdzenia wyniku zastosowany został test stacjonarności KPSS⁴.

Tabela 1. Testy pierwiastka jednostkowego

Procesy		Poziomy				Różnice	
		ADF		KPSS		ADF	KPSS
		C	C + t	C	C + t	C	C
Ropa	B_t	-0,958	-3,229 *	4,362***	0,217***	-7,654***	0,036
Niemcy	P_t	-0,957	-2,183	3,292***	0,137*	-5,31***	0,038
	In_t	-3,029 **	-3,068	0,186	0,083	-4,562***	0,039
Francja	P_t	-1,139	-1,577	1,134***	0,826***	-4,583***	0,205
	In_t	-3,017 **	-3,003	0,178	0,172**	-4,531***	0,037
Holandia	P_t	-1,973	-2,616	4,131***	0,5***	-15,69***	0,039
	In_t	-2,514	-2,579	0,436*	0,242***	-4,732***	0,046
Dania	P_t	-1,98	-1,799	0,997***	0,952***	-13,34***	0,112
	In_t	-2,816 *	-2,946	0,286	0,12*	-5,491***	0,054
Polska	P_t	-1,15	-1,994	4,683***	0,275***	-4,292***	0,113
	In_t	-2,844 *	-2,807	2,897***	0,913***	-4,588***	0,711**
Czechy	P_t	-0,769	-1,922	-4,404***	0,43***	-4,802***	0,062
	In_t	-2,095	-2,505	2,168***	0,45***	-4,112***	0,045
UE	P_t	-2,405	-2,027	1,495***	0,514***	-4,53***	0,189
	In_t	-2,969**	-3,052	0,81***	0,283***	-4,145***	0,052

*, **, *** oznacza odrzucenie hipotezy zerowej testu przy poziomie istotności, odpowiednio 10%, 5% oraz 1%.

Źródło: obliczenia własne

Testy ADF i KPSS wskazały jednoznacznie we wszystkich analizowanych państwach, że produkcja charakteryzuje się pierwiastkiem jednostkowym. W przypadku zmiennej In_t testy ADF i KPSS dostarczały czasem sprzecznych wyników. Dla przykładu, test ADF w wersji ze stałą, dla inflacji w gospodarce UE, wskazuje, że proces jest stacjonarny przy poziomie istotności 5%, natomiast test

³ Hipoteza zerowa testu zakłada, że proces posiada pierwiastek jednostkowy, $H_0: Y_t \sim I(1)$.

⁴ Hipoteza zerowa testu zakłada, że proces jest stacjonarny, $H_0: Y_t \sim I(0)$.

ADF w wersji ze stałą i trendem oraz test KPSS wskazują na istnienie pierwiastka jednostkowego. Testy integracji dla inflacji w Niemczech oraz Francji również nie wskazują jednoznacznie, czy procesy te są zintegrowane (porównaj Tabela 1). W związku z powyższym w dalszej części badania przyjęto, że procesy są zintegrowane i analizowano przyrosty procesów.

Do badania kointegracji między procesami zastosowano test Johansena z uwzględnieniem załamania strukturalnego oraz bez uwzględnienia załamania strukturalnego. Stosując procedurę Johansena [1988], gdzie w relacji kointegracyjnej nie uwzględniano załamania strukturalnego, test śladu w przypadku gospodarek Holandii, Czech oraz Unii Europejskiej wskazał dwa liniowo niezależne wektory kointegrujące, natomiast dla Niemiec, Francji oraz Polski zidentyfikowano jeden liniowo niezależny wektor kointegrujący (porównaj górny panel Tabeli 2). W przypadku Danii, test śladu wskazuje, że rząd macierzy Π ($r=0$) jest równy 0, co oznacza brak relacji kointegracyjnej. Wyniki testu Johansena [1988] są zaburzone ze względu na zmiany strukturalne wywołane kryzysem finansowo-gospodarczym. Dlatego w celu wskazania właściwej liczby wektorów kointegrujących, posłużono się testem Johansena i in. [2000], który pozwala uwzględnić załamania strukturalne w trendzie deterministycznym. Test śladu wskazuje na występowanie dwóch liniowo niezależnych wektorów kointegrujących dla Niemiec, Francji, Czech oraz Unii Europejskiej. Dla gospodarek Holandii, Danii oraz Polski zidentyfikowano jeden wektor kointegrujący (zobacz panel środkowy Tabeli 2).

