



Stanisław GĘDEK\*

## Wpływ spadku cen ropy naftowej na rynki finansowe eksporterów ropy naftowej

**STRESZCZENIE:** Wydobycie i eksport ropy naftowej jest podstawą gospodarki wielu krajów. Takie uzależnienie może być powodem pojawienia się zespołu niekorzystnych zjawisk gospodarczych określanych mianem „choroby holenderskiej”. Zjawisko to opisano jednak dla okresu, w którym ceny ropy naftowej wzrastały bądź utrzymywały się na wysokim poziomie. Brakuje natomiast opisu skutków spadku cen ropy naftowej, który pojawił się w połowie 2014 roku, dla gospodarek tych krajów. Celem niniejszego opracowania jest częściowe przynajmniej zapełnienie tej luki. Przedmiotem analizy był wpływ zmian cen ropy naftowej na poziom indeksów giełdy rosyjskiej (RTS), brazylijskiej (BOVESPA) i norweskiej (OSEAX) w okresie od początku lipca 2014 (moment rozpoczęcia trendu spadkowego cen ropy) do końca czerwca 2017 roku. W analizie tej wykorzystany został model ekonometryczny zbudowany zgodnie z metodologią Engla-Grangera. Wyniki tej analizy wykazały, że wpływ ceny ropy naftowej na rynki finansowe państw eksporterów ropy naftowej był w badanym okresie bardzo różnicowany. Najbardziej wpływ ten widoczny był w przypadku Rosji, nieco słabszy w przypadku Brazylii (w obydwu tych przypadkach spadek cen ropy wpływał ujemnie na wartość indeksu), zaś w przypadku Norwegii nie można go było stwierdzić.

**SŁOWA KLUCZOWE:** ropa naftowa, rynki finansowe, choroba holenderska

---

\* Dr hab. inż., prof. PRz – Kierownik Katedry Ekonomii Politechniki Rzeszowskiej im. Ignacego Łukasiewicza, Rzeszów, e-mail: [gedeks@prz.edu.pl](mailto:gedeks@prz.edu.pl)

## Wprowadzenie

Wydobycie i eksport ropy naftowej jest podstawą gospodarki wielu krajów. Dostęp do dużych złóż surowców naturalnych może, paradoksalnie, być dla gospodarki źródłem problemów. W literaturze funkcjonuje pojęcie „klątwy bogactwa” (*resource curse*)<sup>1</sup> opisujące zjawisko osiągnięcia gorszych wyników gospodarczych przez państwa mające łatwy dostęp do zasobów surowców naturalnych, w porównaniu z krajami, które takich zasobów nie posiadają. Najbardziej znanym i najlepiej opisanym przykładem jest XVII-wieczna Hiszpania, której gospodarka doznała zapaści (utrzymującej się jeszcze co najmniej przez cały następny wiek), będącej skutkiem rabunkowej eksploatacji zasobów kolonii (Sachs i Warner 1995).

Jednym z objawów „klątwy bogactwa” jest „choroba holenderska”<sup>2</sup>. W teorii ekonomii pojęcie „choroby holenderskiej” odnosi się do problemów gospodarki spowodowanych przez masowe wydobycie i eksport surowców naturalnych, zwłaszcza surowców energetycznych<sup>3</sup>. Zagadnienie to jest dobrze opisane i ma obfitą literaturę<sup>4</sup>. Skutki choroby holenderskiej dla gospodarki opisane zostały w wielu pracach (por. dla przykładu Gylfason i Zoega 2001; Bjornland i Thorsrud 2014; Lippi i Nobili 2012), jednakże opis ten dotyczył w zasadzie wyłącznie przypadków, gdy ceny surowców naturalnych rosły bądź były stabilne. W literaturze brakuje opisu skutków spadku cen surowców dla gospodarek opartych na ich eksporcie.

W wielu krajach wydobycie i eksport ropy naftowej stanowi podstawę gospodarki. Należą do nich przede wszystkim kraje położone wokół Zatoki Perskiej, a poza nimi przede wszystkim Rosja<sup>5</sup> i Norwegia<sup>6</sup>, jak również w dużym stopniu Brazylia (Sporek 2015). W przypadku wielu z nich pojawiły się symptomy choroby holenderskiej (Algieri 2011; Gędek 2015; Merlevede i in. 2009). Zjawisko to opisano jednak dla okresu, w którym ceny ropy naftowej wzrastały, bądź utrzymywały się na wysokim poziomie. Brakuje natomiast opisu skutków spadku cen ropy naftowej, który pojawił się w połowie 2014 roku, dla gospodarek tych krajów. Celem niniejszego opracowania jest częściowe przynajmniej zapełnienie tej luki.

---

<sup>1</sup> Autorem tego określenia jest Auty (Auty, 1994). Używany jest też termin „paradoks bogactwa” (*paradox of plenty*), którego autorem jest Karl (1997).

<sup>2</sup> Te dwa pojęcia bywają ze sobą utożsamiane. Wydaje się jednak, że zakres pojęcia „klątwa bogactwa” jest szerszy. Na przykład Auty (2001) traktuje „chorobę holenderską” jak jeden z objawów „klątwy bogactwa”.

