

Determinanty zmiennej w czasie korelacji pomiędzy cenami ropy naftowej a kursem walutowym dolara amerykańskiego

Karol Szafranek*

Nadesłany: 18 czerwca 2018 r. Zaakceptowany: 24 września 2018 r.

Streszczenie

Ceny ropy naftowej i kurs dolara amerykańskiego są ujemnie skorelowane, lecz zależność ta nie jest stabilna w czasie. Wykorzystując dwustopniową procedurę, w niniejszej pracy wyodrębniam zmienną w czasie korelację pomiędzy cenami ropy naftowej a kursem dolara amerykańskiego na podstawie modelu DCC, a następnie analizuję jej determinanty przez pryzmat bayesowskiego modelu SVAR. Wyniki przeprowadzonych analiz wskazują, że ujemna korelacja pomiędzy badanymi zmiennymi nasilała się w okresie poprzedzającym globalny kryzys finansowy oraz w jego trakcie, natomiast w dobie rewolucji łupkowej znacznie osłabła. Przyczynił się do tego zmniejszający się udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w PKB Stanów Zjednoczonych, wysoki poziom produkcji i zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych oraz relatywnie niski poziom awersji do ryzyka. Ponowny wzrost niepewności wraz ze spadkiem zapasów spowodował umocnienie się ujemnej zależności pomiędzy cenami ropy naftowej a kursem walutowym dolara amerykańskiego w pierwszej połowie 2018 r.

Słowa kluczowe: ropa naftowa, dolar amerykański, warunkowa korelacja, model DCC, SBVAR

JEL: C58, E44, F31, Q43

1. Wprowadzenie

Ujemna korelacja cen ropy naftowej i kursu walutowego dolara amerykańskiego stała się na przestrzeni ostatnich kilkunastu lat jedną z ekonomicznych prawidłowości (wykres 1). Okresom wzrostu cen surowca (bezpośrednio przed globalnym kryzysem finansowym oraz po ich wcześniejszym załamaniu w trakcie kryzysu) towarzyszyła deprecjacja nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego. Z kolei wraz ze spadkiem cen ropy naftowej (w okresie załamania na rynkach finansowych oraz w okresie znacznego wzrostu produkcji ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych ze złóż niekonwencjonalnych) efektywny kurs dolara amerykańskiego aprecjonował.

W ujęciu teoretycznym zarówno ceny ropy naftowej powinny wpływać na kurs walutowy dolara amerykańskiego, jak i kurs walutowy dolara powinien kształtować ceny ropy naftowej. Wnioski z badań empirycznych sugerują, że kierunek przyczynowości pomiędzy wskazanymi kategoriami ekonomicznymi pozostaje kwestią sporną zarówno w krótkim, jak i długim okresie, a wyodrębniana zależność nie jest stabilna w czasie. Ożywia to dyskusję dotyczącą przyczyn zmieniającej się siły powiązania cen tych aktywów.

W latach 2016–2017 można było zaobserwować osłabienie ujemnej zależności pomiędzy tempem zmian cen ropy naftowej i kursu walutowego dolara amerykańskiego. W konsekwencji strukturalnych zmian zachodzących na rynku ropy naftowej pojawiły się hipotezy zakładające, że zależność pomiędzy cenami surowca i kursem amerykańskiej waluty może stopniowo upodobnić się do tej obserwowanej pomiędzy cenami ropy naftowej i kursami walut tych krajów, których przychody z tytułu eksportu surowca stanowią znaczną część bilansu obrotów bieżących. Zaczęto przypuszczać, że trwały wzrost produkcji ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych i uniezależnienie się od importu produktów naftowych mogłyby prowadzić do aprecjacji dolara amerykańskiego. W niniejszej pracy odnoszę się do tych pytań badawczych.

Celem niniejszego badania jest określenie zmiennej w czasie zależności pomiędzy cenami ropy naftowej i kursem dolara amerykańskiego oraz wyodrębnienie jej determinantów. Analizy te wydają się szczególnie interesujące zwłaszcza w nietypowym okresie rewolucji łupkowej, charakteryzującym się niskimi cenami ropy naftowej, silnym wzrostem produkcji i zapasów surowca w Stanach Zjednoczonych przy zmniejszającym się udziale deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w PKB Stanów Zjednoczonych czy aprecjacją kursu walutowego dolara amerykańskiego przy stopniowej normalizacji polityki pieniężnej FED. W tym kontekście uzyskane w badaniu wnioski stanowią cenny wkład do literatury przedmiotu, przyczyniając się do pełniejszego zrozumienia charakteru i współzależności obu rynków, zwłaszcza w okresie rewolucji łupkowej.

W celu weryfikacji tez badawczych w pierwszym kroku wykorzystuję wielowymiarowy model dynamicznej warunkowej korelacji (DCC GARCH) do oszacowania zmiennej w czasie korelacji pomiędzy cenami ropy naftowej oraz nominalnym efektywnym kursem walutowym dolara amerykańskiego. Następnie objaśniam fluktuacje wyodrębnionej miary zależności cen obu aktywów przy użyciu bayesowskiego strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR). Wykorzystanie wspomnianych narzędzi ekonometrycznych umożliwia zarówno dokładne poznanie kierunku i siły zmiennej w czasie zależności pomiędzy cenami ropy naftowej i kursem dolara amerykańskiego, jak i przyczyn jej fluktuacji w krótkim i długim okresie.

Wyniki przeprowadzonych badań wskazują, że zależność pomiędzy cenami ropy naftowej i nominalnym efektywnym kursem dolara amerykańskiego jest silnie zmienna w czasie. W okresie

poprzedzającym globalny kryzys finansowy oraz w bezpośrednim następstwie jego wybuchu ujemna korelacja pomiędzy cenami wskazanych aktywów się nasilała. Z kolei po 2010 r., a zwłaszcza w latach 2016–2017, dynamiczny warunkowy współczynnik korelacji słabł i przejściowo stał się nieistotny statystycznie. W optyce oszacowanego modelu SVAR główną przyczyną tego osłabienia był zmniejszający się udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w PKB Stanów Zjednoczonych. Stanowi to istotną przesłankę, że wraz ze wzrostem cen ropy naftowej eksporterzy netto doświadczają na ogół aprecjacji swojej waluty, podczas gdy waluty krajów importujących surowiec wykazują tendencje deprecjacyjne. W kierunku osłabienia korelacji cen ropy naftowej i dolara amerykańskiego oddziaływały również: ponadprzeciętny wzrost zapasów, wynikający z globalnego spowolnienia gospodarczego, wyższa produkcja ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych w wyniku zwiększonej eksploatacji złóż łupkowych oraz niska globalna awersja do ryzyka. Z kolei silny wzrost niepewności w lutym 2018 r. wraz ze spadkiem zapasów ponownie wzmocnił ujemną zależność pomiędzy cenami analizowanych aktywów. Uzyskane wyniki są w dużym stopniu niewrażliwe na zmiany specyfikacji wykorzystywanych modeli.

Struktura niniejszej pracy jest następująca. W rozdziale drugim zwięźle przedstawiam teoretyczne kanały oddziaływania pomiędzy cenami ropy naftowej i kursem dolara amerykańskiego oraz wnioski z wybranych badań empirycznych. Rozdział trzeci zawiera opis przyjętej metodyki badawczej oraz wykorzystanych zmiennych. W rozdziale czwartym dokonuję dyskusji wyników oraz przedstawiam analizę ich wrażliwości. W rozdziale piątym podsumowuję główne wnioski płynące z pracy.

2. Przegląd literatury

W niniejszym rozdziale przedstawiam przegląd najważniejszych badań prowadzonych nad zależnością pomiędzy cenami ropy naftowej a kursami walut. W pierwszej kolejności opisuję wyodrębnione w modelach teoretycznych kanały oddziaływania analizowanych wielkości ekonomicznych, a następnie przytaczam główne wnioski z badań empirycznych.

2.1. Podstawy teoretyczne

W ujęciu teoretycznym powinna istnieć obustronna zależność pomiędzy kursem dolara amerykańskiego a ceną ropy naftowej. Z jednej strony ceny ropy naftowej mogą wyjaśniać fluktuacje kursów walutowych. Do zilustrowania tego efektu Amano i van Norden (1995) wykorzystują kanał handlowy (ang. *terms of trade channel*). Autorzy argumentują, że wzrost cen ropy naftowej prowadzi do aprecjacji realnego kursu walutowego w gospodarkach, których sektor dóbr produkowanych na rynek krajowy jest silnie uzależniony od tego surowca¹. Z kolei Golub (1983) i Krugman (1983) analizują kanał majątkowy (ang. *wealth effect channel*) oraz powiązany z nim kanał realokacji kapitału (ang. *portfolio*

¹ Założenie to bazuje na modelu gospodarki, w której występują dwa sektory: dóbr podlegających wymianie międzynarodowej oraz dóbr produkowanych na rynek krajowy. Oba sektory w procesie produkcji wykorzystują czynniki podlegające oraz niepodlegające wymianie międzynarodowej (odpowiednio ropę naftową i zasób pracy). Ceny dóbr finalnych podlegających wymianie międzynarodowej są ustalone. W związku z tym realny kurs walutowy odzwierciedla ceny dóbr przeznaczonych na rynek krajowy. Autorzy wskazują, że realny kurs walutowy będzie zależał od czynnika produkcji podlegającego wymianie handlowej (w tym przypadku ceny ropy naftowej). Jeśli sektor produkujący dobra na rynek krajowy (eksportowy) jest bardziej energochłonny, cena dobra finalnego na rynku krajowym oraz realny kurs walutowy wzrastają (spadają) w okresach wzrostu cen ropy naftowej.

reallocation channel). Autorzy wskazują, że kraj eksportujący (importujący) ropę naftową może doświadczać aprecjacji (deprecjacji) własnego kursu walutowego względem dolara amerykańskiego przy wzroście (spadku) cen surowca ze względu na generowaną nadwyżkę (deficyt) bilansu obrotów bieżących. Jeśli przychody ze sprzedaży ropy naftowej będą reinwestowane w produkty finansowe denominowane w dolarze amerykańskim, to kurs walutowy dolara amerykańskiego powinien aprecjonować. W długim okresie dostosowanie kursu walutowego będzie uzależnione od oczekiwań uczestników rynku oraz bilansów handlowych importerów i eksporterów².

Z drugiej strony kurs walutowy może również kształtować ceny ropy naftowej. Na podstawie prawa jednej ceny Blomberg i Harris (1995) przekonują, że ze względu na prowadzenie handlu międzynarodowego ropą naftową w dolarze amerykańskim i nieelastyczny popyt (Kilian, Murphy 2014) na to homogeniczne dobro deprecjacja dolara amerykańskiego powinna prowadzić do spadku ceny ropy naftowej wyrażonej w walutach pozostałych krajów. Niższe ceny surowca powinny stymulować popyt na ropę poza Stanami Zjednoczonymi i w efekcie prowadzić do ponownego wzrostu cen. Haughton (1989) twierdzi, że realne ceny ropy naftowej zależą od licznych bilateralnych kursów walutowych względem dolara amerykańskiego i w efekcie od jego realnego efektywnego kursu walutowego. Jego deprecjacja powoduje wzrost siły nabywczej kursów innych krajów, uruchamiając dostosowania popytowe i stymulując wzrost cen (w tym przypadku oddziałuje kanał denominacji, ang. *denomination channel*). Wraz z deprecjacją realnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego obniża się również siła nabywcza eksporterów ropy naftowej (zwłaszcza tych gospodarek, których budżety w przeważającym stopniu są uzależnione od osiągniętych przychodów z tytułu sprzedaży ropy naftowej), co prowadzi do uruchomienia kanału dostosowań (ang. *adjustment channel*). Podaż surowca może zostać ograniczona, co może spowodować ponowny wzrost cen ropy naftowej na rynku międzynarodowym.

2.2. Wyniki badań empirycznych

Wyniki badań empirycznych są znacznie zróżnicowane i zależą od analizowanych gospodarek, doboru próby czy metod badawczych. Autorzy analiz wskazują na ogół na silną zależność pomiędzy cenami ropy naftowej a kursami walut w długim okresie, choć znak tej relacji bywa kwestią sporną. W krótkim okresie wykorzystanie informacji o kursach walutowych i cenach ropy naftowej może poprawiać jakość prognoz tych wielkości (Ferraro, Rogoff, Rossi 2015).

