

Stanisław GĘDEK¹

ANALIZA WPLYWU CEN ROPY NAFTOWEJ NA KURS KORONY NORWESKIEJ

Celem artykułu była analiza wpływu cen ropy naftowej na kurs korony norweskiej wobec euro i dolara amerykańskiego. Potwierdzenie hipotezy o wpływie cen ropy na kursy dało możliwość realizacji celu szczegółowego, jakim jest opis charakteru tej zależności. Podstawą analizy były szeregi czasowe dziennych notowań kursów NOK/EUR i NOK/USD oraz cen ropy Brent obejmujące okres 05.05.2003 – 22.02.2013. Przeprowadzona analiza wykazała, że badane szeregi czasowe są niestacjonarne. Spowodowało to konieczność zastosowania analizy kointegracyjnej w badaniu ich współzależności. Test Johansena wykazał, że do tego celu powinien być wykorzystany model VAR. Wyniki analizy wykazały, że kursy korony norweskiej do euro i dolara były w badanym okresie pod wpływem cen ropy naftowej. Wzrost ceny ropy umacniał koronę norweską, a spadek ceny ropy koronę norweską osłabił. Analiza wykazała również, że charakter tej zależności był bardzo wyraźnie zmienny w czasie. Parametry opisujące zależność pomiędzy badanymi zmiennymi były wyraźnie różne w każdym z okresów (wydzielonych w oparciu o test *CUSUM*). Jednym z czynników różnicującym charakter tej zależności był kryzys bankowy w USA w roku 2008. Zauważalne było też zróżnicowanie oddziaływania ceny ropy na kursy korony norweskiej do euro i dolara. Reakcja kursu korony norweskiej do dolara na zmiany ceny ropy była wyraźnie silniejsza od reakcji kursu NOK/EUR niezależnie od tego, którego okresu to dotyczyło. Widoczne to było zarówno w sile oddziaływania impulsu ze strony ceny ropy, jak i szybkości wygasania tego impulsu.

Słowa kluczowe: korona norweska, cena ropy naftowej, kurs walutowy, model VAR

1. WPROWADZENIE

Światowy rynek walutowy jest obecnie największym i najszybciej rosnącym rynkiem światowym. Właściwą perspektywę dla wielkości tego rynku daje porównanie wielkości średnich dziennych obrotów na tym rynku w wysokości niemal 4 biliony dolarów roku 2010², z rocznym PKB Stanów Zjednoczonych w tym samym roku 2010 wynoszącym 14,7 biliona dolarów. Rynek ten funkcjonuje praktycznie 24 godziny na dobę, przez 7 dni w tygodniu.

Ta charakterystyka daje podstawy do twierdzenia, że zarówno instytucje państwowe (na przykład banki centralne) działające na międzynarodowym rynku walutowym, jak i przedsiębiorstwa prywatne zajmujące się handlem walutami i inwestowaniem w waluty mają bardzo ograniczone możliwości bezpośredniego wpływania na ich kursy. Raczej kurs walutowy przyjmowany jest jako parametr zewnętrzny, dany przez rynek.

¹ Dr hab. Stanisław Gędek, prof. PRz, Katedra Ekonomii, Wydział Zarządzania, Politechnika Rzeszowska, al. Powstańców Warszawy 8, 35-959 Rzeszów, tel. 17 865 1403, e-mail: gedeks@prz.edu.pl.

² *Report on global foreign exchange market activity in 2010*. Monetary and Economic Department, Bank for International Settlements 2011.

Zmienność kursów walutowych jest przedmiotem intensywnych badań. Zazwyczaj jednak przyjmuje się, że kurs walutowy jest czynnikiem zewnętrznym, determinującym zachowanie innych zmiennych makroekonomicznych (por. np. Benita i Lauterbach 2007, McKenzie 1999, Nucci i Pozzolo 2001). W podejmowanych rzadziej badaniach mających wyjaśnić przyczyny zmienności kursów walutowych przyjmuje się najczęściej, w zasadzie *implicite*, założenie Friedmana (Friedman 1953), iż zmienność kursu walutowego w systemie kursów płynnych jest odzwierciedleniem zmienności parametrów charakteryzujących gospodarkę danego kraju (Lanne i Vesala 2006, Tarashev 2007), lub stosowanej polityki gospodarczej (Beine i in. 2006, Galí, i Monacelli 2005, Reinhart i Rogoff 2004).

Szczególną rolę w badaniach nad zmiennością kursów zajmuje analiza wpływu bilansu handlowego danego kraju na kursy jego waluty (Lane i Milesi-Ferretti 2002). Szczególnie ciekawym przypadkiem może tu być korona norweska. Prawie 70% udziału w eksporcie Norwegii w roku 2011 stanowiły surowce energetyczne³. Można więc przypuszczać, że zmiana cen ropy ma wpływ na kursy korony norweskiej. Weryfikacja tej hipotezy stanowi podstawowy cel niniejszego opracowania. Potwierdzenie hipotezy o wpływie cen ropy na kursy daje możliwość realizacji celu szczegółowego, jakim jest opis charakteru tej zależności. Realizacja tego celu pozwoli na stworzenie przesłanek pozwalających prognozować zmiany kursów korony norweskiej i tym samym tworzy ważny element systemu informacyjnego wspomagającego zarządzania portfelem aktywów, którego składnikiem jest korona norweska.

Badania, których efekty zostały przedstawione w niniejszym opracowaniu opierały się na kilku założeniach przyjętych *a priori*. Pierwsze polegało na uznaniu, iż na norweski rynek walutowy ma wpływ cena ropy Brent, gdyż ten gatunek ropy pochodzi z pól naftowych położonych na Morzu Północnym. Analiza zmian kursów ograniczona została do kursu korony do dolara (NOK/USD) i euro (NOK/EUR). Ten sposób wyrażenia kursów (wartość waluty krajowej wyrażona w jednostkach waluty obcej) daje możliwość bardziej intuicyjnego rozumienia pojęcia aprecjacji (umacniania) i deprecjacji (osłabiania waluty). Przyjęte też zostało założenie, że obydwa analizowane kursy wpływają nawzajem na siebie.