<sup>3</sup> Termin „choroba holenderska” pojawił się po raz pierwszy w 1977 w, listopadowym numerze *The Economist* (*The Economist*, November 26, str. 82–83) i posłużył do opisu skutków odkrycia w 1959 roku i późniejszej eksploatacji dużych złóż gazu ziemnego w Holandii (stąd nazwa), a także eksportu tego gazu w latach 60. i na początku lat 70. XX wieku. Mechanizm choroby holenderskiej opisali od strony teoretycznej Corden i Neary (Corden i Neary, 1982).

<sup>4</sup> Szeroki przegląd tej literatury daje na przykład Ismail (2010).

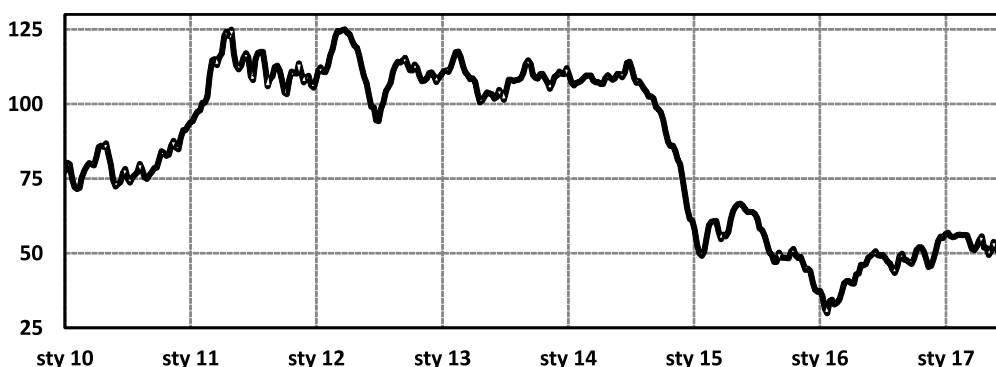
<sup>5</sup> Jak wynika z bilansu płatniczego Rosji ten sektor gospodarki generuje ponad 60% przychodów z eksportu (Por.: [http://www.cbr.ru/eng/statistics/print.aspx?file=credit\\_statistics/bal\\_of\\_paym\\_an\\_new\\_11\\_e.htm&pid=svs&sid=itm\\_3971](http://www.cbr.ru/eng/statistics/print.aspx?file=credit_statistics/bal_of_paym_an_new_11_e.htm&pid=svs&sid=itm_3971)).

<sup>6</sup> Według norweskiego Ministerstwa ds. Ropy i Energii sektor ten odpowiada za ponad jedną piątą norweskiego produktu krajowego brutto, generuje niemal 30% przychodów budżetu Norwegii oraz prawie 50% wartości eksportu (por. Facts 2014. *The Norwegian Petroleum Sector*. Ministry of Petroleum and Energy, Oslo 2014.).

Wskaźnikiem, który syntetycznie opisuje przebieg procesów gospodarczych danego kraju jest indeks giełdy papierów wartościowych. Przedmiotem analizy niniejszego opracowania będzie związek zmian indeksów giełdy rosyjskiej (RTS), brazylijskiej (BOVESPA) i norweskiej (OSEAX) ze zmianami cen ropy Brent.

## 1. Dane empiryczne i metodyka badań

Zmienność cen ropy naftowej po kryzysie bankowym z lat 2007–2009 ma bardzo charakterystyczny przebieg (por. rys. 1). Około początku roku 2011 cena ustabilizowała się na poziomie nieco ponad 100 dolarów za baryłkę. Stan ten utrzymywał się do około połowy roku 2014. Wtedy nastąpiło załamanie cen ropy. Cena ropy Brent spadła poniżej 50 dolarów za baryłkę. Przedmiotem analizy będzie właśnie ten okres.