Zależność pomiędzy cenami ropy naftowej a kursem walutowym może być zarówno dodatnia, przy czym to ceny surowca determinują poziom kursów walutowych (m.in. Amano, van Norden 1998a; 1998b; Chen, Chen 2007), jak i ujemna, przy czym w tym wypadku to realny efektywny kurs amerykańskiej waluty kształtuje poziom realnej ceny ropy naftowej (m.in. Akram 2009; Wu, Chung, Chang 2012; Beckmann, Czudaj 2013; Zhang 2013; McLeod, Haughton 2018). Lizardo i Mollick (2010) wskazują, że wzrost cen surowca w ujęciu realnym prowadzi do statystycznie istotnej deprecjacji dolara amery-

² Krugman (1983) analizuje powiązanie cen ropy naftowej i kursu dolara amerykańskiego przez pryzmat modeli uwzględniających dwóch importerów ropy naftowej (Stany Zjednoczone oraz Niemcy) oraz jednego eksportera (OPEC). Przyjmijmy, że OPEC preferuje inwestowanie nadwyżek finansowych w dolara amerykańskiego oraz import produktów niemieckich. Przy tych założeniach w krótkim okresie kurs dolara amerykańskiego powinien aprecjonować. Jednakże wraz ze wzrostem wydatków przez OPEC eksport dóbr staje się istotniejszy niż eksport kapitału, prowadząc w długim terminie do deprecjacji kursu amerykańskiej waluty w następstwie wzrostu cen ropy naftowej. Po uwzględnieniu kanału oczekiwań osłabienie kursu dolara amerykańskiego może nastąpić również w krótkim okresie pomimo oddziaływania kanału redystrybucji majątku.

kańskiego wobec walut krajów eksporterów netto ropy naftowej (Kanady, Meksyku i Rosji) i aprecjacji względem innych istotnych importerów (np. Japonii). Fratzscher, Schneider i Van Robays (2014) sugerują obustronną zależność, lecz reakcja cen ropy naftowej na zmiany kursu walutowego jest niewspółmiernie silniejsza. Z kolei Brahmašrene, Huang i Sissoko (2014) twierdzą, że w krótkim okresie kurs walutowy wpływa ujemnie na dynamikę cen ropy naftowej, natomiast w długim okresie ceny ropy naftowej kształtują kurs walutowy.

Wnioski dla poszczególnych gospodarek i ich kursów walutowych również pozostają zróżnicowane. Ceny ropy naftowej są postrzegane jako istotne źródło zmienności kursu dolara amerykańskiego i kursów walutowych pozostałych gospodarek G7 (m.in. Chen, Chen 2007; Lizardo, Mollick 2010), wybranych małych otwartych gospodarek rozwijających się (Turhan, Hacıhasanođlu, Soytaş 2013; Bayat, Nazlıođlu, Kayhan 2015), krajów OPEC silnie uzależnionych od eksportu ropy naftowej (Nikbakht 2010) oraz rozwijających się gospodarek afrykańskich i azjatyckich (Mensah, Obi, Bokpin 2017). Nieco w kontraście do powyżej wyszczególnionych wyników stoją rezultaty Chen i in. (2016), którzy twierdzą, że szoki naftowe wyjaśniają zaledwie około 10–20% długoterminowej zmienności kursów walutowych 16 państw OECD (choć po kryzysie finansowym szoki specyficzne dla rynku ropy tłumaczą fluktuacje kursów walutowych w znacznie większym stopniu). Habib, Bützer i Stracca (2016) również badają reakcje kursów walutowych na popytowe i podaźowe szoki specyficzne dla rynku ropy naftowej dla 44 rozwijających się i rozwiniętych krajów. Autorzy nie znajdują dowodów na to, by kursy walutowe eksporterów ropy naftowej w sposób systematyczny aprecjonowały względem kursów walut importerów po wzroście realnych cen surowca. Jednakże gospodarki eksportujące ten surowiec doświadczają aprecjacji swoich kursów walutowych w następstwie popytowego szoku na rynku ropy naftowej, której przeciwdziałają poprzez akumulację rezerw walutowych.

Należy podkreślić, że relacja istniejąca pomiędzy cenami ropy naftowej a kursem dolara amerykańskiego nie jest stabilna w czasie (Beckmann, Czudaj, Arora 2017). W tym kontekście warto odnotować, że już Bénassy-Quére, Mignon i Penot (2007) wskazywali, że na ogół dodatnia długookresowa zależność pomiędzy cenami ropy naftowej i kursem dolara amerykańskiego w latach 1974–2002 powinna stać się ujemna wraz z pojawieniem się Chin na rynku międzynarodowym (stających się ważnym importerem ropy naftowej i jednym z głównych partnerów handlowych pozostałych gospodarek). W późniejszym badaniu Coudert i Mignon (2016) wskazują, że realne ceny ropy naftowej i realny kurs dolara amerykańskiego łączy ujemna długookresowa zależność, lecz po ograniczeniu próby do 2005 r. zależność ta zmienia znak zgodnie z wynikami wcześniejszych analiz empirycznych.

Część badaczy wskazuje również, że wzrost siły oddziaływania pomiędzy cenami analizowanych aktywów nastąpił bezpośrednio przed i po wybuchu globalnego kryzysu finansowego. Zależność pomiędzy cenami ropy naftowej a kursami walut w latach poprzedzających globalny kryzys finansowy była niska lub nieistotna statystycznie (Ding, Vo 2012), lecz stopniowo umacniała się (Wu, Chung, Chang 2012). Znaczna część literatury empirycznej postuluje również, że po wybuchu kryzysu finansowego oraz w okresie zawirowań finansowych kursy walut i ceny ropy naftowej stały się wzajemnie silnie powiązane, a jednoczesne ich ekstremalne zmiany znacznie bardziej prawdopodobne (m.in. Ding, Vo 2012; Wu, Chung, Chang 2012; Reboredo, Rivera-Castro 2013; Turhan, Hacıhasanođlu, Soytaş, 2013; Reboredo, Rivera-Castro, Zebende 2014; Beckmann, Berger, Czudaj 2016; Mensah, Obi, Bokpin 2017).

Istnieje wiele podejść empirycznych do określenia zależności pomiędzy cenami ropy naftowej i kursami walut. Popularnie są wykorzystywane: analizy przyczynowości i kointegracji zmiennych w liniowym i nieliniowym ujęciu jednowymiarowym i wielowymiarowym (m.in. Amano, van Norden 1998a;

1998b; Bénassy-Quéré, Mignon, Penot 2007; Mohammadi, Jahan-Parevar 2012; Beckmann, Czudaj 2013; Zhang 2013; Coudert, Mignon 2016; Mensah, Obi, Bokpin 2017; McLeod, Haughton 2018), strukturalne modele wektorowej autoregresji (m.in. Akram 2009; Brahmašre, Huang, Sissoko 2014; Chen i in. 2016), metody dwustopniowe (m.in. Chen, Chen 2007; Yang, Cai, Hamori 2018), modele dynamicznej warunkowej korelacji (m.in. Brayek, Sebai, Naoui 2015; Yang, Cai, Hamori 2018) czy metody statystyczne, m.in. kopuły, falki i analizy fluktuacji (m.in. Reboredo, Rivera-Castro 2013; Reboredo, Rivera-Castro, Zebende 2014; Beckmann, Berger, Czudaj 2016). W tym kontekście przeprowadzona w niniejszej pracy analiza jest zbliżona do prac Brayek, Sebai i Naoui (2015) oraz Yang, Cai i Hamori (2018). Różnica polega na tym, że Brayek, Sebai i Naoui (2015) poprzestają na doborze odpowiedniej kopuły do wyznaczenia zależności pomiędzy cenami ropy naftowej i kursem dolara amerykańskiego, podczas gdy Yan Cai i Hamori (2018) w analizie panelowej objaśniają zmiennymi finansowymi i makroekonomicznymi długookresową korelację z modelu DCC-MIDAS pomiędzy wybranymi bilateralnymi kursami walutowymi i cenami ropy naftowej. Prezentowane w niniejszej pracy podejście uwzględnia w pierwszej kolejności wyodrębnienie zależności krótkookresowych przy wykorzystaniu prostego wielowymiarowego modelu DCC GARCH. Następnie zmienna w czasie korelacja pomiędzy efektywnym kursem dolara amerykańskiego a cenami ropy naftowej jest objaśniana za pomocą bayesowskiego strukturalnego modelu wektorowej autoregresji. Wykorzystanie modelu dynamicznego bazuje na założeniu, że na modelowaną korelację wpływa również inercyjność procesów makroekonomicznych.

3. Model i dane

W niniejszym rozdziale opisuję przyjętą metodykę badawczą i wykorzystywane dane. W pierwszej kolejności przedstawiam model DCC GARCH, na podstawie którego wyodrębniam dynamiczną korelację pomiędzy cenami ropy naftowej a kursem dolara amerykańskiego. W drugim kroku przedstawiam strukturalny model wektorowej autoregresji służący określeniu przyczyn zmian tej korelacji.

3.1. Model DCC

W pierwszym kroku szacuję wielowymiarowy model DCC GARCH (Engle 2002), będący rozszerzeniem modelu CCC GARCH (Bollerslev 1990). Jego istotą jest modelowanie warunkowych wariancji zmiennych oraz warunkowej korelacji pomiędzy nimi zamiast bezpośredniego modelowania pełnej macierzy warunkowych wariancji-kowariancji. W postaci ogólnej model DCC można zdefiniować w następujący sposób:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \check{n}_t \\ \check{n}_t &= H_t^{\frac{1}{2}} \nu_t \\ H_t &= D_t R_t D_t \end{aligned}$$

gdzie y_t oznacza wektor logarytmicznych przyrostów cen n aktywów, μ_t to wektor warunkowej wartości oczekiwanej y , a \check{n}_t jest wektorem skorygowanych średnią logarytmicznych temp wzrostów zmiennych – takim, że $E[\check{n}_t] = 0 \wedge E[\check{n}_t \check{n}_t'] = H_t$, $t = 1, \dots, T_{DCC}$. H_t oznacza macierz warunkowej wariancji-kowariancji wektora \check{n}_t , natomiast $H_t^{\frac{1}{2}}$ uzyskuje się poprzez faktoryzację Choleskiego H_t .

Macierz H_t jest dekomponowana na zmienną w czasie diagonalną macierz warunkowych odchyłeń standardowych $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{1t}}, \dots, \sqrt{h_{nt}})$ procesów \check{n}_t (modelowanych przez jednowymiarowe modele GARCH) i symetryczną macierz warunkowej korelacji R_t wymiaru $n \times n$ wystandaryzowanych składników losowych ε_t , takich, że: $\varepsilon_t = D_t^{-1} \check{n}_t \sim N(0, R_t)$. Poszczególne elementy macierzy H_t wynoszą: $[H_t]_{ij} = \sqrt{h_{it} h_{jt}} \rho_{ij}$, gdzie $\rho_{ii} = 1, i, j \in \{1, \dots, n\}$. Z kolei v_t oznacza wektor niezależnych błędów o takim samym rozkładzie, takich, że $E[v_t] = 0 \wedge E[v_t v_t'] = I$.

Ze względu na warunek dodatniej określoności macierzy H_t macierz R_t również musi być dodatnio określona (macierz D_t jest dodatnio określona z definicji). W dodatku modelowanie korelacji wymaga, aby wszystkie elementy macierzy R_t spełniały nierówność $|\rho_{ij}| \leq 1$. W celu uwzględnienia tych założeń w modelu DCC(1,1) macierz R_t jest dekomponowana w następujący sposób: $R_t = Q_t^*{}^{-1} Q_t Q_t^*{}^{-1}$, gdzie $Q_t = (1 - a - b) \bar{Q} + a \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + b Q_{t-1}$ i $\bar{Q} = E[\varepsilon_t \varepsilon_t']$. Elementy macierzy \bar{Q} są oszacowane na podstawie wzoru: $\bar{Q} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \varepsilon_t'$. Parametry a i b są skalarami, natomiast macierz $Q_t^* = \text{diag}(\sqrt{q_{1t}}, \dots, \sqrt{q_{nt}})$ jest diagonalną macierzą pierwiastków kwadratowych elementów diagonalnych macierzy Q_t , skalującą jej elementy celem unormowania korelacji do pożądanego zakresu $q_{ij} = |q_{ij}| |\sqrt{q_{ii}}|^{-1} |\sqrt{q_{jj}}|^{-1} \in [-1, 1]$. Macierze Q_t oraz Q_0 również muszą być dodatnio określone, aby zapewnić dodatnią określoność macierzy Q_t oraz R_t . W dodatku uzyskanie dodatniej określoności macierzy H_t wymaga nałożenia następujących restrykcji na parametry a i b : $a \geq 0 \wedge b \geq 0 \wedge a + b < 1$ oraz standardowych warunków na jednowymiarowe modele GARCH w celu zapewnienia dodatnich warunkowych wariancji.