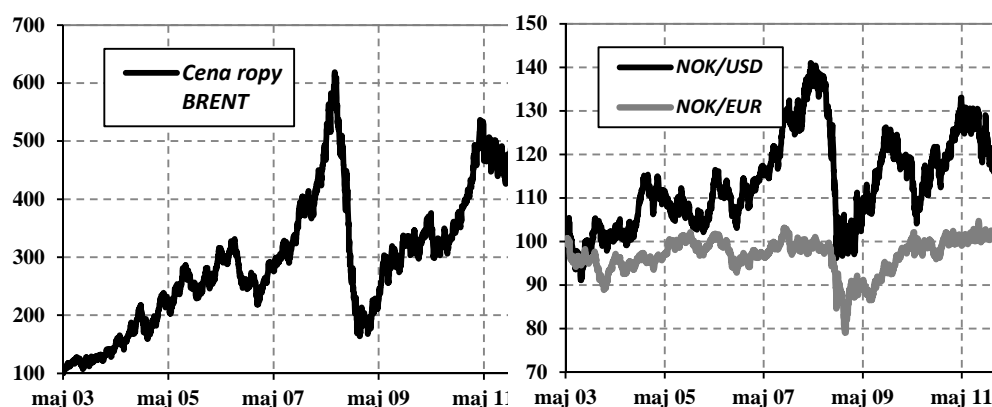
2. MATERIAŁY LICZBOWE

Analiza współzależności pomiędzy badanymi zmiennymi przeprowadzona została w oparciu o podawane przez Reuters⁴ zamknięcia dziennych notowań ich wartości Szeregi czasowe tych zmiennych obejmowały przedział okres 05.05.2003 – 22.02.2013 i liczyły po 2560 obserwacji, 512 pełnych tygodni 5 dniowych. Pojedyncze braki danych w poszczególnych szeregach czasowych były uzupełniane przy pomocy średnich z obserwacji sąsiednich. Wykres ich szeregów czasowych przedstawionych w postaci indeksów o podstawie w pierwszym dniu obserwacji, 05.05.2003, zamieszczony został na rysunku 1. Wykorzystanie indeksów kursów zamiast poziomów zmiennych umożliwiło porównanie ich przebiegu, ponieważ różny jest ich średni poziom.

³ Minifakty o Norwegii. Ministerstwo Spraw Zagranicznych Norwegii 2012. Dokument dostępny w Internecie pod adresem: <http://www.ssb.no/a/english/minifakta/pl/mf2012-pol-web.pdf> [dostęp 22.02.2013].

⁴ Dostępne na stronie stoq.com.

Rysunek 1. Przebieg indeksów cen ropy BRENT oraz kursów korony norweskiej do dolara (NOK/USD) i euro (NOK/EUR).



Źródło: obliczenia własne

Podstawową charakterystyką szeregów czasowych, mającą wpływ na metodologię badań współzależności, jest stacjonarność⁵. Analiza wzrokowa wykresów zmiennych pozwala sformułować hipotezę o ich niestacjonarności (zmienny w czasie poziom średniej i zmienna wariancja), co wymaga jednak weryfikacji statystycznej. Wykorzystane zostały do tego celu testy ADF i KPSS. Taki zestaw testów wynika stąd, że mają one przeciwne sformułowane hipotezy. W teście ADF hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność szeregu czasowego, w teście KPSS natomiast hipoteza zerowa zakłada jego stacjonarność. Pozwala to na wykonanie tak zwanej analizy potwierdzającej⁶. W tabeli 1 zamieszczone zostały wyniki testów stacjonarności badanych zmiennych.

Tabela 1. Wyniki testów stacjonarności szeregów czasowych badanych zmiennych

Zmienna	Test ADF					Test KPSS		
	Poziomy zmiennych			Pierwsze różnice		Statystyka testu		Wartość krytyczna ($\alpha=$
	Augmen-	Statystyka	p	Statystyka testu	p	Poziomy zmiennych	Pierwsze	
Cena ropy BRENT	1	-1,4910	0,5384	-54,1456	0,0000	18,852	0,056	0,461
Kursy	NOK/USD	0	-2,4233	0,1353	-50,2689	0,0000	11,367	0,038
	NOK/EUR	0	-2,2026	0,2055	-50,5505	0,0000	6,654	0,087

Źródło: obliczenia własne

⁵ Więcej na temat stacjonarności szeregów czasowych oraz konsekwencji braku stacjonarności dla badania współzależności por. dla przykładu Charemza i Deadman (1997), str. 104 i dalsze.

⁶ Więcej na temat tak zwanej analizy porównawczej oraz testów ADF i KPSS por. Maddala (2006), str. 613-619 oraz Welfe (2009), str. 360 i dalsze.

Dane zawarte tabeli 1 wskazują na niestacjonarność badanych szeregów czasowych. Hipoteza zerowa jest w teście ADF dla poziomów zmiennych w żadnym przypadku nie może być odrzucona, ponieważ prawdopodobieństwo błędu pierwszego rodzaju (p) jest większe od 0,05, przyjmowanego zazwyczaj jako graniczne. Z kolei w teście KPSS wartość statystyki testu jest w każdym przypadku większa od wartości krytycznej, co powoduje, że hipotezę zerową o stacjonarności w każdym przypadku należy odrzucić. Taka sytuacja „silnie wskazuje na niestacjonarność zmiennych” (Welfe 2009, str. 368).

3. METODYKA BADAŃ

Analiza wpływu ceny ropy na kształtowanie się kursów korony norweskiej do dolara (NOK/USD) i euro (NOK/EUR) zakłada, iż kursy te nawzajem na siebie wpływają. Wymaga to zastosowania metodologii VAR (*Vector AutoRegressive*) opracowanej przez Simsa (1980) jako alternatywa dla klasycznego modelu wielorównaniowego o równaniach współzależnych.⁷ Podstawowa postać modelu VAR (por. Charemza i Deadman 1998 str. 153-157, Kusideł 2000 str. 15-17, Maddala 2006 str. 609 i dalsze) jest następująca:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{A}_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t, \quad (1)$$

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.

Wektory reszt równań modelu powinny spełniać klasyczne założenia (zerowa średnia, stała wariancja, brak autokorelacji) natomiast kowariancje jednoczesne pomiędzy resztami poszczególnych równań mogą być różne od zera. Rząd opóźnienia (r), powinien być tak dobrany, aby odzwierciedlał naturalne interakcje (na przykład dla danych kwartalnych rząd opóźnienia nie powinien być mniejszy od 4), jak też, aby wyeliminowana została autokorelacja.

Estymatory modelu VAR otrzymane metodą najmniejszych kwadratów zachowują požądane właściwości tylko wówczas, gdy szeregi czasowe obserwacji na zmiennych są stacjonarne.⁸ Niestacjonarność szeregów czasowych badanych zmiennych powoduje konieczność zastosowania metodyki typowej dla badania współzależności niestacjonarnych szeregów czasowych, aby uniknąć niebezpieczeństw wynikających z tak zwanej pozornej regresji (*spurious regression*)⁹. Metodologia taka obejmuje następujące elementy:

⁷ Szczegóły tak zwanej „krytyki Simsa” klasycznej metodologii opartej na podejściu Komisji Cowlesa można znaleźć w pracach Majsterka (1998), oraz Kusideł (2000, str 10-11)

⁸ Ściślej chodzi tu o słabą stacjonarność inaczej lub stacjonarność w szerszym sensie. Wówczas średnie i wariancje szeregu są stałe w czasie, a wielkość kowariancji dla dwóch momentów obserwacji zależy tylko od odstępów pomiędzy nimi (por. Charemza i Deadman 1997, str 104-105). Problematykę badania stacjonarności szeregów czasowych znaleźć można na przykład w pracy Maddali (2006) str. 299-306 oraz 613-622.

⁹ Problem regresji pozornej po raz pierwszy zdefiniowany został przez Grangera i Newbolda (Granger i Newbold 1974). Stwierdzili oni mianowicie, że nawet wtedy, gdy niestacjonarne szeregi czasowe są genero-

1. Analizę kointegracji, która określa typ modelu używany do analizy współzależności.
2. Estymację modelu wskazanego przez odpowiedni test kointegracji: VAR, dla poziomów zmiennych, VECM (Vector Error Correction Model) lub VAR dla pierwszych różnic).
3. Analizę przyczynowości.
4. Analizę funkcji odpowiedzi na impuls (*IRF*), która pozwala na opis przebiegu tej zależności w czasie.