Rys. 1. Cena ropy Brent w dolarach za baryłkę

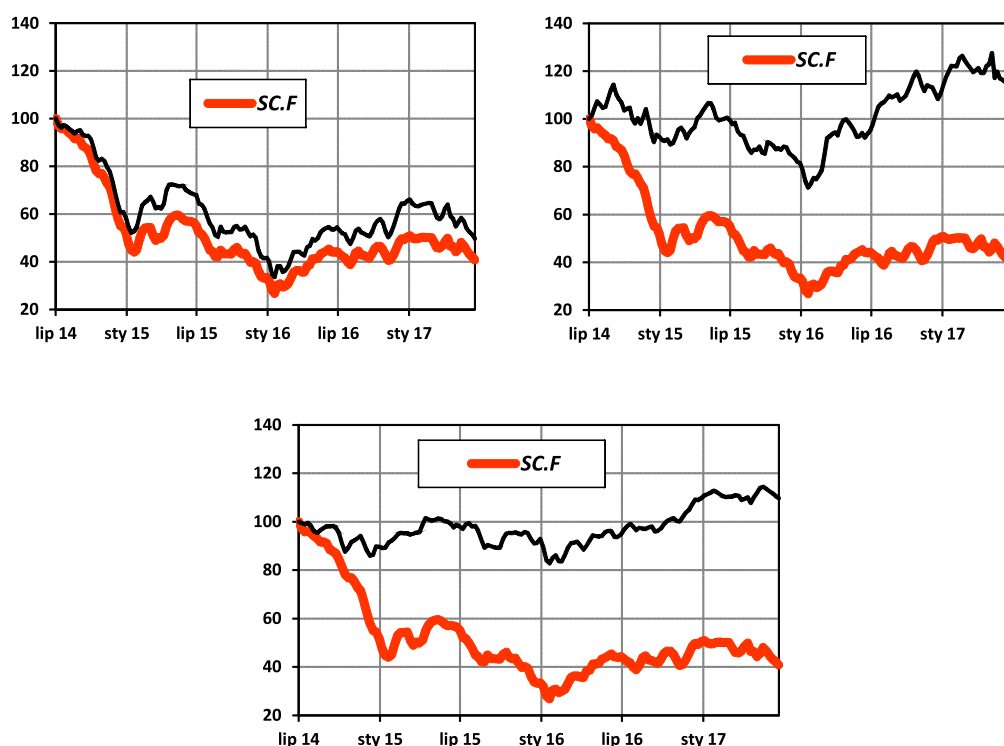
Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych pochodzących ze strony stooq.pl

Fig. 1. The price of Brent oil in USD per barrel

Analiza współzależności pomiędzy badanymi indeksami a ceną ropy naftowej przeprowadzona została na podstawie podawanych przez Reuters<sup>7</sup> średnich tygodniowych wartości cen ropy Brent (w dolarach za baryłkę) oraz pochodzące z tego samego źródła wartości indeksów. Szeregi czasowe tych zmiennych obejmowały przedział czasowy od pierwszego tygodnia lipca 2014 roku do ostatniego tygodnia czerwca roku 2017 i liczyły po 156 obserwacji. Przebieg szeregów czasowych tych zmiennych przedstawiony został na rysunku 2. Wykres szeregów czasowych przedstawione zostały w postaci indeksów o podstawie równej wartości pierwszej obserwacji. Średnie poziomy tych zmiennych są bardzo różne, stąd ten zabieg ułatwiający porównywanie ich zmian.

<sup>7</sup> Dostępne na stronie stooq.com.

Analiza przedstawionego na rysunku 2 przebiegu cen ropy oraz indeksów giełdowych daje dosyć zróżnicowany obraz. Najwyraźniej widoczna jest zgodność z przebiegiem cen ropy naftowej w przypadku indeksu giełdy rosyjskiej (RTS). W przypadku indeksu giełdy brazylijskiej (BOVESPA) zależność ta nie jest już tak wyraźna, natomiast w przypadku indeksu giełdy norweskiej (OSEAX) trudno w ogóle mówić o zgodności z przebiegiem cen ropy naftowej.



Rys. 2. Indeksy cen Brent oraz indeksów giełdy rosyjskiej, brazylijskiej i norweskiej (notowanie 01.07.2014 równe 100%)

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych pochodzących ze strony stooq.pl

Fig. 2. Indices of Brent price and of the Russian, Brazilian and Norwegian stock exchange indexes (the value on the day July 1, 2014 set to 100%)

Analiza graficzna przedstawionego na rysunku przebiegu szeregów czasowych badanych zmiennych sugeruje, iż są one niestacjonarne. W takim przypadku hipotezy formułowane na podstawie przebiegu wykresów są bardzo zawodne i powinny być potwierdzone analizą ekonometryczną stosowaną w przypadku badania współzależności szeregów czasowych<sup>8</sup>. Badanie

<sup>8</sup> Szczegółowy opis metodologii badania współzależności w przypadku niestacjonarnych szeregów czasowych można znaleźć w pracy Charemzy i Deadmana (1997).

współzależności w przypadku danych pochodzących z szeregów czasowych wymaga w pierwszej kolejności zbadania ich stacjonarności. W przypadku bowiem szeregów niestacjonarnych, inaczej zintegrowanych, konieczne jest zastosowanie metodyki pozwalającej uniknąć pojawienia się tak zwanej regresji pozornej (*spurious regression*). Stopień zintegrowania badanych szeregów czasowych cen produktów rolnych zbadany został przy pomocy rozszerzonego testu Dickey-Fullera<sup>9</sup> (*ADF*), jaki i testu *KPSS*<sup>10</sup>. Wyniki tych testów przedstawione zostały w tabeli 1.

TABELA 1. Wyniki testów stacjonarności szeregów czasowych badanych zmiennych

TABLE 1. Stationarity test results of time series of the analyzed variables

Zmienna	Test ADF				Test KPSS		
	poziomy zmiennych		pierwsze różnice		statystyka testu		partość krytyczna ( $\alpha = 0,05$ )
	statystyka testu	p	statystyka testu	p	poziomy zmiennych	pierwsze różnice	
Brent	-0,5774	0,4674	-16,3309	0,0000	2,903	0,231	0,462
RTS	-0,5901	0,4620	-17,1007	0,0000	1,580	0,185	
BOVESPA	0,2118	0,7478	-17,3121	0,0000	5,875	0,141	
OSEAX	0,9195	0,9050	-18,3040	0,0000	7,760	0,076	

Źródło: obliczenia własne.