Tabela 2. Analiza kointegracji procedurą Johansena – wyniki testu śladu

H ₀	Niemcy	Francja	Holandia	Dania	Polska	Czechy	EU
Test Johansena (λ_{trace})							
$r = 0$	52,99***	40,57*	50,67***	31,15	54,91***	48,77***	46,34***
$r \leq 1$	22,50	17,29	26,52**	15,68	21,77	26,26**	19,54**
$r \leq 2$	9,10	5,61	8,03	5,80	6,31	8,18	2,50
Test Johansena ze zmianami strukturalnymi (egzogeniczne załamanie w IX 2008)							
$r = 0$	71,26***	60,34**	71,72***	76,62***	68,52***	60,00***	74,94***
$r \leq 1$	33,59*	33,39*	24,69	19,84	26,50	33,79*	34,69*
$r \leq 2$	12,12	7,89	8,47	7,04	5,79	14,73	11,17
Testy istotności dla zmian strukturalnych w relacji kointegrującej							
$\beta_{DU} = 0$	12,45***	4,526	6,16**	2,114	0,009	3,540	2,291
$\beta_{DT} = 0$	11,00***	0,813	9,67***	2,866*	1,289	6,757**	0,413
$\beta_{DU} = \beta_{DT} = 0$	19,96***	24,06***	16,477***	38,85***	10,42***	9,553*	17,26***

*, **, *** oznacza odrzucenie hipotezy zerowej testu przy poziomie istotności, odpowiednio 10%, 5% oraz 1%.

Źródło: obliczenia własne w programie JMULTi

Testy istotności zmian strukturalnych w równaniach długookresowych, dla wszystkich państw Unii Europejskiej wskazują, że łącznie korekta wartości

średniej oraz korekta trendu deterministycznego ($H_0 : \beta_{DU} = \beta_{DT} = 0$) jest istotna statystycznie, jednocześnie dając podstawy by sądzić, że zmiany strukturalne występujące w gospodarkach są na tyle znaczące, że mogą zaburzać wyniki testów. W związku z czym w dalszym badaniu analizowano relacje kointegrujące, które uwzględniają załamania strukturalne w wyrazie wolnym oraz w trendzie.

Modele VECM i analiza przyczynowości w sensie Grangera

Badanie relacji między cenami ropy naftowej, produkcją a inflacją w państwach UE przeprowadzono na podstawie modeli VECM, które pozwalają uwzględnić przypadek, gdy w systemie występuje większa liczba wektorów kointegrujących. Model VECM z jednym liniowo niezależnym wektorem kointegrującym przyjmuje postać (1):

$$\begin{bmatrix} \Delta P_t \\ \Delta In_t \\ \Delta B_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} \\ \gamma_{21} \\ \gamma_{31} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 - \beta_{11} - \beta_{12} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_t \\ In_t \\ B_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -\beta_{10} - \beta_{13} - \beta_{14} - \beta_{15} \\ -\beta_{20} - \beta_{23} - \beta_{24} - \beta_{25} \\ -\beta_{30} - \beta_{33} - \beta_{34} - \beta_{35} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} const \\ time \\ DU_t \\ DT_t \end{bmatrix}_{t-1} + \sum_{p=1}^q \begin{bmatrix} \delta_{1p} & \varphi_{1p} & \theta_{1p} \\ \delta_{2p} & \delta_{2p} & \theta_{2p} \\ \delta_{3p} & \delta_{3p} & \theta_{3p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta P_{t-p} \\ \Delta In_{t-p} \\ \Delta B_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