Do badania kointegracji stosuje się test Engle'a-Grangera (Engle i Granger 1987) bądź test Johansena (Johansen 1988). Test Engle'a-Grangera jest dosyć powszechnie krytykowany (por. dla przykładu Kusideł 2000 str. 47), głównie z tego powodu, że nie daje on możliwości zastosowania do badania kointegracji więcej niż dwu zmiennych. Wadą procedury Engle'a-Grangera nie ma procedura Johansena wykorzystująca do badania kointegracji modele VAR. Zgodnie z tą procedurą, aby wykorzystać model VAR do badania kointegracji należy go przekształcić do modelu VECM (*Vector Error Correction Model*) o postaci:¹⁰

$$\Delta \mathbf{x}_t = \Psi_0 \mathbf{d}_t + \Pi \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{r-1} \Pi_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (2)$$

gdzie:

Ψ_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora \mathbf{d}_t ,

$\Pi = \sum_{i=1}^k \mathbf{A}_i - \mathbf{I}$; $\Pi_i = \sum_{j=i+1}^k \mathbf{A}_j$, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ – reszty modelu.

Do badania kointegracji w procedurze Johansena używa się rzędu macierzy Π , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegracyjnych. Mogą wówczas wystąpić trzy przypadki (Kusideł 2000, str. 49):

- rząd macierzy Π jest równy 0 – wówczas model (2) jest modelem VAR dla przyrostów zmiennych, w którym nie występuje zależność długookresowa o postaci:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{A}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t, \quad (3)$$

wane losowo, to „(...) będzie raczej regułą niż wyjątkiem”, że zbudowane w oparciu o nie modele ekonometryczne będą „stwarzać pozory statystycznie istotnej zależności”. Wynika to stąd, że rozkład współczynnika korelacji pomiędzy niestacjonarnymi zmiennymi losowymi nie jest jednomodalny, jak to się dzieje, gdy zmienne są stacjonarne (wówczas funkcja gęstości rozkładu współczynnika korelacji jest skupiona w zerze), a dwumodalny o maksimach lokalnych funkcji gęstości prawdopodobieństwa przesuniętych w stronę -1 i 1 (Granger i Newbold 1974, str. 114). W efekcie daje to większe prawdopodobieństwo pojawienia się różnych od zera wartości współczynnika korelacji oraz miar pokrewnych, na przykład współczynnika determinacji. Powoduje to również, że rozkłady statystyk testów istotności parametrów strukturalnych mają rozkłady różne od zakładanych, co daje fałszywe wyniki tych testów.

¹⁰ Sposób otrzymywania modelu VECM jest szczegółowo opisany pracy Kusideł (2000, str. 48-50). Procedura estymacji parametrów tego modelu została szczegółowo opisana przez Majsterka (1998).

gdzie: $\Delta \mathbf{x}_t = [\Delta x_{t1} \dots \Delta x_{tk}]^T$ jest wektorem obserwacji na bieżących wartościach pierwszych różnic zmiennych objaśnianych, pozostałe oznaczenia jak w modelu (1),

- rząd macierzy Π jest większy od 0 i mniejszy od m (gdzie m liczba zmiennych objaśnianych przez model i tym samym równań w modelu), wówczas liczba wektorów kointegracyjnych jest równa temu rzędowi, wówczas do analizy współzależności badanych zmiennych należy zastosować model (2),
- macierz Π jest pełnego rzędu wówczas szeregi zmiennych są „łącznie stacjonarne”¹¹ i do analizy współzależności zmiennych należy zastosować model (1) – VAR dla poziomów zmiennych.

Zastosowany w procedurze Johansena test wykorzystuje fakt, że liczba niezerowych pierwiastków charakterystycznych równa jest rzędowi macierzy. Polega on na wyznaczeniu dwu charakterystyk estymatora macierzy Π - λ_{trace} i λ_{max} :

$$\lambda_{trace}(R) = -N \sum_{i=R+1}^m \ln(1 - \lambda_i),$$

$$\lambda_{max}(R) = -N \ln(1 - \lambda_{R+1}),$$

gdzie λ_i – oszacowane wartości własne, N – liczba obserwacji. Pierwsza statystyka służy do testowania hipotezy zerowej, iż liczba różnych wektorów kointegracyjnych jest mniejsza lub równa R , wobec hipotezy alternatywnej mówiącej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest większa od R . Druga statystyka służy do testowania hipotezy zerowej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest równa R , wobec hipotezy alternatywnej, że jest ich $R+1$. W obydwu przypadkach obszar krytyczny jest położony prawostronnie. Test ten jest testem iteracyjnym. Wartości własne estymatora macierzy Π szeregowane są malejąco. W pierwszym kroku hipoteza zerowa zakłada, że $R = 0$. Jeśli jest ona odrzucona, wówczas w kolejnym zakłada się, że $R = 1$, itd., aż do momentu gdy hipoteza zerowa nie będzie mogła być odrzucona, bądź $R = m - 1$, co określa rząd macierzy i liczbę wektorów kointegracyjnych.

Zależności przyczynowe pomiędzy zmiennymi objaśniającymi i zmienną badaną są w modelach VAR VECM przy pomocy testu przyczynowości Grangera, w oparciu o wyniki estymacji modelu (1) (2) lub (3). Idea tego testu polega na sprawdzeniu czy wprowadzenie danej zmiennej do modelu wraz ze wszystkimi opóźnieniami, zmniejszy istotnie wariancję resztową¹². Test przyczynowości Grangera bada występowanie tzw. przyczynowości 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. Szczegółowo ten problem omawiany jest w pracy Charemzy i Deadmana [Charemza Deadman 1997, rozdz. 6.3].

Najczęściej wykorzystywanym wariantem testu Grangera jest wariant Walda [Osińska 2006, s. 212]. Statystyką tego testu jest wyrażenie

¹¹ Takiego określenia dla opisu tej sytuacji używa Welfe (por. Welfe 2009 str. 380).

¹² Szerzej na temat testu przyczynowości Grangera por. (Charemza i Deadman 1997, rozdz. 6.3; Osińska 2006, s. 212).

$$T = \frac{N[S^2(\eta_t) - S^2(\varepsilon_t)]}{S^2(\varepsilon_t)} \quad (4)$$

gdzie: N – liczebność próby, $S^2(\eta_t)$ – wariancja resztowa modelu, w którym zmienna, której przyczynowość jest badana, nie występuje, $S^2(\varepsilon_t)$ – wariancja resztowa modelu, w którym występuje zmienna, której przyczynowość jest badana. Statystyka T jest asymptotycznie zbieżna do rozkładu χ_q^2 , gdzie q jest rzędem opóźnienia zmiennej, której przyczynowość jest badana.