W teście *ADF* hipoteza zerowa mówi, iż szereg jest niestacjonarny. Stąd, jeśli prawdopodobieństwo błędu I rodzaju ( $p$ ) jest większe od 0,05, hipotezy zerowej nie można odrzucić, co daje podstawę do stwierdzenia, że szereg czasowy jest niestacjonarny. W teście *KPSS* hipoteza zerowa mówi z kolei, że szereg jest stacjonarny. Stąd, jeśli wartość statystyki tego testu jest większa od wartości krytycznej hipoteza zerowa zostaje odrzucona (ten test jest prawostronny), co również daje podstawy do stwierdzenia, że szereg czasowy jest niestacjonarny. Można więc stwierdzić, że szeregi czasowe badanych zmiennych są niestacjonarne zintegrowane rzędu I (szeregi czasowe pierwszych różnic tych szeregów są stacjonarne), co potwierdzają wyniki obydwu zastosowanych testów co „silnie wskazuje na stacjonarność zmiennych” (Welfe 2009).

Niestacjonarność badanych szeregów czasowych wymusza całą metodologię analizy ich współzależności. Metodologia taka obejmuje następujące kroki (Kusideł 2000):

1. Analizę kointegracji, która określa typ modelu używany do analizy współzależności.
2. Estymację modelu (VAR dla poziomów zmiennych albo VECM lub VAR dla pierwszych różnic, w zależności od wyniku testów kointegracji).

<sup>9</sup> Więcej na temat testu *ADF* można znaleźć w pracach Charemzy i Deadmana (1997, rozdz. 5.3), Osińskiej (2006, rozdz. 2.7) oraz Maddali (2006, rozdz. 14.4).

<sup>10</sup> Test *KPSS* ze względu na inaczej sformułowaną hipotezę zerową często służy do potwierdzenia wyników testu *ADF* krytykowanego niekiedy za zbyt małą moc. Więcej na temat tak zwanej analizy porównawczej i samego testu *KPSS* (Maddala 2006).

3. Analizę przyczynowości<sup>11</sup>.

4. Analizę funkcji odpowiedzi na impuls (IRF), która pozwalają na opis przebiegu tej zależności w czasie (kierunek oddziaływania impulsu, siła impulsu oraz rozkład w czasie i szybkości wygasania)<sup>12</sup>.

Do tych typowych elementów metodologii VAR można dodać jeszcze analizę dekompozycji wariacji błędów prognoz, która określa, jaki jest udział poszczególnych zmiennych w wyjaśnianiu błędów danej zmiennej. Analiza ta wskazuje na potencjalne źródła zmienności poszczególnych zmiennych w zależności od horyzontu czasowego.

Analiza kointegracji przeprowadzona została przy pomocy procedury Johansena<sup>13</sup>. Ta procedura została wykorzystana dlatego, że pozwala na określenie modelu, który zostanie wykorzystany w dalszych analizach. Do analizy przyczynowości wykorzystany został test F służący badaniu braku restrykcji w modelu ekonometrycznym<sup>14</sup>. Estymacja parametrów modeli opisujących współzależność badanych szeregów czasowych wykonana została przy pomocy programu GRETL, również przy pomocy tego programu wyznaczone zostały wartości funkcji IRF i przeprowadzona została dekompozycja wariacji.

## 2. Wyniki badań

W tabeli 2 zamieszczone zostały wyniki testu Johansena dla modeli opisujących kształtowanie się poszczególnych indeksów w zależności od cen ropy naftowej. Wskazują one, że do badania współzależności w każdym przypadku powinien zostać wykorzystany model VAR dla poziomów zmiennych.

Podstawowa postać modelu VAR<sup>15</sup> (Charemza i Deadman 1997; Kusideł 2000; Maddala 2006) jest następująca:

$$x_t = A_0 d_t + \sum_{i=1}^r A_i x_{t-i} + e_t \quad (1)$$

---

<sup>11</sup> Chodzi tu o tak zwaną przyczynowość w sensie Grangera. Zmienna  $x$  jest przyczyną  $y$  w sensie Grangera, jeśli bieżące wartości  $y$  są lepiej objaśniane przy użyciu opóźnionych i bieżących wartości  $x$  niż bez ich wykorzystania. Więcej na ten temat por. Charemza i Deadman (1997), Osińska (2006).

<sup>12</sup> Więcej na temat funkcji odpowiedzi na impuls piszą Kusideł (2000) oraz Lütkepol (2007).

<sup>13</sup> Szczegóły procedury Johansena można znaleźć w na przykład pracy Hamulczuk i in. (2013).

<sup>14</sup> Test ten odpowiada więc na to samo pytanie co test Grangera, a jest znacznie łatwiejszy w stosowaniu, ponieważ w przypadku większości pakietów statystycznych obsługujących analizę regresji (np. (GRETL), wartości statystyki tego testu i prawdopodobieństwa błędów I rodzaju ( $p$ ) podawane są automatycznie.

<sup>15</sup> Por. dla przykładu: Kusideł (2000), Maddala (2006).