gdzie ε_t jest białym szumem. Natomiast model VECM dla przypadku z dwoma liniowo niezależnymi wektorami kointegrującymi przyjmuje postać (2):

$$\begin{bmatrix} \Delta P_t \\ \Delta In_t \\ \Delta B_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 - 0 - \beta_{12} \\ 0 + 1 - \beta_{22} \\ 0 + 0 - \beta_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_t \\ In_t \\ B_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -\beta_{10} - \beta_{13} - \beta_{14} - \beta_{15} \\ -\beta_{20} - \beta_{23} - \beta_{24} - \beta_{25} \\ -\beta_{30} - \beta_{33} - \beta_{34} - \beta_{35} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} const \\ time \\ DU_t \\ DT_t \end{bmatrix}_{t-1} + \sum_{p=1}^q \begin{bmatrix} \delta_{1p} & \varphi_{1p} & \theta_{1p} \\ \delta_{2p} & \delta_{2p} & \theta_{2p} \\ \delta_{3p} & \delta_{3p} & \theta_{3p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta P_{t-p} \\ \Delta In_{t-p} \\ \Delta B_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

W modelach VECM rząd opóźnień ustalono na podstawie kryterium informacyjnego Akaike'a. Parametry dostosowania długookresowego w modelach VECM dla części gospodarek UE charakteryzują się zgodnym z teorią kierunkiem zależności. Warunek ten jest spełniony dla Francji i Danii, natomiast w modelach dla pozostałych państw przynajmniej jeden z parametrów przyjmuje wartość dodatnią – zobacz Tabela 3.

Tabela 3. Modele VECM dla wybranych państw UE

H ₀	Niemcy	Francja	Holandia	Dania	Polska	Czechy	EU
r	2	2	1	1	1	2	2
VAR	2	4	3	2	2	3	7
Parametry relacji kointegrujących							
β_{10}	-4,29	-4,89	3,27	-0,75	5,34	-4,38	-4,64
β_{11}	-	-	-1,64*** [-3,709]	-0,865 [-1,25]	-1,98*** [-4,554]	-	-
β_{12}	-0,018 [-0,632]	0,104*** [4,708]	-0,025* [-1,919]	0,07*** [3,954]	0,13*** [2,279]	0,114* [1,754]	0,048* [1,761]
β_{13}	-0,01*** [-5,303]	-0,01*** [-6,752]	-0,01*** [-7,223]	-0,01*** [-10,16]	-0,01*** [-7,414]	-0,01*** [-6,105]	-0,01*** [-4,93]
β_{14}	0,45*** [3,384]	0,149 [1,452]	-0,18*** [-2,947]	0,121 [1,491]	0,018 [0,103]	0,228 [0,788]	0,125* [1,724]
β_{15}	-0,01*** [-2,514]	0,0003 [0,501]	0,001*** [3,928]	0,001* [1,815]	0,001 [1,206]	-0,0001 [-0,065]	0,0002 [0,431]
β_{20}	-4,5738	-4,572	-	-	-	-4,764	-4,448
β_{22}	-0,02*** [-6,001]	-0,02*** [-3,675]	-	-	-	0,029 [1,125]	-0,07*** [-5,0]
β_{23}	0,0001** [3,624]	0,0002** [2,838]	-	-	-	-0,0001 [-0,046]	0,001*** [4,634]
β_{24}	0,053*** [3,782]	0,031 [1,301]	-	-	-	0,203* [1,896]	-0,04 [-1,057]
β_{25}	-0,001** [-3,624]	-0,0001 [-1,082]	-	-	-	-0,001* [-1,802]	0,0001 [0,395]
Parametry dostosowania długookresowego							
γ_{11}	-0,09*** [-3,509]	-0,08*** [-3,722]	-0,33*** [-4,590]	-0,32*** [-6,166]	-0,06*** [-3,490]	-0,04 [-1,126]	-0,13*** [-5,812]
γ_{12}	0,011*** [2,238]	-0,004 [-0,804]	0,034*** [4,184]	-0,02*** [-3,147]	0,02*** [6,371]	0,04*** [4,807]	-0,01*** [-2,104]
γ_{13}	-0,439*** [-2,829]	-0,867*** [-5,323]	0,227 [0,803]	-0,68*** [-3,969]	-0,145** [-2,024]	0,025 [0,197]	-0,73*** [-2,835]
γ_{21}	-0,582*** [-2,673]	-0,43*** [-3,349]	-	-	-	-0,121 [-1,185]	-0,1*** [-2,166]
γ_{22}	-0,209*** [-5,223]	-0,092*** [-3,177]	-	-	-	-0,1*** [-4,679]	-0,06*** [-4,313]
γ_{23}	-0,2612 [-0,198]	-0,182 [-0,191]	-	-	-	-0,669* [-1,827]	0,346 [0,642]
Własności statystyczne modeli							
LB(12)	1: 32,6+ 2: 50,4+ 3: 15,4	1: 21,4+ 2: 59,9+ 3: 15,6	1: 16,3 2: 42,6+ 3: 15,7	1: 18,3 2: 40,8+ 3: 14,8	1: 12,0 2: 46,2+ 3: 16,8	1: 15,7 2: 50,3+ 3: 18,4	1: 6,47 2: 33,8+ 3: 9,98