Istnienie powiązań pomiędzy składnikami losowymi modelu VAR, czego wyrazem jest niezerowa kowariancja jednoczesna pomiędzy składnikami losowymi poszczególnych równań składających się na model, daje możliwość tworzenia modeli strukturalnych. Strukturalny model VAR ma postać (Kusideł 2000 s. 35 i dalsze, Osińska 2006 s. 207):

$$\mathbf{B}\mathbf{x}_t = \mathbf{\Gamma}_0\mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{\Gamma}_i\mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\xi}_t \quad (5)$$

gdzie: \mathbf{B} – macierz parametrów przy nieopóźnionych zmiennych wektora \mathbf{x}_t , $\mathbf{\Gamma}_0$ – macierz parametrów przy zmiennych wektora \mathbf{d}_t , $\mathbf{\Gamma}_i$ – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora \mathbf{x}_t , ($i = 1, \dots, r$), $\boldsymbol{\xi}_t$ – wektor reszt modelu. Pomnożenie równania (5) przez \mathbf{B}^{-1} pokazuje związek pomiędzy modelem (1) a jego postacią strukturalną (5). Wówczas:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_0\mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_i\mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\xi}_t. \quad (6)$$

Jeżeli przyjęte zostaną oznaczenia: $\mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_0 = \mathbf{A}_0$, $\mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_i = \mathbf{A}_i$, $\mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\xi}_t = \mathbf{e}_t$, uzyskany zostanie model (1).

Zależność pomiędzy modelem (1) i (5) wynikająca stąd, że $\mathbf{e}_t = \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\xi}_t$ daje możliwość badania interakcji pomiędzy zmiennymi wektora \mathbf{x}_t . Model (1) można bowiem przedstawić w postaci modelu VMA¹³, gdy $r = 1$:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{A}_1^i \mathbf{e}_{t-i}, \quad (7)$$

gdzie $\boldsymbol{\mu}$ jest wektorem średnich wartości zmiennych, co dalej daje:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{A}_1^i \mathbf{B}^{-1} \boldsymbol{\xi}_{t-i}, \quad (8)$$

a gdy dokonane zostanie podstawienie $\boldsymbol{\Phi}_i = \mathbf{A}_1^i \mathbf{B}^{-1}$ uzyskujemy:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\Phi}_i \boldsymbol{\xi}_{t-i}. \quad (9)$$

Elementy macierzy $\boldsymbol{\Phi}_i$ stosowane są do określenia wpływu zaburzeń losowych $\boldsymbol{\xi}_t$ na przebieg zmian w czasie zmiennych \mathbf{x}_t , bowiem $\phi_{jk}(i)$ mierzy wpływ zmiany w $\xi_{k\ t-i}$ na j -tą

¹³ *Vector Moving Average*. Podobnie, jak jednorównaniowe modele autoregresyjne (AR), model VAR można przedstawić w postaci średniej ruchomej – VMA (Kusideł 2000, s. 35 i dalsze; Osińska 2006, s. 215-216).

zmienną. Kolejne wartości $\phi_{jk}(i)$ dla $i = 0, 1, \dots, T$ tworzą funkcję odpowiedzi na impuls (*IRF* – *Impulse Reaction Function*), która określa zachowanie j -tej zmiennej w odpowiedzi na zaburzenia w resztach k -tej zmiennej. Najczęstszym sposobem prezentacji *IRF* jest wykres pokazujący zmianę w czasie reakcji j -tej zmiennej na zaburzenia w wysokości jednego odchylenia standardowego reszt k -tej zmiennej.

Ze względu na sposób wyznaczania wartości *IRF*, na ich wartość wpływa kolejność zmiennych składających się na wektor \mathbf{x} (por. Kusideł 2000, s. 38-40). Uporządkowanie to ma tym większe znaczenie, im wyższe są współczynniki korelacji pomiędzy resztami modelu VAR. Gdy są one na tyle wysokie, że uporządkowanie zmiennych ma wpływ na wartość *IRF*, sposób uporządkowania jest określany w oparciu o dekompozycję błędu prognoz (Kusideł 2000, s. 41-43).

W modelu VAR stanowiącym punkt wyjścia w badaniach opisanych w niniejszym opracowaniu danym równaniem (1): $\mathbf{x}_t = [USD/NOK_t, USD/EUR_t]^T$ jest wektorem obserwacji na bieżących wartościach kursów korony norweskiej odpowiednio do dolara i euro wyrażonych w jednostkach tych walut za 100 koron, $\mathbf{d}_t = [d_0, t, BRENT_t]^T$ jest wektorem obserwacji na deterministycznych składnikach równań, gdzie: d_0 – wyraz wolny, t – zmienna czasowa, *BRENT* – pierwsze różnice cen baryłki ropy Brent. W przypadku, gdy test Johansena wskaże na konieczność zastosowania modelu (2) lub (3) wektory \mathbf{x} i \mathbf{d} zostaną zmodyfikowane odpowiednio do konstrukcji tych modeli.

Poprawność modeli zostanie sprawdzona przy pomocy testu portmanteau¹⁴. Stabilność w czasie parametrów modeli zostanie sprawdzona przy pomocy testu CUSUM¹⁵. W oparciu o wyniki tego testu, cały analizowany przedział czasowy zostanie podzielony na okresy, w których wyniki testu CUSUM będą potwierdzać stabilność parametrów modelu.

Rozkład w czasie reakcji kursów korony norweskiej na impuls ze strony cen ropy Brent przedstawiony zostanie w postaci funkcji reakcji na impuls (*IRF*). Wartości tej funkcji otrzymane zostaną według następującego algorytmu. W pierwszym kroku wartości *IRF* uzyskane wynikające z zależności (9) pomnożone zostaną przez współczynnik regresji stojący zmiennej *BRENT* w odpowiednim równaniu (określa on wielkość zaburzenia wywołanego przez zmianę ceny ropy Brent). Następnie wartości tak otrzymanych iloczynów dla impulsów tak z własnej strony, jak i ze strony drugiej zmiennej egzogenicznej zostaną dodane. Funkcja ta pokaże jak zależności autoregresyjne przenoszą impulsy ze strony zmiennej egzogenicznej na wartości zmiennych endogenicznych w dalszych momentach czasowych.

Estymacja parametrów modeli opisujących zachowanie się cen badanych produktów w wydzielonych okresach dokonana została przy pomocy programu GRETL, również przy pomocy tego programu wyznaczone zostały wartości funkcji *IRF* służące jako podstawa do wyznaczenia reakcji na impuls ze strony zmian ceny ropy Brent.

¹⁴ Test portmanteau (portmonetki) wykorzystujący statystykę Ljung-Boxa (por. Ljung i Box 1978) 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 (p) jest większa od przyjętego poziomu istotności (najczęściej 0,05), wskazuje na poprawną budowę modelu.

¹⁵ Więcej na temat testu CUSUM por. Harvey i Collier 1997.

4. WYNIKI BADAŃ

W oparciu o wyniki testu CUSUM z całego zbioru danych wydzielonych zostało 9 okresów, wewnątrz których parametry równań opisujących kształtowanie się kursu NOK/USD i NOK/EUR są stabilne. Charakterystyka tych okresów przedstawiona została tabeli 2. Przy wydzielaniu tych okresów przyjęta została zasada, że będą to pełne tygodnie.