TABELA 2. Wyniki testu Johansena badającego rząd skointegracji szeregów czasowych badanych indeksów giełdowych z szeregiem czasowym cen ropy naftowej

TABLE 2. Johansen test results examining the cointegration of time series of analyzed stock market indexes with the number time series of crude oil prices

	Rząd macierzy	Wartość własna	$\lambda_{\text{trace}}$	$p$	$\lambda_{\text{max}}$	$p$
RTS	0	0,069710	17,282	0,0249	11,272	0,0425
	1	0,037789	6,0093	0,0142	6,0093	0,0142
BOVESPA	0	0,084593	18,580	0,0454	13,788	0,0446
	1	0,030249	4,7917	0,0286	4,7917	0,0286
OSEAX	0	0,122080	23,870	0,0067	20,311	0,0147
	1	0,022552	3,5583	0,0592	3,5583	0,0593

Źródło: obliczenia własne.

gdzie:

$\mathbf{x}_t = [x_{1t}, \dots, x_{mt}]^T$  jest wektorem obserwacji na bieżących wartościach zmiennych,

$\mathbf{d}_t = [d_{0t}, \dots, d_{kt}]^T$  jest wektorem  $k + 1$  deterministycznych składników równań (wyraz wolny, zmienna czasowa, zmienne binarne, itp.),

$\mathbf{A}_0$  – macierz parametrów przy zmiennych wektora  $\mathbf{d}_t$ ,

$\mathbf{A}_i$  – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora  $\mathbf{x}_t$ , gdzie maksymalny rząd opóźnienia jest równy  $r$ ,

$\mathbf{e}_t = [\mathbf{e}_{1t}, \dots, \mathbf{e}_{mt}]^T$  zawiera wektory reszt równań modelu.

W modelach zastosowanych w przeprowadzonych badaniach wektor  $\mathbf{x}$  zawiera obserwacje na zmiennych Brent i odpowiedni indeks, a wektor  $\mathbf{d}$  wyraz wolny w przypadku modelu objaśniającego kształtowanie się RTS oraz wyraz wolny i zmienną czasową w przypadku dwu pozostałych indeksów (BOVESPA i OSEAX). Podstawowe parametry modeli opisujących kształtowanie się każdego z indeksów oraz wyniki testu przyczynowości przedstawione zostały w tabeli 3.

Dane zawarte w tabeli 3 wskazują, że reszty żadnego z równań nie wykazują autokorelacji, na co wskazują zarówno współczynniki autokorelacji reszt, jak i wartość błędu I rodzaju testu *portmanteau*<sup>16</sup>. Spełniony więc został podstawowy warunek estymacji modeli opartych na danych pochodzących z szeregów czasowych. Zwraca uwagę wysoka wartość współczynnika determinacji obydwu zmiennych, co jest sytuacją typową dla tego typu modeli. Bardzo wyraźnie różne od zera wartości współczynnika korelacji wzajemnej dla równań wskazują na możliwość

<sup>16</sup> Test *portmanteau* (portmonetki) służy do badania poprawności modelu. Weryfikuje on ogólną hipotezę o występowaniu autokorelacji reszt rzędu dowolnego rzędu w systemie *VAR*. Brak możliwości odrzucenia tej hipotezy, gdy wartość prawdopodobieństwa błędu I rodzaju jest większa od przyjętego poziomu istotności (najczęściej 0,05), wskazuje na poprawną budowę modelu (por. Ljung i Box)

powiązań pomiędzy poszczególnymi równaniami i możliwość wyznaczenie funkcji IRF. Pozwoli to na określenie kierunku oddziaływania impulsów płynących z rynków ropy na rynki finansowe eksporterów ropy naftowej oraz siły ich oddziaływania i rozkład w czasie.

TABELA 3. Podstawowe charakterystyki równań systemu VAR opisujące badane indeksy giełdowe  
TABLE 3. The basic characteristics of the VAR system equations describing the analyzed stock market indexes

Parametr opisowy RTS		Model opisujący kształtowanie się indeksu		
		BOVESPA	OSEAX	
Współczynnik determinacji (R <sup>2</sup> )		0,9678	0,9680	0,9709
Współczynnik autokorelacji reszt		0,007	0,0010	0,0048
Wartość błędu I rodzaju testu portmanteau		0,8528	0,8459	0,1779
Współczynnik korelacji wzajemnej pomiędzy resztami równań		0,570	0,432	0,595
Wyniki testu przyczynowości	F	3,1140	2,2621	0,6340
	p	0,0171	0,0653	0,6391