*, **, *** oznacza odrzucenie hipotezy zerowej testu przy poziomie istotności, odpowiednio 10%, 5% oraz 1%; + oznacza występowanie autokorelacji składnika losowego w danym równaniu; r – liczba wektorów kointegrujących; VAR oznacza rząd opóźnień w modelu VECM.

Źródło: obliczenia własne w programie JMulTi

Tabela 4. Modele VECM dla wybranych państw UE

Analiza przyczynowości							
$B_t \Rightarrow P_t, I_n_t$	5,56***	2,24**	1,498	3,08**	3,15**	1,26	5,69***
$P_t, I_n_t \Rightarrow B_t$	0,82	0,96	0,97	1,18	2,47**	2,15*	0,95

Źródło: obliczenia własne w programie JMulTi

Ogólne ujęcie parametrów długookresowego dostosowania pozwala określić w jakim stopniu w ciągu jednego okresu następuje korygowanie odchyleń od ścieżki długookresowego rozwoju. Wartości współczynników długookresowego dostosowania w poszczególnych gospodarkach są zróżnicowane, co oznacza różnice w czasie powrotu do stanu długookresowej równowagi. Wynika to m.in. z efektywności energetycznej kraju oraz stopnia uzależnienia od dostaw surowca.

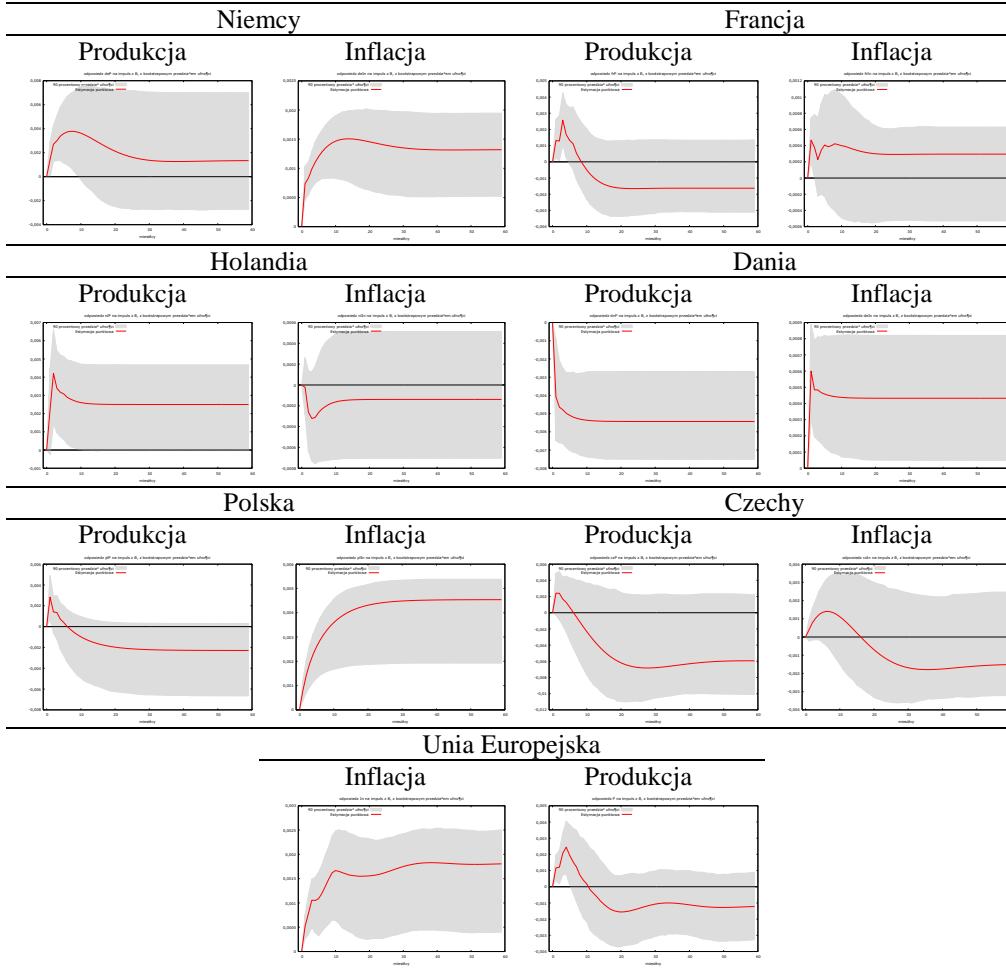
Dla Holandii można wskazać, że między produkcją, inflacją i cenami ropy nie istnieje zależność przyczynowa w sensie Grangera. W gospodarkach Niemiec, Francji, Danii, Polski i UE istnieje krótkookresowa zależność przyczynowa od cen ropy naftowej (B_t) do produkcji (P_t) i inflacji (I_n_t). Zmiany cen ropy naftowej są również słabo egzogeniczne w stosunku do zmian produkcji i/lub inflacji w Niemczech, Francji, Holandii, Danii i UE. Oznacza to, że zmiany polityki gospodarczej