Wydzielone okresy mają różną długość, od kilku lat do kilku miesięcy. Bardzo charakterystyczne jest, że w okresie bezpośrednio poprzedzającym wybuch kryzysu bankowego w USA zaburzeń na światowych rynkach finansowych we wrześniu 2008 roku i bezpośrednio po nim występowała dużo większa zmienność parametrów równań opisujących kształtowanie się kursu NOK/USD i NOK/EUR. W szczególności warto zwrócić uwagę na okres VI (27.10.2008 - 19.12.2008), który charakteryzował się tym, że dla tego okresu nie było możliwe wyestymowanie modelu o stabilnych parametrach. Również dołączenie danych z tego okresu zarówno do okresu poprzedzającego jak i następnego powodowało niestabilność modelu opisującego kształtowanie się obydwu badanych kursów korony norweskiej. Bardzo charakterystyczne dla okresu VI jest to, że w okresie tym następuje gwałtowne odwrócenie trendu spadkowego ceny ropy Brent, który rozpoczął się w lipcu roku 2008 (por. rysunek 1).

Tabela 2 Charakterystyka wydzielonych okresów

Numer kolejny okresu	Czas trwania	Liczba obserwacji	Rząd opóźnienia	Występowanie zmiennej czasowej
I	16.06.2003 – 2006.08.11	855	2	TAK
II	14.08.2006 – 28.03.2008	295	3	TAK
III	31.03.2008 – 27.06.2008	65	1	NIE
IV	30.06.2008 – 17.10.2008	80	2	NIE
V	27.10.2008 – 19.12.2008	60	2	TAK
VI	22.12.2008 – 30.01.2009	30	Brak możliwości estymacji modelu	
VII	02.02.2009 – 03.07.2009	110	2	TAK
VIII	06.07.2009 – 03.02.2012	695	2	TAK
IX	05.03.2012 – 22.02.2013	255	2	TAK

Źródło: obliczenia własne

W tabeli 2 zamieszczone zostały wyniki testu Johansena dla poszczególnych wyróżnionych okresów. Zgodnie z metodologią opisaną poprzednio pozwolą one na wybór modelu, który posłuży do opisu analizowanych zależności.

Tabela 3 Wyniki testu Johansena dla wyróżnionych okresów.

Numer kolejny okresu	Czas trwania	Rząd macierzy	Wartość własna	Test λ_{trace}	p	Test λ_{max}	p
I	16.06.2003 - 2006.08.11	0	0,01806	20,623	0,0223	15,586	0,0812
		1	0,00587	5,038	0,0248	5,038	0,0248
II	14.08.2006 - 28.03.2008	0	0,05420	20,542	0,0230	16,439	0,0608
		1	0,01381	4,103	0,0428	4,103	0,0428
III	31.03.2008 -27.06.2008	0	0,07954	9,9678	0,6481	5,387	0,8450
		1	0,06805	4,5807	0,3439	4,581	0,3432
IV	30.06.2008 - 17.10.2008	0	0,12588	10,828	0,4115	10,763	0,3369
		1	0,00081	0,065	0,7985	0,065	0,7985
V	27.10.2008 - 19.12.2008	0	0,15223	12,986	0,0378	9,909	0,0845
		1	0,05000	3,078	0,0923	3,078	0,0942
VII	02.02.2009 - 03.07.2009	0	0,16654	27,366	0,0017	20,039	0,0163
		1	0,06444	7,327	0,0068	7,327	0,0068
VIII	06.07.2009 - 03.02.2012	0	0,02246	18,577	0,0455	15,785	0,0760
		1	0,00401	2,792	0,0948	2,792	0,0948
IX	05.03.2012 - 22.02.2013	0	0,06049	20,005	0,0278	15,912	0,0728
		1	0,01592	4,093	0,0431	4,093	0,0431

Źródło: obliczenia własne

W okresach III (31.03.2008 -27.06.2008) i IV (30.06.2008 - 17.10.2008), obejmującym czas bezpośrednio przed załamaniem rynków finansowych w USA i w konsekwencji na cały świecie, rząd macierzy użytej w teście Johansena jest równy zero, co oznacza że do opisu zależności w tych okresach wykorzystany zostanie model VAR dla przyrostów zmiennych przedstawiony w niniejszym opracowaniu w postaci równania (3). W pozostałych okresach macierz Π wykorzystywana w teście Johansena ma pełny rząd, a więc do opisu zależności pomiędzy analizowanymi kursami wykorzystany zostanie model VAR dla poziomów zmiennych dany równaniem (1).

Tabela 4 Wyniki estymacji modeli VAR dla wyróżnionych okresów

	Parametr opisowy	Równanie opisujące kształtowanie się kursu	
		NOK/USD	NOK/EUR
I 16.06.2003 - 2006.08.11	Współczynnik determinacji (skorygowany R^2)	0,9816	0,9836
	Współczynnik autokorelacji reszt	-0,0004	-0,0097
	Współczynnik regresji przy zmiennej BRENT	0,0187	0,0036
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,475	
	Test portmanteau - wartość p	0,1758	
II 14.08.2006 - 28.03.2008	Współczynnik determinacji (skorygowany R^2)	0,9892	0,9693
	Współczynnik autokorelacji reszt	-0,0479	-0,0359
	Współczynnik regresji przy zmiennej BRENT	0,0234	0,0108
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,720	
	Test portmanteau - wartość p	0,5959	
III 31.03.2008 - 27.06.2008	Współczynnik determinacji (skorygowany R^2)	0,2114	0,0987
	Współczynnik autokorelacji reszt	0,0327	0,0054
	Współczynnik regresji przy zmiennej d_BRENT	0,0302	0,0043
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,716	
	Test portmanteau - wartość p	0,3852	
IV 30.06.2008 - 17.10.2008	Współczynnik determinacji (R^2)	0,472485	0,374583
	Współczynnik autokorelacji reszt	-0,0036	-0,0071
	Współczynnik regresji przy zmiennej d_BRENT	0,0393	0,0103
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,407	
	Test portmanteau - wartość p	0,3622	
V 27.10.2008 - 19.12.2008	Współczynnik determinacji (skorygowany R^2)	0,9257	0,9288
	Współczynnik autokorelacji reszt	-0,0400	0,0039
	Współczynnik regresji przy zmiennej BRENT	0,0453	0,0143
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,682	
	Test portmanteau - wartość p	0,7157	
VII 02.02.2009 - 03.07.2009	Współczynnik determinacji (skorygowany R^2)	0,9250	0,7461
	Współczynnik autokorelacji reszt	-0,0152	0,0067
	Współczynnik regresji przy zmiennej BRENT	0,0748	0,0271
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,600	
	Test portmanteau - wartość p	0,6291	
VIII 06.07.2009 - 03.02.2012	Współczynnik determinacji (skorygowany R^2)	0,9797	0,9859
	Współczynnik autokorelacji reszt	-0,0135	-0,0222
	Współczynnik regresji przy zmiennej BRENT	0,0469	0,0113
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,496	
	Test portmanteau - wartość p	0,7212	
IX 05.03.2012 - 22.02.2013	Współczynnik determinacji (skorygowany R^2)	0,9696	0,9316
	Współczynnik autokorelacji reszt	-0,0355	-0,0118
	Współczynnik regresji przy zmiennej BRENT	0,0265	0,0039

	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,524
	Test portmanteau - wartość p	0,9644

Źródło: obliczenia własne

W tabeli 4 zamieszczone zostały podstawowe charakterystyki modeli VAR estymowanych dla wszystkich badanych okresów. Dane tam zawarte w tabelach wskazują, że reszty żadnego z równań nie wykazują autokorelacji, na co wskazują zarówno współczynniki autokorelacji reszt każdego z równań z osobna, jak i wartość błędu I rodzaju testu portmanteau weryfikującym łączną hipotezę o występowaniu autokorelacji reszt rzędu dowolnego rzędu. Spełniony więc został podstawowy warunek estymacji modeli opartych na danych pochodzących z szeregów czasowych. Zwraca uwagę wysoka wartość współczynnika determinacji we wszystkich modelach, w każdym w zasadzie z jego równań. Nieco niższe są wartości współczynników determinacji w okresie III i VI, w których wykorzystywane są modela VAR dla poziomów zmiennych, co jest sytuacją typową dla tego rodzaju modeli.