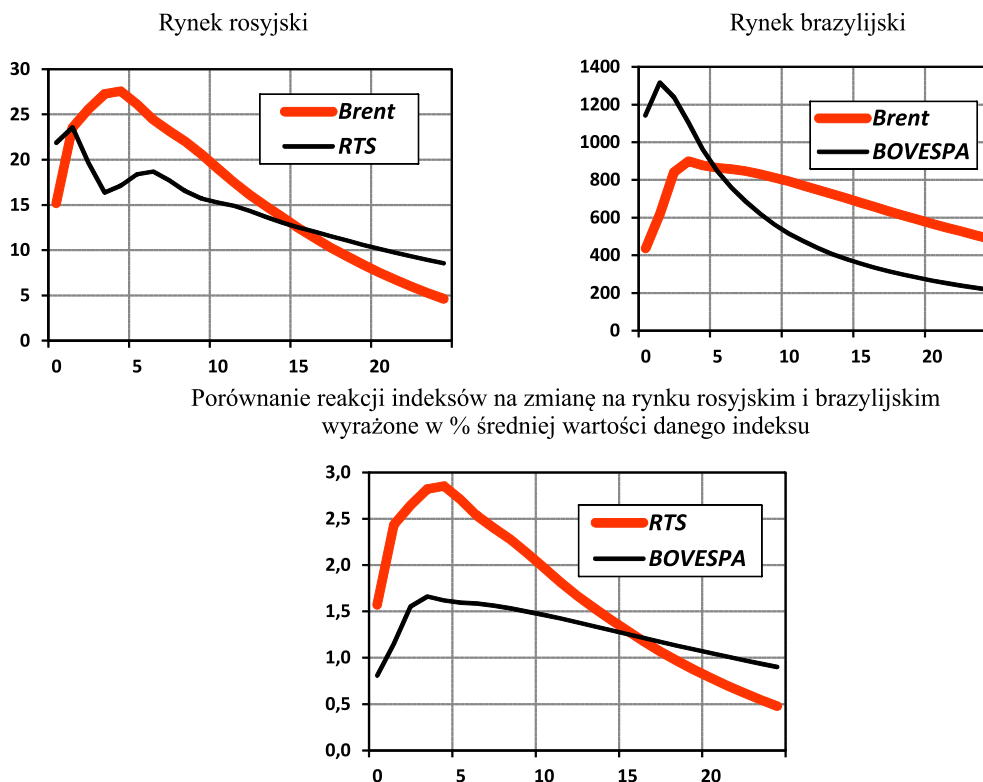
Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 3 zawarte zostały również wyniki testu przyczynowości, w którym testowana była hipoteza, że zmiany cen ropy Brent były przyczyną (w sensie Grangera) dla zmian wartości indeksów poszczególnych giełd. W teście przyczynowości hipoteza zerowa mówi, że zmienna będąca przyczyną nie wpływa na zmienną objaśnianą. Hipoteza ta jest odrzucana wtedy, gdy prawdopodobieństwo błędu I rodzaju ( $p$ ) jest mniejsze od przyjmowanego zazwyczaj 0,05 lub 0,1. Wyniki te wskazują, że zmiana ceny ropy naftowej była przyczyną (w sensie Grangera) dla zmian poziomu indeksu giełdy rosyjskiej (RTS) i brazylijskiej (BOVESPA), nie była natomiast przyczyną dla zmian poziomu indeksu giełdy norweskiej (OSEAX). Można więc uznać, że cena ropy naftowej nie oddziaływała na norweski rynek finansowy, co powoduje, że dla tego rynku pominięta zostanie analiza funkcji IRF i dekompozycji wariancji błędów prognoz.

Więcej o zróżnicowaniu reakcji indeksów giełdy rosyjskiej i brazylijskiej na zmiany cen ropy naftowej może powiedzieć funkcja reakcji na impuls. Na rysunku 3 przedstawiony został wykres przebiegu funkcji IRF, opisujący tę reakcję. Wykres ten skonstruowany jest w ten sposób, że na osi rzędnych wykresu odłożona jest wielkość reakcji odpowiedniego indeksu na zmianę ceny ropy naftowej oraz na impuls z własnej strony, a na osi odciętych wyrażony w dniach horyzont czasowy oddziaływania tego impulsu. W dolnej części tego rysunku przedstawione zostało porównanie reakcji indeksów rynku rosyjskiego i brazylijskiego wyrażone w procentach średniej wartości każdego z indeksów na zmianę ceny baryłki ropy Brent o 1 dolar.

Przebieg funkcji odpowiedzi na impuls przedstawiony na rysunku 3 pokazuje przede wszystkim, że w obydwu przypadkach zmiany na rynku ropy i zmiany badanych indeksów idą w tym samym kierunku – wzrost ceny ropy skutkuje wzrostem indeksu, a spadek ceny ropy skutkuje





Porównanie reakcji indeksów na zmianę na rynku rosyjskim i brazylijskim wyrażone w % średniej wartości danego indeksu

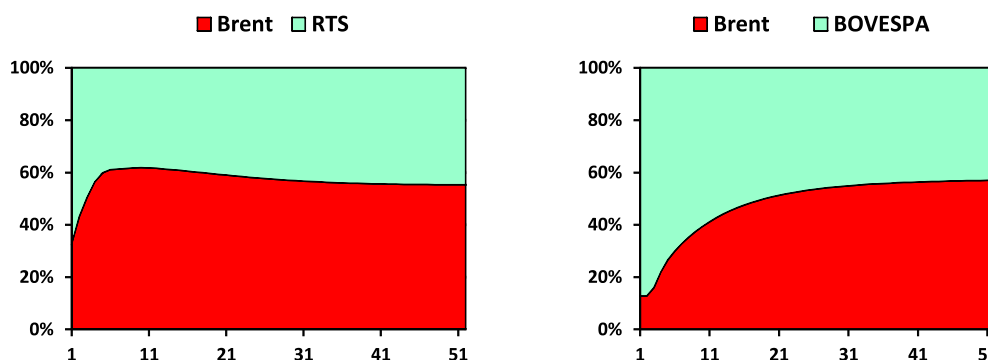
Rys. 3. Funkcje odpowiedzi indeksów giełdy rosyjskiej i brazylijskiej na impuls ze strony cen ropy naftowej  
Źródło: Obliczenia własne