w tych państwach nie mają wpływu na zmiany cen ropy naftowej. Dla Polski i Czech test przyczynowości wskazuje na odrzucenie hipotezy o braku przyczynowości od produkcji i inflacji do cen ropy naftowej. Wynik ten odbiega znacząco od tego co sugeruje teoria, dlatego nie wysuwa się wniosku o braku słabej egzogeniczności – zobacz Tabela 4.

Analiza odpowiedzi impulsowych dla wybranych gospodarek UE

Wykresy reakcji produkcji oraz inflacji pokazują, że ekonomiczne konsekwencje szoków naftowych są różne dla gospodarek, które znajdują się na różnych poziomach rozwoju gospodarczego i charakteryzują się odmienną strukturą handlu ropą naftową (importerzy netto, eksporterzy netto). Importerzy netto ropy naftowej (m.in. Francja, Polska, Czechy, Unia Europejska) doświadczają spadku wielkości produkcji w dłuższej perspektywie, natomiast w początkowym okresie po wystąpieniu szoku zaobserwować można pewne wahania produkcji. Gospodarki Niemiec oraz Holandii reagują na szok naftowy, krótkookresowym wzrostem produkcji. Następnie, podobnie jak w pozostałych gospodarkach, wielkość produkcji spada, jednakże spadek ten jest znacznie wolniejszy. Kierunek reakcji produkcji w Niemczech i Holandii jest niezgodny z teorią ekonomii. Niezgodność reakcji produkcji w badanych gospodarkach należy tłumaczyć m.in. poprzez zmiany kursów walutowych.

Gospodarka Danii (jako przykład kraju eksportera netto ropy naftowej) reaguje znaczącymi spadkami produktywności już w pierwszych okresach po wystąpieniu negatywnego szoku naftowego - zobacz Rysunek 1.