Wyraźnie różne od zera wartości współczynników korelacji wzajemnej dla równań wskazuje przede wszystkim na zasadność wykorzystania modeli VAR dla opisu zachowania kursów korony norweskiej. Wskazują też na występowanie powiązań pomiędzy poszczególnymi równaniami opisującymi kurs NOK/USD i NOK/EUR i możliwość wyznaczenie funkcji *IRF*.

Współczynniki regresji przy zmiennej objaśniającej BRENT są istotnie różne od zera i dodatnie w modelach dla wszystkich okresów (por. tabela 4). Oznacza to, że wzrost ceny ropy Brent na rynkach światowych skutkował umacnianiem się korony norweskiej zarówno do dolara amerykańskiego, jak i euro, a spadek ceny ropy Brent jej osłabianiem. W przypadku równań opisujących kształtowanie się kursu NOK/USD wartość tego współczynnika jest w przypadku każdego z okresów wyraźnie większa niż w przypadku równania opisującego kształtowanie się kursu NOK/EUR. Wskazuje to na silniejszy wpływ zmian cen ropy naftowej relację korony norweskiej do dolara niż do euro. Wyraźnie jest też widoczna zmienność w czasie współczynników regresji stojących przy zmiennej BRENT, zarówno w równaniach opisujących kształtowanie się kursu NOK/USD, jak i kursu NOK/EUR. Wskazuje to na zmienność w czasie oddziaływania cen ropy na kształtowanie się kursów korony norweskiej

Dalszy etap analizy wpływu cen ropy na kurs korony norweskiej obejmuje badanie przyczynowości. W tabeli zamieszczone zostały wyniki testu przyczynowości Grangera, przy pomocy którego badany był wpływ zmian cen ropy na kształtowanie się kursu korony do euro i dolara. Wyniki testu przyczynowości Grangera zamieszczone zostały w tabeli 5. Uściślają one wnioski wynikające z analizy współczynników regresji stojących przy zmiennej BRENT.

Wyniki zawarte w tabeli 5 wskazują, że poza okresem V (27.10.2008 - 19.12.2008) ceny ropy Brent były przyczyną (w sensie Grangera) dla zmian kursu korony norweskiej do dolara. Ceny ropy Brent nie były przyczyną dla kursu NOK/EUR poza wymienionym okresem V, również w okresie IX (05.03.2012 - 22.02.2013), zamykającym badany przedział czasowy.

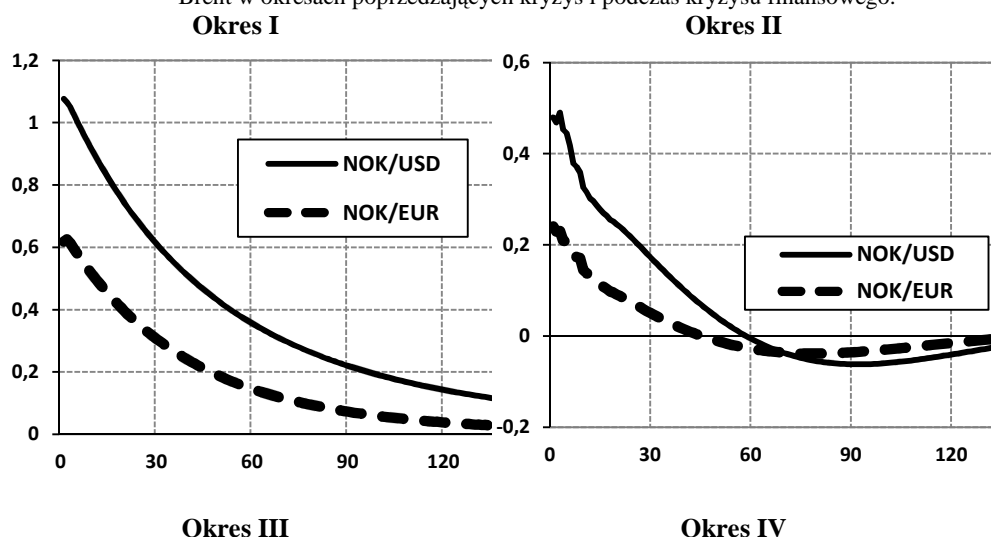
Tabela 5. Wyniki testu przyczynowości Grangera dla poszczególnych okresów badającego wpływ cen ropy Brent na kursy korony norweskiej

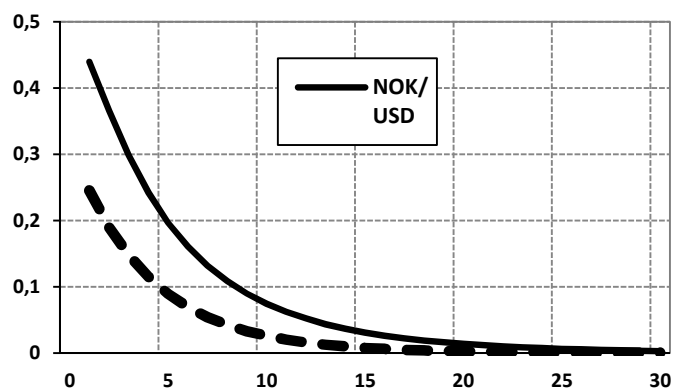
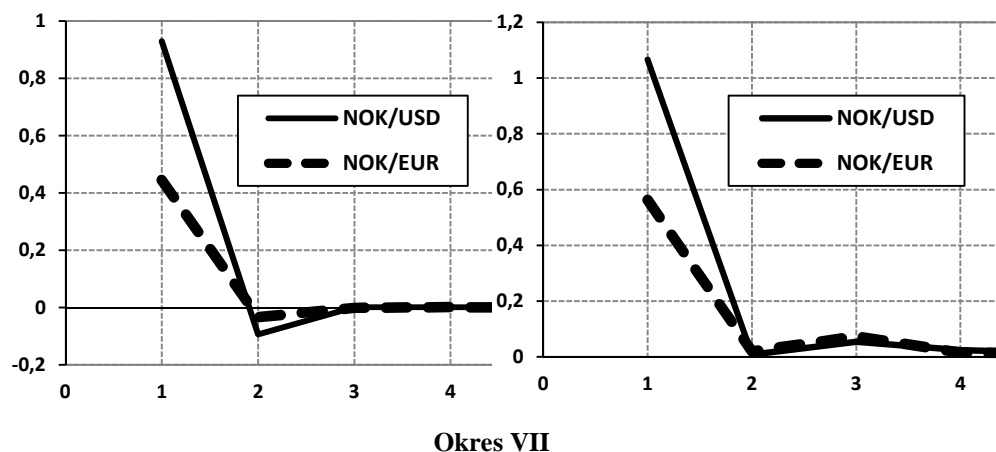
		NOK/USD		NOK/EUR	
		<i>T</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>p</i>
I	16.06.2003 - 2006.08.11	22,8653	0,0000	3,3016	0,0692
II	14.08.2006 - 28.03.2008	55,7031	0,0000	35,1879	0,0000
III	31.03.2008 - 27.06.2008	22,2579	0,0000	4,3738	0,0365
IV	30.06.2008 - 17.10.2008	97,9435	0,0000	56,6476	0,0000
V	27.10.2008 - 19.12.2008	0,3409	0,9870	2,1978	0,6994
VII	02.02.2009 - 03.07.2009	68,0081	0,0000	34,4621	0,0000
VIII	06.07.2009 - 03.02.2012	305,3334	0,0000	90,8736	0,0000
IX	05.03.2012 - 22.02.2013	40,4115	0,0000	1,3047	0,2534