Przedstawiona struktura korelacyjna modelu DCC(1,1) może zostać rozszerzona do postaci DCC(M, N):

$$Q_t = \left(1 - \sum_{m=1}^M a_m - \sum_{n=1}^N b_n \right) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M a_m \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \sum_{n=1}^N b_n Q_{t-1}$$

W modelach DCC można również uwzględniać niesymetryczną odpowiedź macierzy korelacji na ujemne i dodatnie realizacje składnika losowego. Cappiello, Engle i Sheppard (2006) wprowadzili klasę asymetrycznych uogólnionych modeli DCC, gdzie dynamika procesu Q_t jest opisana następująco:

$$Q_t = \left(\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B - G' \bar{Q}^- G \right) + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' Q_{t-1} B + G \varepsilon_t^- \varepsilon_t'^- G$$

gdzie A, B oraz G mogą być macierzami parametrów wymiaru $n \times n$, $\varepsilon_t^- = \mathbb{I}(\varepsilon_t < 0) \odot \varepsilon_t$, \mathbb{I} jest funkcją indykatorową, a \bar{Q} i \bar{Q}^- są macierzami bezwarunkowych kowariancji ε_t i ε_t^- .

Dalsze rozszerzenia modelu DCC przedstawia Silvennoinen i Teräsvirta (2009).

W niniejszym badaniu $y_t = [y_{WTIF} \ y_{USNB}]'$ oznacza logarytmiczne przyrosty terminowych cen ropy naftowej WTIF (WTIF) i nominalnego efektywnego kursu dolara amerykańskiego (USNB). Tabela 1 podsumowuje informacje na temat zmiennych WTIF i USNB, natomiast tabela 2 przedstawia wyniki wstępnej eksploracji danych. W toku analiz wykorzystujemy dzienne dane za okres od 1 stycznia 2005 r. do 29 czerwca 2018 r. ($T_{DCC} = 3378$). Obie zmienne wykazują własności charakterystyczne dla finansowych szeregów czasowych o wysokiej częstotliwości (Cont 2001). Cechuje je wysoka zmienność, asymetria rozkładu, leptokurtyczność oraz silny efekt klastrowania wariancji. Badane zmienne są stacjonarne, a bezwarunkowa korelacja pomiędzy nimi jest ujemna i statystycznie istotna. Wyniki wstępnej analizy danych skłaniają zatem do łącznego modelowania przyrostów cen ropy naftowej i kursu dolara amerykańskiego za pomocą wielowymiarowego modelu DCC GARCH.

W pierwszym kroku estymacji modelu DCC wybieram specyfikacje jednowymiarowych modeli GARCH dla zmiennych WTIF oraz USNB. Tabela 3 przedstawia rozpatrywane klasy modeli GARCH oraz rozkłady składników resztowych. Kierując się wskazaniem BIC, przyjmuję, że model EGARCH (GARCH) z rozkładem błędów t Studenta dostatecznie dobrze opisuje kształtowanie się zmiennej WTIF (USNB).

W drugim kroku szacuję parametry struktury korelacyjnej DCC warunkowo względem oszacowanych na pierwszym etapie parametrów jednowymiarowych procesów GARCH. W celu uodpornienia wyników estymacji na wpływ doboru specyfikacji w badaniu szacuję łącznie sześć różnych specyfikacji modelu DCC(1,1). W toku analiz rozważam modele DCC nieuwzględniające i uwzględniające efekty asymetryczne oraz trzy wielowymiarowe rozkłady wystandaryzowanych reszt v_t (normalny, t Studenta i Laplace'a). Wykorzystywana w estymacji metoda pseudonajwiększej wiarygodności zwraca zgodne i asymptotycznie normalne estymatory (Engle, Sheppard 2001) i jest równie skuteczna co metoda pełnej największej wiarygodności (Jondeau 2005). Wyniki badań empirycznych wskazują ponadto, że zmiana rozkładu błędów nie wpływa na dokładność oszacowania parametrów (Jensen, Lunde 2001; Venter, de Jongh 2002). W ostatnim kroku, ponownie kierując się kryterium BIC, wybieram optymalny model DCC GARCH. Na jego podstawie wyodrębniam dynamiczną warunkową korelację pomiędzy zmiennymi WTIF i USNB.

3.2. Model SVAR

W drugim kroku objaśniam wyodrębnioną na podstawie preferowanego modelu DCC miarę zależności pomiędzy WTIF i USNB przy wykorzystaniu modelu wektorowej autoregresji. W postaci zredukowanej jest on dany równaniem:

$$x_t = \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + Cz_t + \xi_t$$

gdzie x_t oznacza wektor zmiennych endogenicznych wymiaru $m \times 1$, $A_i, i \in \{1, \dots, p\}$, oznacza macierz współczynników przy i -tym opóźnieniu wektora x_t , C jest macierzą $m \times k$ zmiennych egzogenicznych. Wektor $\xi_t = (\xi_{1t}, \dots, \xi_{mt})$ oznacza wektor składników losowych o wielowymiarowym rozkładzie normalnym: $\xi_t \sim N(0, \Sigma)$, gdzie Σ oznacza macierz wariancji-kowariancji, a ξ_t są nieskorelowane tak, że $E[\xi_t \xi_s'] = \Sigma$ i $E[\xi_t \xi_s'] = 0$, jeśli $t \neq s, t = 1, \dots, T_{VAR}$.

Wykorzystanie modelu dynamicznego wynika z założenia, że wpływ wybranych czynników makroekonomicznych na poziom korelacji cen ropy naftowej i kursu dolara amerykańskiego cechuje inercja.

Szacowany w badaniu model wektorowej autoregresji uwzględnia stałą oraz następujące zmienne:

- 1) stopę procentową w Stanach Zjednoczonych (MPL) uwzględniającą prowadzoną niekonwencjonalną politykę pieniężną (Wu, Xia 2016),
- 2) poziom globalnej awersji do ryzyka (VIX),
- 3) zmienność nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego (DVL),
- 4) zmienność napływu kapitału na rynki wschodzące (ECR),
- 5) poziom zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (INV),

- 6) poziom produkcji ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (PRD),
- 7) udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w bieżącym PKB Stanów Zjednoczonych (RAT),
- 8) wielkość zaangażowania inwestorów niekomercyjnych na rynku ropy naftowej (FUT),
- 9) dynamiczną warunkową korelację pomiędzy nominalnym efektywnym kursem walutowym dolara amerykańskiego i ceną ropy naftowej WTI (DCC).

Tabela 1 zawiera szczegółowy opis wykorzystanych w modelu zmiennych oraz ich przekształcenia, natomiast wykres 4 ilustruje kształtowanie się tych zmiennych w czasie. Dobór zmiennych do modelu jest w znacznej mierze podyktowany intuicją ekonomiczną. Po pierwsze, na gruncie teorii ekonomii poziom stóp procentowych (MPL) może mieć istotny wpływ zarówno na kształtowanie się cen ropy naftowej, jak i kursu dolara amerykańskiego (Coudert, Mignon 2016), a zatem powinien również oddziaływać na korelację cen obu aktywów. Po drugie, zależność pomiędzy cenami obu aktywów może wynikać z globalnej (VIX) i sektorowej (EMR) awersji do ryzyka. Motywy ostrożnościowe mogą stymulować bądź ograniczać popyt na dolara amerykańskiego (DVL) i ropę naftową. Z kolei decyzje inwestorów niekomercyjnych, zajmujących pozycje spekulacyjne na rynku ropy naftowej (FUT) i dywersyfikujących portfele inwestycyjne (Geman, Kharoubi 2008), powinny wzmacniać ujemną korelację pomiędzy aktywami. Po trzecie, korelacja obu aktywów może wynikać z sytuacji fundamentalnej na rynku ropy naftowej – nieoczekiwany silny wzrost (spadek) globalnego popytu na ropę naftową (INV) może prowadzić do wzrostu (spadku) cen surowca (Kilian, Murphy 2014), powodując jednocześnie aprecjację (deprecjację) dolara amerykańskiego ze względu na to, że transakcje na rynku ropy naftowej rozliczane są właśnie w dolarze amerykańskim (Blomberg, Harris 1995). Równocześnie dynamiczny wzrost produkcji surowca w samych Stanach Zjednoczonych (PRD) w okresie rewolucji łupkowej przyczynia się do spadku cen surowca (Bataa, Park 2017) i dodatkowo może oddziaływać na kurs dolara amerykańskiego poprzez kanał majątkowy dzięki zmieniającemu się defycytowi bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w stosunku do PKB Stanów Zjednoczonych (RAT).

Kierując się ekonomiczną intuicją, w modelu uwzględniłam blokową egzogeniczność wybranych zmiennych. Tabela 4 przedstawia nałożone restrykcje zerowe na macierze A_i . Zakładam, że zmienna DCC nie wpływa na pozostałe zmienne w modelu. Ponadto przyjmuję, że skala spekulacji inwestorów niekomercyjnych nie wpływa na kategorie realne (poziom produkcji ropy naftowej, poziom zapasów, udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w bieżącym PKB Stanów Zjednoczonych) ani na kształt polityki pieniężnej FED. Uwzględnienie blokowej egzogeniczności nie wpływa na oszacowania parametrów modelu.

Model szacuję na danych miesięcznych obejmujących okres od stycznia 2005 r. do czerwca 2018 r. ($T_{VAR} = 162$). Jest to najdłuższa możliwa próba uwzględniająca dostępność wszystkich zmiennych. Przyjęte maksymalne opóźnienie modelu p wynosi 12 i koresponduje z miesięczną częstotliwością obserwacji. Ze względu na znaczną liczbę szacowanych parametrów do estymacji wykorzystuję metody bayesowskie. W jej toku korzystam ze standardowego zestawu hiperparametrów dla schematu Minnesota w modelu BVAR (Litterman 1986; Doan, Litterman, Sims 1984; Sims 1989). W szczególności zakładam, że $\beta_0 = 1$, $\lambda_1 = 0,2$, $\lambda_2 = 0,5$, $\lambda_3 = 1$, $\lambda_4 = 1000$, $\lambda_5 = 0,005$, $\lambda_6 = 1$, $\lambda_7 = 1$, gdzie $\beta_0, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4, \lambda_5$ kontrolują *a priori* odpowiednio: siłę inercji modelowanych zmiennych, ogólną wariancję szacowanych parametrów, wariancję parametrów przy i -tych zmiennych w j -tych równaniach $j = 1, \dots, m, i \neq j$, siłę wpływu kolejnych opóźnień w modelu na bieżący poziom zmiennych, wariancję parametrów przy zmiennych egzogenicznych, wariancję przy zmiennych, na które został nałożony warunek blo-

kowej egzogeniczności, podczas gdy λ_6 i λ_7 są związane z dodatkową informacją *a priori dummy observation* oraz *sum-of-coefficient* i uwzględnione ze względu na wykorzystanie poziomów wybranych zmiennych. W toku estymacji modelu wykorzystuję próbnik Gibbsa, ustalając liczbę cykli na 2500 przy 1000 cyklach spalonych. Szczegółowy opis konstrukcji i estymacji modeli BVAR przedstawiają m.in. Dieppe, Legrand i Roye (2016).

Zredukowaną postać oszacowanego modelu VAR sprowadzam do następującej postaci strukturalnej:

$$D_0 x_t = \sum_{i=1}^p D_i x_{t-i} + F z_t + \eta_t$$

gdzie $\eta_t \sim N(0, I_m)$, η_t oznacza wektor strukturalnych zaburzeń z jednostkową macierzą wariancji-kowariancji I_m .

Przyjmując $D = D_0^{-1}$, łatwo zauważyć, że $A_i = DD_i$, $C = DF$ i $\xi_t = D\eta_t$. Jednocześnie $\Sigma = E[\xi_t \xi_t'] = E[D\eta_t \eta_t' D'] = DE[\eta_t \eta_t'] D' = DD'$. W badaniu identyfikuję macierz D przy wykorzystaniu faktoryzacji Choleskiego. Na podstawie modelu SVAR wyznaczam funkcje reakcji na impuls, dekompozycję wariancji błędu prognozy i historyczną dekompozycję, przyjmując maksymalny horyzont $h = 48$ okresów. Biorąc pod uwagę częstotliwość obserwacji, oznacza to czteroletni horyzont analizy.

Schemat identyfikacji przedstawia tabela 5. Przyjmuję, że stopień endogeniczności zmiennych w strukturalnym modelu VAR odpowiada kolejności zmiennych na liście przedstawionej na początku sekcji 3.2. Oznacza to, że prowadzona polityka pieniężna w Stanach Zjednoczonych (MPL) jest zmienianą najsilniej egzogeniczną i nie reaguje w sposób jednoczesny na szoki związane z pozostałymi zmiennymi. Globalna awersja do ryzyka (VIX) jest silniej egzogeniczna od niepewności sektorowej (EMR) i zmienności popytu na dolara amerykańskiego wynikającego z motywów ostrożnościowych (DVL). Ponadto zakładam, że poziom zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (INV) jest silniej egzogeniczny niż jej poziom produkcji (PRD). Porządek ten można tłumaczyć tym, że dostosowania produkcji ze złóż łupkowych może następować w odpowiedzi na istniejące już wielkości zapasów, do pewnego stopnia odzwierciedlające popyt na ropę naftową. W tym kontekście warto dodać, że zmiana kolejności tych zmiennych w schemacie identyfikacji nie wpływa na uzyskane rezultaty. Poziom zapasów oraz produkcja ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych decydują o poziomie wymiany międzynarodowej, która wpływa na bilans obrotów bieżących produktami naftowymi. Ponadto przyjmuję, że niepewność oraz informacje fundamentalne dotyczące rynku ropy naftowej wpływają na wielkość pozycji inwestycyjnej netto inwestorów niekomercyjnych (zmienna jest przedostatnia w przyjętym porządku). Dynamiczna warunkowa korelacja (DCC) jest zmienną najsilniej endogeniczną i może natychmiast reagować na szokowe zmiany pozostałych zmiennych. Na podstawie tak zdefiniowanego modelu określamy przyczyny zmiennej w czasie korelacji pomiędzy nominalnym efektywnym kursem walutowym dolara amerykańskiego a ceną ropy naftowej WTI.