Fig. 3. The response functions of the Russian and Brazilian stock exchange indexes on the increase of oil prices

spadkiem indeksu. Świadczą o tym dodatnie wartości funkcji IRF dla każdego indeksu w jej całym przebiegu. Dalsza analiza pozwala też zauważyć, że reakcja obydwu indeksów na zmiany cen ropy nie jest wyłącznie natychmiastowa. Jej maksimum nie przypadało też w pierwszym tygodniu po wystąpieniu impulsu w postaci zmiany ceny ropy. W każdym z wydzielonych okresów maksimum reakcji występowało około trzeciego tygodnia po wystąpieniu impulsu. Wygasanie impulsów w przypadku każdego z indeksów odbywało się bardzo powoli.

Wykres funkcji *IRF* (rys. 3) pokazuje też różnice w reakcji poszczególnych indeksów na zmianę cen ropy. Dotyczą one jednak bardziej szczegółów, dosyć co prawda zasadniczych, niż elementów podstawowych, które są wspólne. Dosyć wyraźne są przede wszystkim różnice w sile oddziaływania impulsów. Wyraźnie widoczne jest silniejsze oddziaływanie impulsu ze strony ceny ropy w przypadku indeksu giełdy rosyjskiej (RTS). Widać to wyraźnie zarówno wtedy gdy wielkość impulsu ze strony ceny ropy zostanie porównana do wielkości impulsu z własnej strony, jak również wtedy gdy porównywana jest siła impulsu wyrażona w procentach średniej wartości indeksu.

Na rysunku 4 przedstawiona została dekompozycja wariancji błędów prognoz modelu dla indeksu giełdy rosyjskiej i brazylijskiej. Wykresy dekompozycji wariancji błędów prognoz zostały skonstruowane w ten sposób, że na osi rzędnych danego wykresu odłożony jest procentowy udział zmian cen ropy i zmian ze strony indeksu danej giełdy w zmianach tego indeksu, a na osi odciętych odłożony jest wyrażony w tygodniach horyzont prognozy.



Rys. 4. Dekompozycja wariancji błędów prognoz  
Źródło: Obliczenia własne

Fig. 4. Decomposition of the variance forecasts errors

Jak wynika z rysunku 4, poziom indeksu giełdy rosyjskiej w długim okresie tylko w mniej niż 50% zależy od uwarunkowań wewnętrznych, w pozostałej części ich zmienność jest determinowana zmiennością cen ropy naftowej. Jedynie w perspektywie do około miesiąca udział uwarunkowań wewnętrznych w kształtowaniu się poziomu indeksu RTS jest nieco wyższy. Nieco inaczej kształtuje się wpływ cen ropy naftowej na indeks giełdy brazylijskiej. W długim okresie również poziom indeksu BOVESPA w mniej niż 50% zależy od uwarunkowań wewnętrznych. Jednakże udział zmienności cen ropy narasta bardzo wolno i w początkowym okresie utrzymuje się na znacznie niższym poziomie niż w przypadku indeksu giełdy rosyjskiej. Wyniki tej analizy są również koherentne z przeprowadzonymi poprzednio wynikami analizy przebiegu funkcji IRF.

## Podsumowanie

Przeprowadzona analiza wykazała, że wpływ ceny ropy naftowej na rynki finansowe państw eksporterów ropy naftowej był w badanym okresie bardzo różnicowany. Najbardziej wpływ ten widoczny był w przypadku Rosji, zaś w przypadku Norwegii nie można go było stwierdzić. W przypadku Brazylii wpływ ten był wyraźny, jednakże nie aż tak silny, jak w przypadku Rosji.

W obydwu tych przypadkach, w których wykazany został związek pomiędzy cenami ropy naftowej i zmianami wartości indeksów giełdowych spadek cen ropy wpływał ujemnie na wartość indeksu. Świadczy to o tym, że gospodarki tych dwu krajów, Rosji i Brazylii, są silnie uzależnione od czynników, które znajdują się poza kontrolą polityki gospodarczej tych krajów. Problem ten nie dotyczy Norwegii, w tym przypadku spadek cen ropy naftowej nie wpływał na zmiany wartości indeksu giełdy tego kraju. Negatywne skutki uzależnienia gospodarki od wydobywania i eksportu ropy naftowej mogą przejawiać się, jak wykazały to przeprowadzone badania, nie tylko w postaci choroby holenderskiej. Widoczne są również w przypadku spadku cen eksportowanego surowca.