Rysunek 1. Analiza odpowiedzi impulsowych



* odpowiedzi impulsowe zostały oszacowane na 60 okresów (5 lat).

Źródło: obliczenia własne

Dla krajów eksportujących ropę naftową, kierunek reakcji produkcji na bezpośredni szok naftowy może być niejednoznaczny. Sektor przemysłu, który w procesie produkcji jest energochłonny, doświadcza zaburzeń, wynikających z przepływu czynników kapitału i pracy do innych sektorów. Efekt ten w ekonomii nazywany efektem „rozprzestrzeniania produktywności” (tłum. *productivity spillovers*) powoduje, z jednej strony spadek zagregowanej produkcji, z drugiej

strony, przyczynia się do poszukiwania i eksploataowania nowych złóż ropy naftowej, pobudzając gospodarkę [Herrera i in. 2015]. Dodatkowo, zjawisko „rozprzestrzeniania produktywności” między sektor ropy naftowej a pozostałe gałęzie gospodarki może skutkować wzrostem produkcji w przemyśle (*oil and non-oil industries*) jako odpowiedź na szok naftowy kierowany popytem [Bjornland, Thorsrud 2013].

Reakcja inflacji na szoki naftowe jest relatywnie wysoka dla gospodarki niemieckiej i UE, ponieważ w krótkim okresie po wystąpieniu szoku następuje znaczny wzrost presji inflacyjnej. W przypadku pozostałych krajów wysoko rozwiniętych (Francja, Holandia, Dania) presja inflacyjna jest znacznie słabsza bądź nieistotna. Funkcja odpowiedzi na impuls dla gospodarki Czech, pokazuje, że reakcja inflacji jest odmienna w porównaniu do pozostałych gospodarek, gdyż powoduje jej spadek. Analiza odpowiedzi impulsowych, we wszystkich gospodarkach wskazuje, że zmiany produkcji i inflacji na szok naftowy mają trwałe charakter, tzn., że szoki te nie wygasają a analizowany system traci stabilność.

WNIOSKI

W pracy tej analizowano wpływ cen ropy na produkcje oraz inflacje w krajach UE. Testowano istnienie liniowej kointegracji dla produkcji, inflacji oraz cen ropy naftowej w kontekście zmian strukturalnych wywołanych kryzysem finansowym w 2008 roku. Wykorzystując procedurę Johansena wskazano, że dopiero po uwzględnieniu korekty wyrazu wolnego oraz trendu deterministycznego w relacji długookresowej, możliwe było poprawne zidentyfikowanie zjawiska kointegracji oraz poprawnej liczby wektorów kointegrujących.

Wyniki badania empirycznego wskazują, że istnieje jednokierunkowa, krótkookresowa zależność przyczynowa od cen ropy naftowej do produkcji i inflacji w badanych gospodarkach (z wyjątkiem Holandii i Czech). Przy założeniu symetryczności dostosowania gospodarek do równowagi długookresowej na podstawie modeli VECM można wskazać, że próba wykorzystana w pracy wspiera hipotezę, nie dając podstaw do jej odrzucenia. Oznacza to, że zależność między cenami ropy naftowej a produkcją i inflacją w państwach Unii Europejskiej ma charakter transmisji, zarówno w krótkim jak i długim okresie.

Podsumowując należy powiedzieć, że wiele czynników (m.in. poziom rozwoju gospodarczego, struktura handlu surowcami energetycznymi, efektywność energetyczna przemysłu, polityka ekonomiczna kraju czy wahania kursów walutowych) determinuje ekonomiczne skutki szoków naftowych. Różnice między krajami w reakcji produkcji i inflacji na szoki naftowe są widoczne. Biorąc pod uwagę politykę monetarną kraju, należy powiedzieć, że spadające ceny surowca w krajach importujących ropę naftową mogą redukować średnioterminowe oczekiwania inflacyjne poniżej celu, wówczas bank centralny może pobudzić wzrost gospodarczy poprzez dodatkowe poluzowanie polityki monetarnej.