4. Wyniki

Analizę wyników przeprowadzam w trzech etapach. W pierwszym kroku opisuję wyniki estymacji modelu DCC i analizuję kształtowanie się dynamicznej warunkowej korelacji pomiędzy terminowymi cenami ropy naftowej WTI oraz nominalnym efektywnym kursem walutowym dolara amerykańskiego. W drugim kroku przedstawiam przyczyny zmian tej miary w optyce oszacowanego modelu SVAR. W trzecim kroku dokonuję analizy wrażliwości wyników.

4.1. Korelacja cen ropy naftowej i kursu dolara amerykańskiego

Dyskusję wyników rozpoczynam od analizy wyestymowanych modeli DCC (tabela 6). Oszacowania parametrów jednowymiarowych modeli EGARCH (GARCH) z rozkładem błędów t Studenta dla zmiennej WTIF (USNB) są jednakowe pomiędzy rozpatrywanymi modelami DCC, co wynika z zastosowanej dwukrokowej metody estymacji modeli tej klasy. W przypadku obu równań oszacowanie parametru warunkowej średniej μ jest nieistotne statystycznie. Pozostałe oceny parametrów jednowymiarowych równań wariancji (poza ω_{USNB}) są statystycznie różne od zera przy poziomie istotności $\alpha = 0,01$. Oszacowania parametru β_{WTIF} i β_{USNB} sygnalizują, że warunkowa wariancja obu zmiennych charakteryzuje się wysoką inercją. Ponadto na podstawie ocen parametrów α_{WTIF} i γ_{WTIF} należy wnioskować o występowaniu efektu dźwigni, polegającym na wzroście (spadku) zmienności w okresach spadku (wzrostu) cen ropy naftowej. Oszacowanie parametru λ_{USNB} wskazuje na nieznacznie silniejszą leptokurtyczność wystandaryzowanych reszt w równaniu USNB względem WTIF.

Oceny parametrów struktury korelacyjnej DCC nie różnią się znacząco pomiędzy rozpatrywanymi specyfikacjami modeli DCC. We wszystkich przypadkach wpływ przeszłych szoków na macierz korelacji jest niewielki i w zależności od modelu istotny statystycznie na poziomie istotności $\alpha = 0,10$ lub $\alpha = 0,05$. Z kolei efekt inercji oraz parametr kształtu wielowymiarowego rozkładu t Studenta są znaczące i zawsze istotne statystycznie przy poziomie istotności $\alpha = 0,01$. Uwzględnienie efektów dźwigni w modelach DCC nie polepsza jakości opisywanego wielowymiarowego procesu, a sam parametr Γ jest nieistotny statystycznie. Najniższą wartością kryterium informacyjnego BIC cechuje się model DCC(1,1)-MVT-GARCH. W toku dalszych analiz traktuję ten model jako bazowy. Wyniki testu na efekt ARCH (tabela 7) wskazują, że wykorzystanie modelu GARCH znacznie ogranicza siłę efektu klastrowania wariancji dla zmiennej WTIF (efekt jest znacznie słabszy dla standaryzowanych reszt WTIF względem zmiennej WTIF), a w przypadku zmiennej USNB całkowicie go eliminuje.

Niewielkie różnice w oszacowaniach parametrów rozpatrywanych specyfikacji modeli DCC odzwierciedla również podobne kształtowanie się dynamicznej warunkowej korelacji pomiędzy zmiennymi WTIF i USNB. Wykres 2 ilustruje ewolucję tej miary z modelu bazowego na tle przedziału wahań oszacowań z modeli konkurencyjnych. Skonstruowany przedział oszacowań jest wąski – jego rozpiętość wzrasta maksymalnie do 0,057, a przeciętnie w okresie analizy wynosi 0,025. Świadczy to o odporności miary korelacji na dobór specyfikacji.

Wykres 3 ilustruje oszacowania dynamicznej warunkowej korelacji pomiędzy terminową ceną ropy naftowej WTI i nominalnym efektywnym kursem dolara amerykańskiego na tle 90-procentowego przedziału ufności (wyznaczonego metodą *delete-d jackknife* przy wykorzystaniu 1000 powtórzeń i losowo usuwanych $\sqrt{T_{DCC}} \cong 58$ obserwacjach w każdej iteracji), oszacowania stałej warunkowej korelacji z modelu CCC (Bollerslev 1990) oraz szacunku bezwarunkowej korelacji pomiędzy analizowanymi aktywami.

Dynamiczna warunkowa korelacja fluktuuje wokół poziomu korelacji bezwarunkowej i szacunku stałej warunkowej korelacji. Wskazuje to na znacznie zmienną w czasie siłę powiązania cen ropy naftowej i efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego (potwierdza to również wynik testu Engle'a i Shepparda, tabela 7). W szczególności ujemna korelacja pomiędzy kursem dolara amerykańskiego a cenami ropy naftowej wzmacniała się do drugiej połowy 2010 r., po czym zaczęła się w sposób nieregularny osłabiać. Na silny wzrost korelacji przed kryzysem finansowym i bezpośrednio po nim wskazują m.in. Ding i Vo (2012), Wu, Chung i Chang (2012), Reboredo, Rivera-Castro i Zebende (2014)

czy Brayek, Sebai i Naoui (2015). W okresie znacznego spadku cen surowca³ dynamiczna warunkowa korelacja dolara amerykańskiego i ceny ropy naftowej kształtowała się zazwyczaj powyżej szacunku stałej warunkowej korelacji (-0,214) i bezwarunkowej korelacji (-0,221), choć wykazywała trend spadkowy. Jednakże począwszy od 3. kwartału 2016 r. zaczęła się ponownie osłabiać, a w listopadzie 2017 r. stała się nawet nieistotna statystycznie. Na początku 2018 r. ponownie obniżyła się, zbliżając się do swojej długookresowej średniej. W szczególności miara zależności cen aktywów gwałtownie spadła z poziomu -0,086 5 lutego 2018 r. do -0,162 6 lutego 2018 r., czemu towarzyszył wyjątkowo silny wzrost globalnej awersji do ryzyka (VIX) oraz zmienności kursu dolara amerykańskiego. Wyznaczone wąskie 90-procentowe przedziały ufności wskazują na dokładne oszacowanie tej miary w analizowanym okresie.

4.2. Przyczyny zmienności korelacji cen ropy naftowej i dolara amerykańskiego

Przyczyny zmian dynamicznej warunkowej korelacji pomiędzy terminową ceną ropy naftowej WTI i nominalnym efektywnym kursem walutowym dolara amerykańskiego określam przy wykorzystaniu funkcji reakcji na impuls (IRF) ze strukturalnego modelu wektorowej autoregresji, szacowanego przy wykorzystaniu metod bayesowskich. Wykres 5 ilustruje reakcję zmiennej DCC na szoki strukturalne w modelu wraz z 68-procentowym i 90-procentowym przedziałem ufności (wykresy przedstawiające reakcje pozostałych zmiennych na strukturalne szoki są dostępne na życzenie Czytelnika). Wyniki przeprowadzonych analiz prowadzą do kilku wniosków.

Po pierwsze, wzrost (spadek) stóp procentowych powoduje statystycznie istotne nasilenie się (osłabienie) ujemnej korelacji w horyzoncie pięciu miesięcy. Zgodnie z rozważaniami Coudert i Mignon (2016) zacieśnieniu (luzowaniu) polityki pieniężnej przez FED może towarzyszyć aprecjacja (deprecjacja) dolara amerykańskiego i jednocześnie spowolnienie (przyspieszenie) popytu na ropę naftową implikujące spadek (wzrost) cen surowca.

Po drugie, wzrost globalnej awersji do ryzyka obniża poziom korelacji (prowadzi do wzrostu ujemnej siły zależności obu rynków) w sposób statystycznie istotny w horyzoncie czterech miesięcy, przy czym najsilniejszy wpływ występuje w drugim miesiącu. Istotnym kanałem może być tu postrzeganie dolara jako bezpiecznej inwestycji w okresach podwyższonej zmienności na rynkach finansowych. Wzrost (spadek) niepewności prowadzi do wyższego (niższego) popytu na dolara amerykańskiego, co wywołuje presję aprecjacyjną (deprecjacyjną). Jednocześnie wysoka (niska) niepewność makroekonomiczna może ograniczyć (zwiększyć) popyt na produkty naftowe, prowadząc do spadku (wzrostu) ich cen.

Ujemny wpływ na poziom korelacji cen badanych aktywów ma również wzrost zmienności nominalnego efektywnego kursu walutowego (wzrost znaczenia motywu ostrożnościowego) oraz napływu kapitału do krajów wschodzących, przy czym szokowa zmiana zmienności efektywnego kursu dolara oddziałuje na poziom korelacji silniej i dłużej w statystycznie istotny sposób. Efekty te można również wiązać ze skłonnością do podejmowania ryzyka inwestycyjnego przez uczestników rynków finansowych. Na skutek wzrostu awersji do ryzyka reakcja kursu walutowego jest bardziej rozłożona w czasie, podczas gdy reakcja przepływu kapitału na rynki wschodzące jest

³ Znaczne obniżenie się cen ropy naftowej po 2013 r. wynikało z dodatniego szoku podażowego wywołanego rewolucją łupkową (Bataa, Park 2017) oraz stłumionego zagregowanego popytu, w tym popytu na ropę naftową (Kim, Vera 2018; Baumeister, Kilian 2016; Liu i in. 2016; Aastveit 2014).

krótsza. Wyniki te są spójne z wnioskami z innych badań, wskazującymi, że sentyment oraz niepewność w sposób istotny wpływają na ceny ropy naftowej i jej zmienność, przy czym siła ich oddziaływania wzrasta po wybuchu globalnego kryzysu finansowego (Qadan, Nama 2017; Li, Yin, Zhou 2016). Należy zauważyć również, że w optyce oszacowanego modelu wzrost zaangażowania inwestorów niekomercyjnych na rynku ropy naftowej prowadzi natychmiast do spadku korelacji (zgodnie z założeniami m.in. Coudert i Mignon 2016), lecz wpływ ten po upływie miesiąca staje się nieistotny w sensie statystycznym. W tym kontekście należy stwierdzić, że finansjalizacja rynku ropy naftowej, przejawiająca się wzrostem napływu kapitału inwestycyjnego inwestorów niekomercyjnych (m.in. CFTC 2008; Irwin, Sanders 2011; Tang, Xiong 2012; Basak, Pavlova 2016), prowadzi do wzrostu powiązania cen ropy naftowej i kursu dolara amerykańskiego jedynie w bardzo krótkim okresie.

Wzrost zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych ponad długookresowy trend w perspektywie trzech miesięcy osłabia ujemny poziom korelacji. Świadczy to o tym, że zbyt niski poziom zapasów surowca umacnia korelację pomiędzy jego ceną i ceną dolara amerykańskiego, podczas gdy zbyt wysoki jego poziom prowadzi do słabszej korelacji pomiędzy cenami obu aktywów. W okresach dobrej koniunktury wysoki popyt na surowiec prowadzi jednocześnie do wzrostu cen ropy naftowej i popytu na dolara amerykańskiego (przekładając się na osłabienie się ujemnej korelacji). Z kolei w okresach globalnego spowolnienia gospodarczego następuje wzrost zapasów przy spadku cen ropy naftowej i jednocześnie wyższej skłonności do inwestycji w bezpieczne instrumenty finansowe denominowane w dolarze amerykańskim, prowadząc do umocnienia się ujemnej korelacji pomiędzy cenami obu aktywów.

Poziom produkcji ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych przekraczający długookresowy trend w pierwszych dwóch miesiącach po wystąpieniu szoku prowadzi do umocnienia się ujemnej zależności pomiędzy cenami ropy naftowej i kursem dolara amerykańskiego, natomiast po upływie około roku oddziałuje przejściowo w przeciwnym kierunku (w przypadku rozpatrywania 68-procentowych przedziałów ufności efekt ten jest statystycznie istotny). Oznacza to, że o ile w krótkim okresie szok związany ze wzrostem podaży ropy w Stanach Zjednoczonych obniża poziom dynamicznej warunkowej korelacji, o tyle w dłuższym horyzoncie prowadzi do jego wzrostu (osłabienia się relacji pomiędzy cenami ropy naftowej i kursem dolara amerykańskiego). Patrząc przez kanał oczekiwań uczestników rynków finansowych, wzrost produkcji (bieżący i oczekiwany) powinien prowadzić do spadku cen surowca. Z drugiej strony wzrost krajowej aktywności gospodarczej będzie oddziaływać w kierunku wyższego tempa wzrostu gospodarczego Stanów Zjednoczonych, co może kształtować kurs walutowy dolara amerykańskiego w dłuższym horyzoncie czasu.