Źródło: obliczenia własne

Oprócz stwierdzenia samego faktu oddziaływania ceny ropy Brent na kształtowanie się kursów korony norweskiej, warto byłoby jeszcze określić wielkość tego wpływu. Jako miara może tu posłużyć wartość statystyki testu przyczynowości Grangera (*T*). Statystyka ta jest bowiem znormalizowaną wartością zmienności (mierzonej sumą kwadratów reszt) dodatkowo wyjaśnionej przez wprowadzenie do modelu danej zmiennej w tym przypadku pierwszych przyrostów ceny ropy Brent. (por. Osińska 2006 str. 212). Jak wynika z danych zawartych w tabeli 5, wartość ta jest bardzo zróżnicowana w zależności od rozpatrywanego okresu. Zawsze jednak wyraźnie wyższa, niekiedy kilkukrotnie, w przypadku równań opisujących kształtowanie się kursu NOK/USD.

Rysunek 2. Przebieg funkcji reakcji kursów korony norweskiej na impuls ze strony cen ropy Brent w okresach poprzedzających kryzys i podczas kryzysu finansowego.



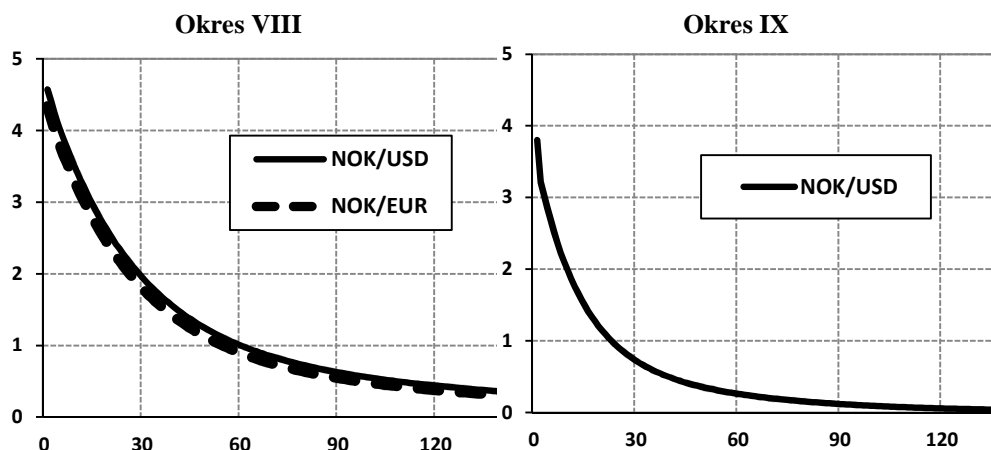


Źródło: obliczenia własne

Więcej o zróżnicowaniu reakcji badanych kursów na zmiany poziomu cen ropy Brent mówi funkcja reakcji na impuls (*IRF*). Opisuje ona bowiem kilka elementów: kierunek oddziaływania impulsu, jego siłę oraz rozkład w czasie i szybkość wygasania. Wykres przebiegu funkcji reakcji badanych kursów korony norweskiej na impuls ze strony ceny ropy w poszczególnych okresach przedstawiony został na rysunkach 2 i 3. Pominięte zostały te przypadki, w których zmiany ceny ropy Brent nie były przyczyną (w sensie Grangera) dla badanych kursów.

Na rysunku 2 przedstawiony został przebieg *IRF* dla okresów z przedziału czasowego do względnego uspokojenia rynków finansowych po wstrząsie spowodowanym kryzysem bankowym w USA we wrześniu 2008 roku (połowa roku 2009), a na rysunku 3 dla pozostałych okresów. Wykresy funkcji reakcji na impuls skonstruowany został w ten sposób, że na osi rzędnych danego wykresu odłożona jest wielkość reakcji danego kursu na zmianę ceny ropy Brent o 1 dolar na baryłkę, a na osi odciętych wyrażony w dniach horyzont czasowy oddziaływania tego impulsu.

Rysunek 3. Przebieg funkcji reakcji kursów korony norweskiej na impuls ze strony cen ropy Brent w okresach po kryzysie finansowym.



Źródło: obliczenia własne

Wykresy przebiegu funkcji reakcji na impuls zamieszczone na rysunku 2 i 3 ujawniają kilka elementów wspólnych. Przede wszystkim w każdym przypadku reakcja kursu NOK/USD na impuls ze strony ceny ropy Brent jest silniejsza niż w przypadku kursu NOK/EUR, co potwierdza spostrzeżenia poczynione wcześniej. Drugim elementem wspólnym jest kierunek oddziaływania impulsów. W każdym przypadku wzrost ceny ropy Brent powoduje umocnienie obydwu badanych kursów korony norweskiej. Trzecim elementem wspólnym jest monotoniczne i wykładnicze wygasanie reakcji obydwu analizowanych kursów korony norweskiej na impuls ze strony ceny ropy Brent. Widoczne są też jednak różnice w reakcji badanych kursów pomiędzy poszczególnymi okresami.

Najbardziej widoczną różnicą pomiędzy poszczególnymi okresami w przebiegu funkcji pomiędzy poszczególnymi okresami w przebiegu funkcji reakcji na impuls jest szybkość wygasania tego impulsu. W przypadku dwu okresów – III i IV – występuje w zasadzie tylko reakcja natychmiastowa, już w drugim dniu wielkość reakcji była praktycznie równa zero. Wyraźnie widoczne jest też wyraźnie szybsze wygasanie impulsu ze strony ceny ropy Brent w przypadku kursu NOK/EUR niż kursu NOK/USD, w zasadzie w każdym z wyróżnionych okresów. Również siła impulsu była zróżnicowana w zależności od okresu. Zależała ona od dwu elementów – wartości współczynnika regresji przy zmiennej BRENT oraz od tego jak procesy autoregresyjne i relacje zachodzące pomiędzy obydwoma analizowanymi kursami przenoszą ten pierwotny impuls na dalsze momenty czasowe.