Połączenie niższej inflacji oraz większej produkcji powoduje korzystne, krótkookresowe wyniki polityki gospodarczej.

BIBLIOGRAFIA

- Alvarez L., Hurtado S., Sanchez I., Thomas C. (2011) The Impact of Oil Price Changes on Spanish and Euro Area Consumer Price Inflation, *Economic Modeling*, 28, 422-431.
- Bernanke B., Gertler M., Watson M. (1997) Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks, *Brookings Papers on Economic Activity*, 28(1), 91-157.
- Bjørnland H. C., Thorsrud L. A. (2013) Bloom or gloom? Examining the Dutch Disease in a Two-speed Economy. Center for Applied Macro- and Petroleum Economics, Working Paper No. 6/2013, (dostęp ze strony: http://www.bi.edu/InstitutterFiles/Samfunns%20%20%20B0konomi/CAMP/Working_CAMP_6-2014.pdf).
- Blanchard O. J., Gali J. (2008) The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s?, NBER Working Paper No. 13368.
- Brown, S. P. A., Yucel, M. K. (2002) Energy Prices and Aggregate Economic Activity and Interpretative Survey, *The Quarterly Review of Economic and Finance*, 42, 193-208.
- Deutsche Bundesbank (2012) The price of crude oil and its impact on economic activity in the industrial countries, [w:] *Monthly Report*, June, 27-49.
- Elder J., Serletis, A. (2010) Oil Price Uncertainty, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 1137-1159.
- Finn M. G. (2000) Perfects Competition and the Effects on Energy Price Increases on Economic Activity, *Journal of Money, Credit and Banking*, 32, 400-416.
- Geise A., Piłatowska M. (2014) Oil Prices, Production and Inflation in the Selected EU Countries: Threshold Cointegration Approach, *Dynamic Econometric Models*, 14, 71-91.
- Global Economic Prospect (2015) Understanding the Plunge in Oil Prices: Sources and implications, 155-168.
- Hamilton J. D. (2009) The Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08, *Brookings Papers on Economic Activity*, 215-261.
- Hamilton J. D. (2011) Nonlinearities and the Macroeconomic Effects of Oil Prices, *Macroeconomic Dynamics*, 15, 364-378.
- Herrera A. M., Lagalo L. G., Wada T. (2015) Asymmetries in the Response of Economic Activity to Oil Price Increases and Decreases?, *Journal of International Money and Finance*, 50, 108-133.
- Hooker M. (1996) What happened to the oil price-macro-economy relationship?, *Journal of Monetary Economics*, 38, 195-213.
- Hunt B., Isard P., Laxton D. (2001) The Macroeconomic Effects of Higher Oil Prices, IMF Working Paper 01/14, International Monetary Fund, Washington DC.
- Johansen S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of economic dynamics and control*, 12(2), 231-254.
- Johansen S., Mosconi R., Nielsen B. (2000) Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend, *The Econometrics Journal*, 3(2), 216-249.
- Kilian L. (2014) Oil Price Shocks: Causes and Consequences, *Annual Review of Resource Economics*, 6(1), 133-154.

Tang W., Wu L., Zhang Z. (2010) Oil Prices Shocks and their Short- and Long-term effects on the Chinese Economy, *Energy Economics*, 32, str. 3-14.

THE IMPACT OF CRUDE OIL PRICES ON PRODUCTION AND INFLATION IN SELECTED EU COUNTRIES

Abstract: In this article, we examine empirically the relationship between resources prices and economic activity in the presence of structural break due to financial crisis in selected European Union countries. The primary objective is to investigate and analyze the Granger causal relationships and impulse response function between oil prices, production and inflation in Germany, France, Denmark, Nederland, Poland, Czech Republic and EU in period 01.1995-04.2014. Granger causality tests provide evidence that there is unidirectional causality running from oil prices to production and inflation.

Keywords: crude oil prices, economic activity, Granger causality, impulse response function