Wyniki badania wskazują również, że zgodnie z przytoczoną literaturą teoretyczną mniejszy udział deficytu handlu produktami naftowymi w PKB Stanów Zjednoczonych prowadzi do osłabienia ujemnej korelacji. Wraz z poprawą bilansu handlowego ujemna zależność pomiędzy cenami ropy naftowej i kursem dolara amerykańskiego słabnie, a efekt ten jest uporczywy i istotny statystycznie w horyzoncie dwunastu miesięcy.

Tabela 8 zawiera wyniki analizy dekompozycji wariancji błędu losowego prognozy w wybranych horyzontach czasowych dla zmiennej DCC (analogiczne wyniki dla pozostałych zmiennych w modelu SVAR są dostępne na życzenie Czytelnika). W krótkim horyzoncie największy udział w wyjaśnieniu wariancji błędu prognozy ma zmienność DCC. Jednakże wraz z upływem czasu udział ten systematycznie spada do około 20% pod koniec analizowanego horyzontu czasowego.

Jednocześnie rośnie wkład szoku udziału deficytu handlu produktami naftowymi w PKB Stanów Zjednoczonych z 9% dla horyzontu $h = 1$ do niemal 25% dla horyzontu $h = 48$. Ogółem w długim okresie niemal 48% zmienności DCC tłumaczy wariacje zmiennych odzwierciedlających sytuację fundamentalną na rynku ropy naftowej (poziom zapasów, poziom produkcji oraz udział deficytu handlu produktami naftowymi Stanów Zjednoczonych w ich PKB). Z kolei zmienność związana z niepewnością, kształtem polityki pieniężnej FED oraz aktywnością inwestorów instytucjonalnych wyjaśnia całkowitą wariację błędu prognozy zmiennej DCC w wymiarze od 12% w krótkim horyzoncie czasowym do 19% w długim horyzoncie czasu. Należy zatem stwierdzić, że choć korelację silniej determinują czynniki związane z rynkiem ropy naftowej, to mimo wszystko sytuacja makroekonomiczna również do pewnego stopnia kształtuje zależność pomiędzy cenami ropy naftowej a kursem dolara amerykańskiego.

W ostatnim etapie analiz wyników estymacji modelu SVAR badam historyczną dekompozycję dynamicznej warunkowej korelacji (wykres 6), skupiając się przede wszystkim na okresie niskich cen ropy naftowej (po 2013 r.). W wyszczególnionym okresie w kierunku wzrostu korelacji w pierwszej kolejności oddziaływały szoki związane z poziomem produkcji i zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych. Wzrost produkcji ropy naftowej ze złóż łupkowych oraz wysoki poziom zapasów wynikający z globalnego spowolnienia gospodarczego przyczyniały się do osłabienia zależności pomiędzy cenami surowca a kursem waluty amerykańskiej, podczas gdy prowadzona polityka pieniężna oraz niepewność makroekonomiczna oddziaływały w przeciwnym kierunku. Osłabianie się tempa wzrostu produkcji oraz niższy poziom zapasów wskutek wzrostu globalnego popytu na ropę naftową w Stanach Zjednoczonych z czasem przyczyniły się do ponownego umocnienia badanej zależności. Z kolei od połowy 2017 r. szok związany z udziałem deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w nominalnym PKB Stanów Zjednoczonych oddziaływał w kierunku słabszej korelacji cen ropy naftowej i kursu dolara amerykańskiego, sygnalizując, że wraz ze stopniowym uzależnianiem się gospodarki Stanów Zjednoczonych od importu ropy naftowej korelacja waluty i ceny ropy naftowej powinna się osłabiać. Silny wzrost globalnej awersji do ryzyka w lutym 2018 r. doprowadził do wyższej zmienności dolara amerykańskiego i, wraz ze spadkiem zapasów i produkcji, oddziaływał w kierunku nasilenia się ujemnej zależności pomiędzy cenami badanych aktywów.

4.3. Analiza wrażliwości

Przeprowadzając analizę wrażliwości otrzymanych wyników, w pierwszej kolejności sprawdzam stabilność oszacowanej miary dynamicznej warunkowej korelacji na dobór zmiennych. Następnie badam wrażliwość IRF z modelu SVAR na dobór kluczowych parametrów oraz przyjętych założeń.

Dobór zmiennych do modelu DCC

Analizę wrażliwości rozpoczynam od zbadania wrażliwości oszacowań dynamicznej warunkowej korelacji na dobór zmiennych przybliżających ceny ropy naftowej i kurs dolara amerykańskiego. W modelu bazowym nominalny efektywny kurs walutowy dolara amerykańskiego jest obliczony jako ważona średnia arytmetyczna kursów bilateralnych względem dolara amerykańskiego ze zmiennymi wagami w czasie ustalonymi na podstawie struktury wymiany handlowej Stanów Zjednoczonych w ujęciu

szerokim (dane BIS)⁴, natomiast ceny ropy naftowej są przybliżane terminowymi notowaniami WTI. W analizie wrażliwości przyjmuję za ceny surowca jego ceny kasowe (WTIS), natomiast nominalny efektywny kurs dolara amerykańskiego rozważam w ujęciu wąskim (USNN, tabela 1) bądź w postaci indeksu dolara (USIX, tabela 1). Oba alternatywne indeksy dolara przyjmują inny system wag, który może wpływać na poziom dynamicznej korelacji. Następnie szacuję dodatkowe modele DCC(1,1)-MVT-GARCH uwzględniające nowe definicje zmiennych.

Wykres 7 ilustruje dynamiczną warunkową korelację z modelu bazowego (ρ_{DCC} WTIF – USNB) na tle oszacowań tej miary z analogicznego modelu pomiędzy: 1) logarytmicznym tempem zmian terminowych cen ropy naftowej WTI a logarytmicznym tempem zmian nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego w ujęciu wąskim (ρ_{DCC} WTIF – USNB), 2) logarytmicznym tempem zmian cen kasowych ropy naftowej WTI a logarytmicznym tempem zmian nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego w ujęciu szerokim (ρ_{DCC} WTIS – USNB) oraz 3) logarytmicznym tempem zmian cen terminowych ropy naftowej WTI a logarytmicznym tempem zmian indeksu dolara (ρ_{DCC} WTIF – USIX).

Wyniki analizy wskazują, że oszacowania dynamicznej warunkowej korelacji pozostają stabilne, gdy rozważane są kasowe ceny ropy naftowej i nominalny efektywny kurs dolara amerykańskiego w ujęciu wąskim. Uwzględnienie cen kasowych zamiast terminowych wpływa na poziom uzyskiwanych oszacowań w pomijalny sposób (średnia różnica pomiędzy ścieżkami dynamicznej warunkowej korelacji wynosi zaledwie 0,005). Przyjęcie wąskiej definicji nominalnego kursu walutowego dolara amerykańskiego prowadzi do nieznacznie większych różnic pomiędzy ścieżkami dynamicznej warunkowej korelacji, jednakże średnie odchylenie od ścieżki bazowej w analizowanym okresie nadal jest niewielkie i wynosi 0,024 pomimo innego systemu wag uwzględnianego przy obliczeniu kursu. Wykorzystanie indeksu dolara uwzględniającego w swoim koszyku kształtowanie się dziesięciu głównych walut względem dolara amerykańskiego (i dobranych ze względu na udział w globalnej wymianie handlowej oraz relatywną płynność rynku walutowego) prowadzi do głębszego spadku korelacji w okresie przed wybuchem globalnego kryzysu finansowego i bezpośrednio po nim. Z kolei na początku oraz pod koniec próby korelacja pomiędzy cenami ropy naftowej i indeksem dolara wykazuje bardzo podobne tendencje, co pozostałe wyodrębnione miary (w całej próbie średnia różnica pomiędzy analizowaną i bazową ścieżką korelacji wynosi 0,110). Należy przypuszczać zatem, że obserwowane niewielkie różnice wynikają w istocie z odmiennego systemu doboru wag kursów bilateralnych i zachowań kursów walutowych w okresie kryzysu. Na podstawie otrzymanych wyników stwierdzam, że uzyskana miara zależności pomiędzy cenami ropy naftowej i kursu dolara amerykańskiego nie jest wrażliwa na sposób definiowania zmiennych.

⁴ W badaniach empirycznych przyjmuje się różne definicje kursu walutowego i cen ropy naftowej. Bai i Koong (2017), Beckmann, Czudaj i Arora (2017), Sun i in. (2017), Beckmann i Czudaj (2013) czy Wu, Chung i Chang (2012) wykorzystują nominalny efektywny kurs walutowy dolara, liczony względem koszyka głównych walut (dla przykładu indeks dolara uwzględnia dziesięć najważniejszych bilateralnych kursów walutowych, przy czym wagi odzwierciedlają płynność poszczególnych rynków walutowych oraz ich udział w strukturze globalnej wymiany handlowej). W badaniach dotyczących długookresowej zależności pomiędzy ceną ropy a kursem walutowym brane są pod uwagę realne kursy efektywne uwzględniające relatywne tempo zmian cen pomiędzy gospodarkami (m.in. Amano, van Norden 1998; Bénassy-Quéré, Mignon, Penot 2007; Chen, Chen, 2007; Zhang 2013; Coudert, Mignon 2016; McLeod, Haughton 2018). W przypadku porównań pomiędzy krajami autorzy uwzględniają również proste, nominalne kursy bilateralne względem dolara amerykańskiego (m.in.: Lizardo, Mollick 2010; Reboredo, Rivera-Castro 2013; Chen i in. 2016; Mensah, Obi, Bokpin 2017; Yang, Cai, Hamori 2018).

Wpływ parametryzacji modelu VAR na kształt IRF

W dalszym etapie analizy wrażliwości sprawdzam wpływ doboru hiperparametrów oraz przyjętych założeń modelu VAR na IRF. W toku analizy przyjąłem siedem możliwych zestawów założeń:

1. $\beta_0 = 1, \lambda_1 = 0,1, \lambda_2 = 0,5, \lambda_3 = 1, \lambda_4 = 1000, \lambda_5 = 0,005, \lambda_6 = 1, \lambda_7 = 1, p = 12,$
2. $\beta_0 = 1, \lambda_1 = 0,4, \lambda_2 = 0,5, \lambda_3 = 1, \lambda_4 = 1000, \lambda_5 = 0,005, \lambda_6 = 1, \lambda_7 = 1, p = 12,$
3. $\beta_0 = 0, \lambda_1 = 0,2, \lambda_2 = 0,5, \lambda_3 = 1, \lambda_4 = 1000, \lambda_5 = 0,005, \lambda_6 = 1, \lambda_7 = 1, p = 12,$
4. $\beta_0 = 1, \lambda_1 = 0,2, \lambda_2 = 0,5, \lambda_3 = 1, \lambda_4 = 1000, \lambda_5 = 0,005, \lambda_6 = 2, \lambda_7 = 2, p = 12,$
5. $\beta_0 = 1, \lambda_1 = 0,2, \lambda_2 = 0,5, \lambda_3 = 1, \lambda_4 = 1000, \lambda_5 = 1,000, \lambda_6 = 1, \lambda_7 = 1, p = 12,$
6. $\beta_0 = 1, \lambda_1 = 0,2, \lambda_2 = 0,5, \lambda_3 = 1, \lambda_4 = 1000, \lambda_5 = 0,005, \lambda_6 = 1, \lambda_7 = 1, p = 6,$
7. $\beta_0 = 1, \lambda_1 = 0,2, \lambda_2 = 0,5, \lambda_3 = 1, \lambda_4 = 1000, \lambda_5 = 0,005, \lambda_6 = 1, \lambda_7 = 1, p = 12,$ zmiana zmiennych w schemacie identyfikacji.

Zestawy 1 i 2 przyjmują, odpowiednio, dwukrotnie mniejszą oraz większą ogólną wariancję *a priori* oszacowań parametrów. Zestaw 3 zakłada, że procesy autoregresyjne *a priori* nie charakteryzują się inercją, natomiast w przypadku zestawu 4 zmieniam wartość hiperparametrów dla schematów *a priori sum-of-coefficient prior* i *dummy initial observation*. W zestawie 5 nie uwzględniam blokowej egzogeniczności wybranych zmiennych, natomiast w zestawie 6 zakładam krótsze opóźnienie modelu VAR. W zestawie 7 powracam do wyjściowego zestawu hiperparametrów, lecz zmieniam porządek zmiennych w schemacie identyfikacji (przyjmuję, że zmienna EMR jest silniej egzogeniczna niż DVL, a zmienna INV silniej endogeniczna niż PRD).