Okres, na podstawie którego uzyskane zostały przedstawione wnioski, jest stosunkowo krótki (ok. trzech lat). Tym niemniej zarysowuje ten fakt bardzo ważny problem badawczy polegający na ocenie reakcji gospodarki dotkniętej chorobą holenderską na spadek cen surowca będącego źródłem tej choroby. Badanie tego problemu wymaga dalszej obserwacji i rozszerzenia badań również na inne wskaźniki opisujące gospodarkę i inne kraje.

## Literatura

- ALGERI, B. 2011. The Dutch Disease: evidences from Russia. *Economic Change and Restructuring* vol. 44, s. 243–277.
- AUTY, R.M. 1994. Industrial policy reform in six large newly industrialising countries: The Resource Curse. *World Development* vol. 22, s. 11–26.
- AUTY, R.M. 2001. The political economy of resource-driven growth. *European Economic Review* vol. 45, s. 839–846.
- BJORNLAND, H.C. i THORSRUD, L.A. 2014. *Boom or gloom? Examining the Dutch disease in two-speed economies*. CAMP Working Paper Series No 6/2014.
- CHAREMZA, W.W. i DEADMAN, D.F. 1997. *Nowa ekonometria*. PWE, Warszawa.
- CORDEN, M.W. i NEARY, P.J. 1982. Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy. *The Economic Journal*, vol. 92, s. 825–848.
- GĘDEK, S. 2015. Wpływ cen ropy naftowej na kurs korony norweskiej. *Przegląd Politologiczny* nr 4, s. 145–159.
- GYLFASON, T. i ZOEGA, G. 2001. *Natural Resources and Economic Growth: The Role of Investment*. CEPR Discussion Paper No. 2743, University of Copenhagen.
- HAMULCZUK i in. 2013 – HAMULCZUK, M., GRUDKOWSKA, S., GĘDEK, S., KLIMKOWSKI, C. i STANKO, S. 2013. *Essential econometric methods of forecasting agricultural commodity prices*. Warszawa: Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy.
- ISMAIL, K. 2010. *The Structural Manifestation of the 'Dutch Disease': The Case of Oil Exporting Countries*. IMF Working Paper WP/10/103.
- KARL, T.L. 1997. *Paradox of plenty: Oil booms and petro-states*. University of California Press, Berkley and Los Angeles.
- KUSIDEŁ, E. 2000. *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*. ABSOLWENT, Łódź.
- LIPPI, F. i NOBILI, A. 2012. Oil and the macroeconomy: A quantitative structural analysis. *Journal of the European Economic Association*, vol. 10, s. 1059–1083.

- LJUNG, G.M. i BOX, G.E.P. 1978. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika* vol. 65, s. 297–303.
- LÜTKEPOL, H. 2007. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlin.
- MADDALA, G.S. 2006. *Ekonometria*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- MERLEVEDE i in. 2009 – MERLEVEDE, B., SCHOORS, K. i van AARLE, B. 2009. Russia from Bust to Boom and Back: Oil Price, Dutch Disease and Stabilisation Fund. *Comparative Economic Studies* vol. 51, s. 213–241.
- OSIŃSKA, M. 2006. *Ekonometria finansowa*. PWE, Warszawa.
- SACHS, J.D. i WARNER, A.M. 1995. *Natural Resource Abundance and Economic Growth*. National Bureau of Economic Research Working Paper 5398. Cambridge, MA.
- SPOREK, T. 2015. Gospodarka Brazylii na przełomie XX i XXI wieku. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, Nr 218, s. 16–37.
- WELFE, A. 2009. *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*. Warszawa: PWE.
- [Online] Dostępne w: [http://www.cbr.ru/eng/statistics/print.aspx?file=credit\\_statistics/bal\\_of\\_paym\\_an\\_new\\_11\\_e.htm&pid=svs&sid=itm\\_3971](http://www.cbr.ru/eng/statistics/print.aspx?file=credit_statistics/bal_of_paym_an_new_11_e.htm&pid=svs&sid=itm_3971) [Dostęp: 20.02.2017].

Stanisław GĘDEK

## The impact of the fall of oil prices on the financial markets of crude oil exporters

### Abstract

The exploitation and export of crude oil is the foundation of the economy of many countries. Such a dependence may be the reason for the emergence of a set of destructive economic phenomena known as „Dutch disease”. This phenomenon is described, however, for the period in which oil prices have increased or were maintained at a high level. The description of the effects of the drop in oil prices, which appeared in mid-2014, is missing for the economies of these countries. The aim of this study is to at least partially fill that gap. The subject of the analysis was the impact of oil price changes on the Russian (RTS), Brazilian (BOVESPA) and Norwegian (OSEAX) stock exchange index level during the period from the beginning of July 2014 (moment of the start of the downtrend in oil prices) to the end of June 2017. This analysis used an econometric model built in accordance with the Engel-Granger methodology. The results of this analysis showed that the impact of oil prices on financial markets of crude oil exporter countries in the period was very varied. That impact was most visible in the case of Russia, somewhat weaker in the case of Brazil (in both cases, the fall in oil prices affected the value of the index). That impact it was not determined in the case of Norway.

KEYWORDS: crude oil, financial markets, Dutch disease