Funkcje reakcji na impuls są swego rodzaju podsumowaniem opisu poszczególnych elementów charakteryzujących oddziaływanie ceny ropy Brent na kursy korony norweskiej. Analiza ich przebiegu w czasie pozwoliła na wykazanie zróżnicowania pomiędzy wydzielonymi okresami, określenie tego, co było wspólne dla poszczególnych okresów, a co je różniło.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzona analiza wykazała, że cena ropy wyraźnie wpływała w badanym przedziale czasowym na kursy korony norweskiej do euro i dolara, wzrost cen ropy umacniał koronę norweską zarówno do euro, jak i do dolara. Wykazała też, iż charakter tej zależności jest bardzo wyraźnie zmienny w czasie, co w szczegółach pokazała analiza funkcji odpowiedzi na impuls analizowanych kursów ze strony cen ropy.

Za podstawową przyczynę zróżnicowania reakcji korony norweskiej na zmiany ceny ropy można uznać zaburzenia na rynkach finansowych wywołane przez kryzys bankowy w USA w roku 2008, na jego narastanie i próby opanowania w końcu tego roku i na początku roku następnego. Wraz ze stabilizowaniem się sytuacji na międzynarodowym rynku finansowym częstość i głębokość zmian w schemacie oddziaływania ceny ropy na kursy korony norweskiej uległa zmniejszeniu. Również w okresach poprzedzających wystąpienie kryzysu zmiany schematu oddziaływania ceny ropy na kursy korony norweskiej nie były ani tak częste, ani tak głębokie, jak w czasie kryzysu.

Zróżnicowanie reakcji kursów korony norweskiej dotyczyło nie tylko zmienności w czasie. Wyraźnie widoczna była silniejsza reakcja kursu korony norweskiej do dolara w stosunku do jej kursu do euro. Wyrażała się to zarówno w sile oddziaływania impulsu ze strony ceny ropy, jak i szybkości wygasania tego impulsu. Wynika to najprawdopodobniej stąd, że kurs korony norweskiej do euro jest w większym stopniu determinowany wymianą handlową norwegi ze strefą euro.

Z przedstawionych konkluzji wynika kilka wniosków praktycznych, mających znaczenie z punktu widzenia zarządzaniem portfelem aktywów, w których znajduje się korona norweska. Po pierwsze wzrost ceny ropy umacnia koronę norweską, a jej spadek koronę norweską osłabia. Po drugie relacja pomiędzy kursami korony norweskiej a ceną ropy, aczkolwiek stabilna co do kierunku zmian, jest mało stabilna co do wielkości tych zmian. Przyczyny tej niestabilności i momenty ich wystąpienia są trudno przewidywalne, co może być źródłem ryzyka.

LITERATURA

- [1] Beine M., Lahaye J., Laurent S., Neely C.J., Palm F.C., *Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility, Its Continuous and Jump Components*, „Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper” 031C (2006).
- [2] Benita G., Lauterbach B., *Policy Factors and Exchange Rate Volatility, Panel Data versus a Specific Country Analysis*, „International Research Journal of Finance and Economics” 7 (2007), 7-22.
- [3] Engle R.F., Granger C.W.J., *Co-integration and Error Correction*, „Econometrica”, 55 (1987), 251-276.
- [4] Friedman, M., *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, Chicago 1953.
- [5] Galí, J., Monacelli, T., *Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy*, „Review of Economic Studies”, 72 (2005), 707-734.
- [6] Granger C.J.W., Newbold P., *Spurious Regression in Econometrics*, „Journal of Econometrics”, 2 (1974), 111-120.
- [7] Harvey A.C., Collier P., *Testing for Functional Misspecification in Regression Analysis*, „Journal of Econometrics”, 6 (1997), 103-119.
- [8] Johansen, S., *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, „Journal of Economic Dynamics and Control”, 12 (1988) 231-254.

- [9] Karras G., Lee J.M., Stokes H., *Sources of Exchange-Rate Volatility. Impulses or Propagation?*, „International Review of Economics and Finance” 14 (2005), 213–226.
- [10] Kusideł E., *Modele wektorowo - autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*. ABSOLWENT, Łódź. 2000.
- [11] Lane, P. R., Milesi-Ferretti G. M., *External Wealth, the Trade Balance, and the Real Exchange Rate*, „European Economic Review”, 46 (2002): 1049-1071.
- [12] Lanne M., Vesala T. (2006) *The effect of a transaction tax on exchange rate volatility*, „Bank of Finland Research Discussion Papers”, 11 (2006).
- [13] Ljung G. M., Box G. E. P., *On a measure of lack of fit in time series models*, „Biometrika”, 65 (1978), 297–303.
- [14] Maddala G.S., *Ekonometria*. PWN, Warszawa 2006.
- [15] Majsterek M., *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej*, „Przegląd Statystyczny”, 45 (1998), 113-130.
- [16] McKenzie M., *The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows*, „Journal of Economic Surveys”, 13 (1999), 71-106.
- [17] Nucci F. Pozzolo A.F. *Investment and the Exchange Rate: An Analysis with Firm-Level Panel Data*, „European Economic Review”, 45 (2001), 259-283.
- [18] Osińska M., *Ekonometria finansowa*. PWE, Warszawa. 2006.
- [19] Reinhart C., Rogoff K., *The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A reinterpretation*, „Quarterly Journal of Economics”, 119, (2004), 1-48.
- [20] Tarashev N.A. *Speculative Attacks and the Information Role of Interest Rate*, „Journal of the European Economic Association”, 5 (2007), 1-36.
- [21] Welfe A., *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, PWE, Warszawa, 2009.

THE ANALYSIS OF THE IMPACT OF OIL PRICES ON THE NORWEGIAN CORONA EXCHANGE RATES

The aim of the article was an analysis of the impact of oil prices on the Norwegian corona exchange rates against the euro and the US dollar. Confirmation of the hypothesis about the impact of oil prices on the exchange rate provided the detailed objective, which was a description of the nature of this dependence. The analysis of the time series were based on time series of daily exchange rate quotations of NOK/EUR, NOK/USD and Brent oil prices covering the period 05.05.2003-22.02.2013. The analysis showed that the examined time series are non-stationary. This resulted in a need for cointegration analysis. Johansen test showed that the VAR model should be used for this purpose. The results of the analysis showed that the exchange rates of Norwegian corona against the euro and the US dollar were influenced by oil prices. An increase in oil prices resulted in appreciation of Norwegian corona, and the decline in oil prices resulted in its depreciation. Further analysis also showed, that parameters describing the relationships between tested variables were noticeably different in each period (determined by *CUSUM* test). One of the factors that determined the nature of the analysed interdependence was the US 2008 financial crisis. There was also a visible difference in the influence of oil prices on the Norwegian corona exchange rates against euro and US dollar. The response of the Norwegian corona exchange rate against US dollar to the changes in the oil price was clearly stronger than the response of NOK/EUR, regardless of which sub-period was considered. It was visible both in the magnitude of the oil prices impact on considered exchange rates and the pace of this impulse expiration as well.

Keywords: Norwegian corona, oil price, exchange rate, VAR model

DOI: 10.7862/rz.2013.mmr.45

Tekst złożono w redakcji: czerwiec 2013

Przyjęto do druku: grudzień 2013