Wykres 8 prezentuje medianę IRF zmiennej DCC na tle zakresu zmienności IRF z pozostałych rozpatrywanych modeli. Zwiększenie (zmniejszenie) hiperparametru kontrolującego wariancję oszacowań parametrów *a priori* λ_1 prowadzi do silniejszej (słabszej) ujemnej reakcji zmiennej DCC na szok MPL oraz VIX. Z kolei w następstwie uwzględnienia krótszego rozkładu opóźnień modelu VAR ($p = 6$) odpowiedź zmiennej DCC na szok EMR jest znacznie silniejsza w krótkim okresie, podczas gdy reakcja DCC na szok RAT staje się bardziej rozłożona w czasie, a na szok FUT dodatnia. Przyjęcie innych założeń dotyczących parametrów $\beta_0, \lambda_6, \lambda_7$ nie zmienia w sposób znaczący kształtu IRF. Podobnie zmiana kolejności zmiennych w modelu oraz nieuwzględnienie blokowej egzogeniczności mają bardzo niewielki wpływ na IRF. Na tej podstawie wnioskuję, że niezależnie od przyjętej informacji *a priori* oraz dodatkowych założeń kształt IRF oraz siła oddziaływania szoków w modelu pozostają zbliżone. Otrzymane wyniki wskazują, że bazowy model SVAR jest odporny na przyjęte założenia w toku estymacji modelu.

5. Podsumowanie i dyskusja

Celem niniejszego badania było oszacowanie zmiennej w czasie korelacji pomiędzy cenami ropy naftowej i kursem dolara amerykańskiego oraz określenie makroekonomicznych źródeł jej fluktuacji. W tym celu wykorzystałem dwustopniową procedurę, na którą składała się estymacja modelu dyna-

micznej warunkowej korelacji (DCC GARCH) oraz strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR) przy wykorzystaniu metod bayesowskich. Procedura jednostopniowa, polegająca na uwzględnieniu dodatkowych zmiennych egzogenicznych objaśniających zmienną w czasie korelację w modelu DCC, jest bardzo skomplikowana i pozostaje tematem przyszłych badań.

Wyniki przeprowadzonych analiz potwierdzają, że korelacja pomiędzy cenami ropy naftowej a kursem dolara amerykańskiego jest silnie zmienna w czasie. W szczególności ujemna korelacja pomiędzy badanymi wielkościami ekonomicznymi wzmacniała się do drugiej połowy 2010 r., po czym zaczęła się w sposób nieregularny osłabiać. W okresie znacznego spadku cen ropy naftowej wskutek dodatniego szoku podażowego wywołanego rewolucją łupkową oraz stłumionego zagregowanego popytu korelacja pomiędzy dolarem amerykańskim a cenami ropy naftowej kształtowała się powyżej swojej długookresowej średniej, a w listopadzie 2017 r. stała się okresowo nieistotna statystycznie. Na początku 2018 r. analizowana miara korelacji ponownie obniżyła się, zbliżając się do swojej długookresowej średniej.

Patrząc przez pryzmat modelu strukturalnego, należy stwierdzić, że istotną przyczyną osłabienia się związku pomiędzy kursem dolara amerykańskiego i ceną ropy naftowej w drugim półroczu 2017 r. jest zmniejszający się udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w PKB Stanów Zjednoczonych, wysoki poziom zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych i niski poziom awersji do ryzyka. Stanowi to sygnał, że redukcja deficytu w obrocie produktami naftowymi, a w skrajnym przypadku ewolucja gospodarki amerykańskiej do roli eksportera netto ropy naftowej, może prowadzić do presji aprecjacyjnej dolara amerykańskiego zgodnie ze wskazaniami modeli teoretycznych. Jednakże wzrost globalnej awersji do ryzyka w lutym 2018 r. oraz spadek zapasów przyczyniły się do umocnienia się ujemnej zależności pomiędzy cenami ropy naftowej i kursem walutowym dolara amerykańskiego.

Czy zależność pomiędzy cenami ropy naftowej a kursem dolara amerykańskiego ma szansę stać się trwale dodatnia? W optyce oszacowanego modelu silny wzrost produkcji ropy naftowej ze źródeł niekonwencjonalnych w Stanach Zjednoczonych oraz trwała poprawa bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi mogą tworzyć presję aprecjacyjną na dolara amerykańskiego. W efekcie waluta amerykańska powinna upodabniać się do walut krajów eksporterów ropy naftowej w okresach wzrostu cen ropy naftowej. Należy jednak zaznaczyć, że zarówno na ceny ropy naftowej, jak i na kurs dolara amerykańskiego wpływają wydarzenia, których uwzględnienie w modelu w sposób jednoznaczny jest niemożliwe i można je jedynie przybliżać pewnymi instrumentami (przykładem jest tutaj ryzyko polityczne). Wyniki przeprowadzonych badań wskazują, że dolar amerykański jest postrzegany przez inwestorów na rynkach finansowych jako bezpieczny rodzaj aktywów. Potwierdza to w jaskrawy sposób jednoczesny spadek dynamicznej warunkowej korelacji pomiędzy logarytmicznymi przyrostami cen ropy naftowej i kursu dolara amerykańskiego oraz silny wzrost awersji do ryzyka 6 lutego 2018 r. Należy zatem oczekiwać, że ceny ropy naftowej i kursu walutowego dolara amerykańskiego prawdopodobnie nadal będą ujemnie powiązane, lecz siła tej zależności będzie stopniowo słabnąć w czasie. Prognozowanie tej zależności jest jednym z możliwych rozszerzeń niniejszej pracy badawczej.

Bibliografia

- Aastveit K. (2014), Oil price shocks in a data-rich environment, *Energy Economics*, 45, 268–279.
- Akram Q.F. (2009), Commodity prices, interest rates and the dollar, *Energy Economics*, 31(6), 838–851.
- Amano R., van Norden S. (1995), *Exchange rates and oil prices*, Bank of Canada Working Paper, 95-8.
- Amano R., van Norden S. (1998a), Exchange rates and oil prices, *Review of International Economics*, 6(4), 683–694.
- Amano R., van Norden S. (1998b), Oil prices and the rise and fall of the US real exchange rate, *Journal of International Money and Finance*, 17(2), 299–316.
- Bai S., Koong K.S. (2017), Oil prices, stock returns, and exchange rates: empirical evidence from China and the United States, *North American Journal of Economics and Finance*, w druku.
- Basak S., Pavlova A. (2016), A model of financialization of commodities, *The Journal of Finance*, 71(4), 1511–1556.
- Bataa E., Park C. (2017), Is the recent low oil price attributable to the shale revolution, *Energy Economics*, 67, 72–82.
- Baumeister C., Kilian L. (2016), Forty years of oil price fluctuations: Why the price of oil may still surprise us, *Journal of Economic Perspectives*, 30(1), 139–160.
- Bayat T., Nazlioglu S., Kayhan S. (2015), Exchange rate and oil price interactions in transition economies: Czech Republic, Hungary and Poland, *Panoeconomicus*, 62(3), 267–285.
- Beckmann J., Berger T., Czudaj R. (2016), Oil price and FX-rates dependency, *Quantitative Finance*, 16(3), 477–488.
- Beckmann J., Czudaj R. (2013), Oil prices and effective dollar exchange rates, *International Review of Economics & Finance*, 27, 621–636.
- Beckmann J., Czudaj R., Arora V. (2017), *The relationship between oil prices and exchange rates: theory and evidence*, U.S. Department of Energy and U.S. Energy Information Administration Working Paper Series, June.
- Bénassy-Quéré A., Mignon V., Penot A. (2007), China and the relationship between the oil price and the dollar, *Energy Policy*, 35(11), 5795–5805.
- Blomberg S.B., Harris E.S. (1995), The commodity-consumer price connection: fact or fable?, *FRBNY Economic Policy Review*, 21–38.
- Bollerslev T. (1990), Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model, *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498–505.
- Brahmasrene T., Huang J.C., Sissoko Y. (2014), Crude oil prices and exchange rates: causality, variance decomposition and impulse response, *Energy Economics*, 44, 407–412.
- Brayek A.B., Sebai S., Naoui K. (2015), A study of the interactive relationship between oil price and exchange rate: a copula approach and a DCC-MGARCH model, *The Journal of Economic Asymmetries*, 12, 173–189.
- Cappiello L., Engle R.F., Sheppard K. (2006), Asymmetric correlations in the dynamics of global equity and bond returns, *Journal of Financial Econometrics*, 4(1), 537–572.
- CFTC (2008), *Staff report on commodity swap dealers and index traders with Commission recommendations*, Commodity Futures Trading Commission.
- Chen H., Liu L., Wang Y., Zhu Y. (2016), Oil price shocks and U.S. dollar exchange rates, *Energy*, 112, 1036–1048.

- Chen S.S., Chen H.C. (2007), Oil prices and real exchange rates, *Energy Economics*, 29(3), 390–404.
- Cont R. (2001), Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues, *Quantitative Finance*, 1, 223–236.
- Coudert V., Mignon V. (2016), Reassessing the empirical relationship between the oil price and the dollar, *Energy Policy*, 95, 147–157.
- Dieppe A., Legrand R., van Roye B. (2016), *The BEAR toolbox*, ECB Working Paper Series, 1934, European Central Bank.
- Ding L., Vo M. (2012), Exchange rates and oil prices: a multivariate stochastic volatility analysis, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 52, 15–37.
- Ding Z., Granger C.W.J., Engle R.F. (1993), A long memory property of stock market returns and a new model, *Journal of Empirical Finance*, 1(1), 83–106.
- Doan T., Litterman R., Sims C. (1984), Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions, *Econometric Reviews*, 3(1), 1–100.
- Engle R. (2002), Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models, *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339–350.
- Engle R., Sheppard K. (2001), *Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH*, NBER Working Papers, 8554.
- Ferraro D., Rogoff K., Rossi B. (2015), Can oil prices forecast exchange rates? An empirical analysis of the relationship between commodity prices and exchange rates, *Journal of International Money and Finance*, 54, 116–141.
- Fratzscher M., Schneider D., van Robays I. (2014), *Oil prices, exchange rates and asset prices*, ECB Working Paper Series, 1689, European Central Bank.
- Geman H., Kharoubi C. (2008), WTI crude oil futures in portfolio diversification: the time-to-maturity effect, *Journal of Banking & Finance*, 32(12), 2553–2559.
- Glosten L.R., Jagannathan R., Runkle D.E. (1993), On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess returns on stocks, *Journal of Finance*, 48(5), 1779–1801.
- Golub S.S. (1983), Oil prices and exchange rates, *The Economic Journal*, 93(371), 576–593.
- Habib M.M., Bützer S., Stracca L. (2016), Global exchange rate configurations: Do oil shocks matter?, *IMF Economic Review*, 64(3), 443–470.
- Haughton J. (1989), Should OPEC use dollars in pricing oil?, *The Journal of Energy and Development*, 14, 193–211.
- Irwin S., Sanders D.R. (2011), Index funds, financialization, and commodity futures markets, *Applied Economic Perspectives and Policy*, 33(1), 1–31.
- Jensen M.B., Lunde A. (2001), The Nig-S and ARCH model: a fat-tailed stochastic and autoregressive conditional heteroskedastic volatility model, *The Journal of Econometrics*, 4(2), 319–342.
- Jondeau E. (2005), *Conditional asset allocation under non-normality: How costly is the mean-variance criterion*, FAME Research Paper Series, 132, International Center for Financial Asset Management and Engineering.
- Kilian L., Murphy D.P. (2014), The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil, *Journal of Applied Econometrics*, 29(3), 454–478.
- Kim G., Vera D. (2018), Recent drivers of the real oil price: revisiting and extending Kilian's (2009) findings, *Energy Economics*, w druku.

- Krugman P. (1983), Oil shocks and exchange rate dynamics, w: J.A. Frankel (red.), *Exchange Rates and International Macroeconomics*, National Bureau of Economic Research, 259–284.
- Lee G.J., Engle R.F. (1999), A permanent and transitory component model of stock return volatility, w: Granger W.J. (red.), *Cointegration, Causality and Forecasting. A Festschrift in Honor of Clive*, Oxford University Press.
- Li L., Yin L., Zhou Y. (2016), Exogenous shocks and the spillover effects between uncertainty and oil prices, *Energy Economics*, 54, 223–234.
- Litterman R. (1986), Forecasting with Bayesian vector autoregressions – five years of experience, *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25–38.
- Liu L., Wang Y., Wu C., Wu W. (2016), Disentangling the determinants of real oil prices, *Energy Economics*, 56, 363–373.
- Lizardo R.A., Mollick A.V. (2010), Oil price fluctuations and U.S. dollar exchange rates, *Energy Economics*, 32, 399–408.
- McLeod A.I., Li W.K. (1983), Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations, *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 269–273.
- McLeod R.C.D., Haughton A.Y. (2018), The value of the US Dollar and its impact on oil prices: evidence from a non-linear asymmetric cointegration approach, *Energy Economics*, 70, 61–69.
- Mensah L., Obi P., Bokpin G. (2017), Cointegration test of oil price and US dollar exchange rates for some oil dependent economies, *Research in International Business and Finance*, 42, 304–311.
- Mohammadi H., Jahan-Parvar M.R. (2012), Oil prices and exchange rates in oil-exporting countries: evidence from TAR and M-TAR models, *Journal of Economics and Finance*, 36(3), 766–779.
- Nelson D.B. (1991), Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach, *Econometrica*, 59(2), 347–370.
- Nikbakht L. (2010), Oil prices and exchange rates: the case of OPEC, *Business Intelligence Journal*, 3(1), 83–92.
- Qadan M., Nama H. (2017), Investor sentiment and the price of oil, *Energy Economics*, 69, 42–58.
- Reboredo J., Rivera-Castro M.A. (2013), A wavelet decomposition approach to crude oil price and exchange rate dependence, *Economics Modelling*, 32, 42–57.
- Reboredo J.C., Rivera-Castro M.A., Zebende G.F. (2014), Oil and US dollar exchange rate dependence: a detrended cross-correlation approach, *Energy Economics*, 42, 132–139.
- Silvennoinen A., Teräsvirta T. (2009), Multivariate GARCH models, w: Mikosch T., Kreiß JP., Davis R., Andersen T. (red.) *Handbook of Financial Time Series*, Springer.
- Sims C.A. (1989), *A nine variable probabilistic macroeconomic forecasting model*, Discussion Paper, 14, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Institute for Empirical Macroeconomics.
- Sun X., Lu X., Yue G., Li J. (2017), Cross-correlations between the US monetary policy, US dollar index and crude oil market, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 467, 326–344.
- Tang K., Xiong W. (2012), Index investment and the financialization of commodities, *Financial Analysts Journal*, 68(6), 54–74.
- Turhan I., Hacıhasanoglu E., Soytas U. (2013), Oil prices and emerging markets exchange rates, *Emerging Markets Finance and Trade*, 49, 21–36.
- Venter J.H., de Jongh P.J. (2002), Risk estimation using the normal inverse Gaussian distribution, *Journal of Risk*, 4(2), 1–23.
- Wu C.C., Chung H., Chang Y.H. (2012), The economic value of co-movement between oil price and exchange rate using copula-based GARCH models, *Energy Economics*, 34(1), 270–282.

- Wu J.C., Xia F.D. (2016), Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 48(2–3), 253–291.
- Yang L., Cai X.J., Hamori S. (2018), What determines the long-term correlation between oil prices and exchange rates?, *The North American Journal of Economics and Finance*, w druku.
- Zhang Y. (2013), The links between the price of oil and the value of US dollar, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 3(4), 341–351.

Podziękowania

Autor pragnie podziękować dwóm anonimowym recenzentom, prof. Andrzejowi Sławińskiemu, dr. hab. Jackowi Kotłowskiemu, dr Aleksandrze Hałce, Mariuszowi Kapuścińskiemu oraz uczestnikom VII Warsztatów Letnich NBP, których uwagi przyczyniły się do poprawy jakości artykułu naukowego. Obliczenia zostały wykonane w pakiecie statystyczno-ekonometrycznym R. Jakikolwiek niedociągnięcia lub błędy pozostają wyłączną odpowiedzialnością autora. Poglądy wyrażone w artykule są poglądami autora i niekoniecznie odzwierciedlają oficjalne stanowisko NBP.

Aneks

Tabela 1

Zmienne wykorzystane w badaniu

Etykieta	Opis zmiennej	Częstotliwość	Okres	Przekształcenia	Źródło
WTIF	terminowe ceny ropy naftowej WTI	dzienne	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	$\ln(\cdot), \Delta$	Bloomberg
WTIS	kasowe ceny ropy naftowej WTI	dzienne	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	$\ln(\cdot), \Delta$	Bloomberg
USNB	nominalny efektywny kurs walutowy dolara amerykańskiego (szeroki indeks, 61 gospodarek)	dzienne	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	$\ln(\cdot), \Delta$	BIS
USNN	nominalny efektywny kurs walutowy dolara amerykańskiego (wąski indeks, 26 gospodarek)	dzienne	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	$\ln(\cdot), \Delta$	BIS
USIX	indeks dolara amerykańskiego (uwzględniający koszyk walut dziesięciu krajów o największej wymianie handlowej i najpłynniejszym kursie walutowym)	dzienne	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	$\ln(\cdot), \Delta$	Bloomberg
MPL	stopa procentowa w Stanach Zjednoczonych uwzględniająca prowadzoną niekonwencjonalną politykę pieniężną	miesięczne	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	–	Wu, Xia (2016)
VIX	poziom globalnej niepewności ekonomicznej	dzienne	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	\bar{x}	Bloomberg
DVL	warunkowa zmienność nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego	dzienne	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	$\hat{\sigma}_t$ z modelu GARCH (rozkład błędów t Studenta), \bar{x}	Bloomberg, obliczenia własne
EMR	warunkowa zmienność napływu kapitału na rynki wschodzące	dzienne	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	$\hat{\sigma}_t$ z modelu EGARCH (rozkład błędów t Studenta), \bar{x}	Bloomberg, obliczenia własne

Tabela 1, cd.

Etykieta	Opis zmiennej	Częstotliwość	Okres	Przekształcenia	Źródło
INV	poziom zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (wykluczając rezerwę strategiczną)	tygodniowe	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	s.a., \bar{x} , $\hat{\tau}$	US DOE, obliczenia własne
PRD	poziom produkcji ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych	tygodniowe	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	s.a., \bar{x} , $\hat{\tau}$	US DOE, obliczenia własne
RAT	udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w bieżącym PKB Stanów Zjednoczonych	miesięczne i kwartalne	styczeń 2005 – czerwiec 2018	s.a., PKB Stanów Zjednoczonych rozagregowany metodą Denton-Cholette	US Census Bureau, Bureau of Economic Analysis, obliczenia własne
FUT	wielkość zaangażowania inwestorów niekomercyjnych na rynku ropy naftowej	tygodniowe	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	\bar{x} , $\hat{\tau}$	CFTC, obliczenia własne
DCC	dynamiczna warunkowa korelacja pomiędzy nominalnym efektywnym kursem walutowym dolara amerykańskiego i terminowymi cenami ropy naftowej WTI	dziennie	1 stycznia 2005 – 29 czerwca 2018	implikowane z modelu DCC(1,1)-MVT-GARCH, \bar{x}	obliczenia własne

Uwagi:

Tabela 1 podsumowuje zmienne wykorzystane w badaniu, ich skróty, częstotliwość, zakres próby, przekształcenia danych oraz źródła. Przyjęte oznaczenia:

$\ln(\cdot)$ – logarytm zmiennej,

Δ – pierwszy przyrost,

\bar{x} – uśrednienie danych o wysokiej częstotliwości do danych miesięcznych,

$\hat{\tau}$ – oszacowanie odchylenia zmiennej od jej długookresowego trendu,

$\hat{\sigma}_t$ – oszacowanie warunkowego odchylenia standardowego z modelu klasy GARCH.

Wykorzystanie danych od 2005 r. podyktowane jest brakiem wcześniejszej dostępności indeksu Bloomberg Emerging Markets Capital Flow Proxy (EMR), który odzwierciedla napływ kapitału na rynki wschodzące, śledząc indeksy surowców, akcji, obligacji oraz strategii *carry trade*.

Tabela 2

Podstawowe statystyki dla zmiennych WTIF oraz USNB

	WTIF	USNB
Średnia	0,000	0,000
Odchylenie standardowe	0,023	0,003
Zmienność	151,181	76,682
Skośność	0,173	0,265
Kurtoza	4,621	4,024
Minimum	-0,131	-0,022
Percentyl		
1%	-0,061	-0,008
5%	-0,037	-0,005
10%	-0,026	-0,004
50%	0,001	0,000
90%	0,026	0,004
95%	0,035	0,005
99%	0,063	0,009
Maksimum	0,164	0,024
JB	3 022,707***	2 319,008***
ADF	-42,580***	-40,585***
ARCH	209,835***	85,380***
ρ UNC	-0,221***	
T_{DCC}	3 378	3 378

Uwagi:

Tabela 2 przedstawia podstawowe statystyki dla zmiennych WTIF oraz USNB. Przyjęte oznaczenia:

JB – statystyka testu Jarque-Bery na normalność rozkładu,

ADF – statystyka testu na stacjonarność (w estymowanym równaniu testującym hipotezę zerową uwzględniono wyraz wolny oraz liczbę opóźnień na podstawie wskazań kryterium informacyjnego AIC),

ARCH – statystyka χ^2 w teście Ljung-Boxa na występowanie efektu grupowania wariancji, ρ UNC – poziom bezwarunkowej korelacji pomiędzy zmiennymi, T_{DCC} – liczebność próby.

*** – statystycznie istotne na poziomie istotności 1%,

** – statystycznie istotne na poziomie istotności 5%,

* – statystycznie istotne na poziomie istotności 10%.

Tabela 3

Bayesowskie kryterium informacyjne (BIC) z jednowymiarowych modeli GARCH dla zmiennych WTIF i USNB

WTIF									
	NORM	SNORM	STD	SSTD	GED	SGED	NIG	GHYP	JSU
SGARCH	-4,974	-4,973	-4,993	-4,992	-4,988	-4,987	-4,990	-4,989	-4,991
EGARCH	-4,990	-4,990	-5,003	-5,003	-4,999	-4,999	-5,002	-5,000	-5,002
GJR-GARCH	-4,986	-4,985	-5,000	-4,999	-4,996	-4,995	-4,998	-4,996	-4,998
APARCH	-4,987	-4,987	-5,000	-5,000	-4,996	-4,996	-4,998	-4,997	-4,999
CSGARCH	-4,971	-4,971	-4,989	-4,989	-4,985	-4,984	-4,987	-4,986	-4,988
USNB									
	NORM	SNORM	STD	SSTD	GED	SGED	NIG	GHYP	JSU
SGARCH	-8,688	-8,689	-8,738	-8,737	-8,726	-8,725	-8,733	-8,734	-8,735
EGARCH	-8,686	-8,685	-8,736	-8,735	-8,723	-8,723	-8,732	-8,733	-8,734
GJR-GARCH	-8,687	-8,686	-8,735	-8,734	-8,723	-8,722	-8,731	-8,731	-8,733
APARCH	-8,670	-8,668	-8,710	-8,710	-8,709	-8,708	-8,693	-8,713	-8,717
CSGARCH	-8,683	-8,683	-8,733	-8,732	-8,721	-8,720	-8,728	-8,729	-8,730

Uwagi:

Tabela 3 przedstawia wartość bayesowskiego kryterium informacyjnego Schwarza (BIC) dla oszacowanych jednowymiarowych procesów GARCH dla zmiennych WTIF oraz USNB. Najniższe wartości BIC wytłuszczono. Przyjęte oznaczenia dla modeli GARCH:

SGARCH – standardowy model GARCH,

EGARCH – model GARCH z efektem dźwigni (Nelson 1991),

GJRGARCH – model GARCH uwzględniający niesymetryczną odpowiedź wariancji względem ujemnych i dodatnich realizacji składnika losowego (Glosten, Jagannathan, Runkle 1993),

APARCH – model GARCH uwzględniający efekt dźwigni oraz efekt Taylora (Ding, Granger, Engle 1993),

CSGARCH – model warunkowej krótkookresowej i długookresowej wariancji GARCH (Lee, Engle 1999).

Przyjęte oznaczenia dla rozkładów składnika losowego:

NORM – rozkład normalny,

SNORM – skośny rozkład normalny,

STD – rozkład t Studenta,

SSTD – skośny rozkład t Studenta,

GED – uogólniony rozkład błędu,

SGED – uogólniony skośny rozkład błędu,

NIG – odwrócony rozkład normalny,

GHYP – uogólniony rozkład hiperboliczny,

JSU – rozkład Johnsona S_{II} .

Tabela 4

Schemat blokowej egzogeniczności w modelu VAR

	MPL	VIX	DVL	EMR	INV	PRD	RAT	FUT	DCC
MPL	*	*	*	*	*	*	*	0	0
VIX	*	*	*	*	*	*	*	*	0
DVL	*	*	*	*	*	*	*	*	0
EMR	*	*	*	*	*	*	*	*	0
INV	*	*	*	*	*	*	*	0	0
PRD	*	*	*	*	*	*	*	0	0
RAT	*	*	*	*	*	*	*	0	0
FUT	*	*	*	*	*	*	*	*	0
DCC	*	*	*	*	*	*	*	*	*

Uwagi:

Tabela 4 przedstawia wykorzystany schemat blokowej egzogeniczności w modelu VAR nakładany na macierze A_i . Zero w i -tym wierszy oraz j -tej kolumnie oznacza, że j -ta zmienna nie występuje w i -tym równaniu (została nałożona restrykcja zerowa), natomiast * oznacza, że dany parametr jest estymowany.

Tabela 5

Schemat identyfikacji modelu VAR

	MPL	VIX	DVL	EMR	INV	PRD	RAT	FUT	DCC
MPL	*	0	0	0	0	0	0	0	0
VIX	*	*	0	0	0	0	0	0	0
DVL	*	*	*	0	0	0	0	0	0
EMR	*	*	*	*	0	0	0	0	0
INV	*	*	*	*	*	0	0	0	0
PRD	*	*	*	*	*	*	0	0	0
RAT	*	*	*	*	*	*	*	0	0
FUT	*	*	*	*	*	*	*	*	0
DCC	*	*	*	*	*	*	*	*	*

Uwagi:

Tabela 5 przedstawia wykorzystany schemat identyfikacji w modelu VAR oparty na faktoryzacji Choleskiego. W przyjętym porządku zmienna MPL jest najsilniej egzogeniczna, natomiast zmienna DCC jest najsilniej endogeniczna.

Tabela 6

Wyniki estymacji modeli DCC GARCH

		DCC-MVN	DCC-MVT	DCC-LAPLACE	ADCC-MVN	ADCC-MVT	ADCC-LAPLACE
WTI	μ_{WTIF}	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
	ω_{WTIF}	-0,0517***	-0,0517***	-0,0517***	-0,0517***	-0,0517***	-0,0517***
	α_{WTIF}	-0,0586***	-0,0586***	-0,0586***	-0,0586***	-0,0586***	-0,0586***
	β_{WTIF}	0,9935***	0,9935***	0,9935***	0,9935***	0,9935***	0,9935***
	γ_{WTIF}	0,0940***	0,0940***	0,0940***	0,0940***	0,0940***	0,0940***
	λ_{WTIF}	12,1790***	12,1790***	12,1790***	12,1790***	12,1790***	12,1790***
USNB	μ_{USNB}	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	ω_{USNB}	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	α_{USNB}	0,0453***	0,0453***	0,0453***	0,0453***	0,0453***	0,0453***
	β_{USNB}	0,9502***	0,9502***	0,9502***	0,9502***	0,9502***	0,9502***
	λ_{USNB}	7,2616***	7,2616***	7,2616***	7,2616***	7,2616***	7,2616***
DCC	A	0,0077*	0,0074**	0,0058**	0,0077*	0,0075**	0,0059**
	B	0,9889***	0,9891***	0,9894***	0,9889***	0,9890***	0,9890***
	Γ				0,0000	0,0002	0,0010
	Δ		10,1414***			10,1293***	
	BIC	-13,7142	-13,7737	-13,6084	-13,7118	-13,7713	-13,6062
	T_{DCC}	3378	3378	3378	3378	3378	3378

Uwagi:

Tabela 6 przedstawia oszacowane parametry modeli DCC GARCH. Przyjęte oznaczenia modeli:

DCC-MVN – model DCC(1,1) z wielowymiarowym normalnym rozkładem błędów,

DCC-MVT – model DCC(1,1) z wielowymiarowym rozkładem błędów t Studenta,

DCC-LAPLACE – model DCC(1,1) z wielowymiarowym rozkładem błędów Laplace'a.

Przedrostek A w nazwach modeli oznacza uwzględnienie w strukturze DCC efektu dźwigni.

Przyjęte oznaczenia dla parametrów jednowymiarowych modeli GARCH:

 μ – oszacowanie wyrazu wolnego równania średniej, ω – oszacowanie wyrazu wolnego równania wariancji, α – efekt ARCH, β – persystencja wariancji, γ – efekt dźwigni, λ – parametr kształtu rozkładu błędów t Studenta.

Przyjęte oznaczenia dla parametrów wielowymiarowego modelu DCC GARCH:

A – efekt ARCH w modelu DCC,

B – persystencja macierzy korelacji w modelu DCC,

 Γ – efekt dźwigni, Δ – parametr kształtu wielowymiarowego rozkładu błędów t Studenta, T_{DCC} – liczebność próby.

*** – statystycznie istotne na poziomie istotności 1%,

** – statystycznie istotne na poziomie istotności 5%,

* – statystycznie istotne na poziomie istotności 10%.

Tabela 7

Testy diagnostyczne dla zmiennej WTIF, USBN, standaryzowanych reszt z szacowanych modeli oraz na stałość warunkowej korelacji

Przyjęte opóźnienie	Statystyka Chi-kwadrat z testu McLeoda i Li (1983)				Statystyka Chi-kwadrat z testu Engle'a i Shepparda (2001)
	WTIF	ε_{WTIF}	USBN	ε_{USBN}	
1	209,835***	14,955***	85,380***	0,007	61,656***
5	1 262,363***	19,020***	351,151***	1,595	127,320***
10	2 126,140***	22,137**	623,981***	8,923	262,013***
25	4 147,175***	41,646**	1 107,306***	22,310	560,537***
50	7 059,516***	77,865***	1 792,885***	39,872	1 253,486***

Uwagi:

Tabela 7 przedstawia wyniki testów McLeoda i Li (1983) oraz Engle'a i Shepparda (2001). Kolumny WTIF oraz USBN podsumowują wyniki testu McLeoda i Li (1983) na obecność efektu ARCH dla logarytmicznych temp wzrostu zmiennych przy wybranych opóźnieniach. Kolumny ε_{WTIF} i ε_{USBN} podsumowują wyniki tego samego testu dla standaryzowanych reszt z modelu DCC(1,1)-MVT-GARCH. W ostatnich dwóch kolumnach zaprezentowano wyniki testu na stałość dynamicznej warunkowej korelacji (Engle, Sheppard 2001).

*** – statystycznie istotne na poziomie istotności 1%,

** – statystycznie istotne na poziomie istotności 5%,

* – statystycznie istotne na poziomie istotności 10%.

Tabela 8

Dekompozycja wariancji błędów prognozy dla zmiennej DCC

	MPL	VIX	DVL	EMR	INV	PRD	RAT	FUT	DCC
$h = 1$	0,5	4,3	3,3	0,7	8,8	3,9	8,9	3,4	66,0
$h = 6$	3,4	6,7	3,7	0,9	5,3	2,2	14,9	1,2	57,3
$h = 12$	3,7	7,1	3,6	1,3	6,3	4,8	18,4	1,1	45,8
$h = 24$	5,0	7,4	3,5	2,1	10,6	9,7	19,0	0,9	31,1
$h = 36$	5,2	6,9	3,6	2,3	13,2	9,4	22,4	0,7	24,3
$h = 48$	5,6	6,6	3,5	2,3	14,3	9,1	24,6	0,6	20,3

Uwagi:

Tabela 8 przedstawia wyniki dekompozycji wariancji błędów prognozy dla zmiennej DCC w wybranych horyzontach jako procent całkowitej wariancji błędu prognozy. W tabeli przedstawiono medianowe oszacowania. Użyte oznaczenia:

MPL – kształt polityki pieniężnej w Stanach Zjednoczonych odzwierciedlony stopą procentową uwzględniającą prowadzoną niekonwencjonalną politykę monetarną (Wu, Xia 2016),

VIX – poziom globalnej awersji do ryzyka odzwierciedlony tzw. indeksem strachu,

DVL – warunkowa zmienność nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego oszacowana z jednowymiarowego modelu GARCH z rozkładem błędów t Studenta,

EMR – warunkowa zmienność napływu kapitału na rynki wschodzące oszacowana z jednowymiarowego modelu EGARCH z rozkładem błędów t Studenta,

INV – poziom zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (odchylenie od trendu),

PRD – poziom produkcji ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (odchylenie od trendu),

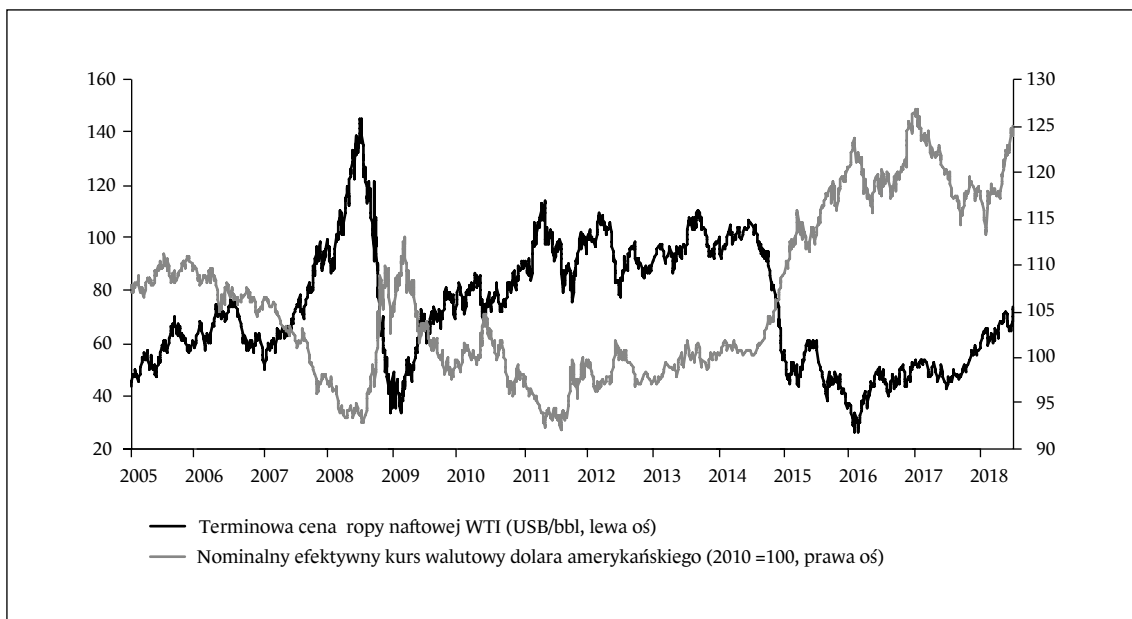
RAT – udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w bieżącym PKB Stanów Zjednoczonych,

FUT – wielkość zaangażowania inwestorów niekomercyjnych na rynku ropy naftowej (odchylenie od trendu),

DCC – dynamiczna warunkowa korelacja pomiędzy logarytmicznymi przyrostami nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego i logarytmicznymi przyrostami terminowych cen ropy naftowej WTI oszacowana z modelu DCC(1,1)-MVT-GARCH.

Wykres 1

Ceny ropy naftowej WTI oraz nominalny efektywny kurs dolara amerykańskiego



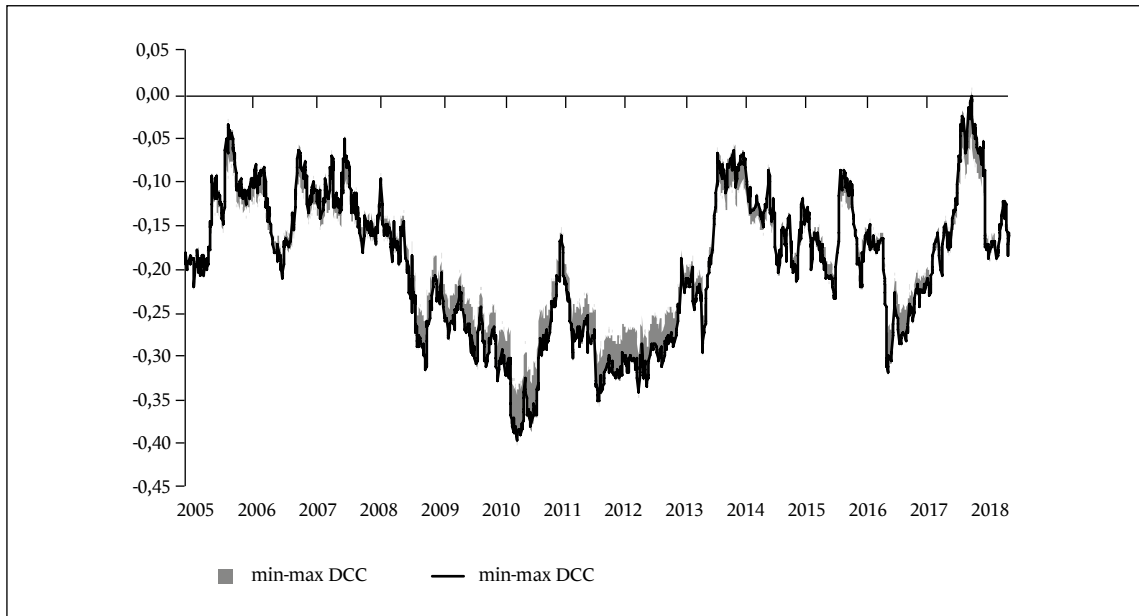
Uwagi:

Wykres 1 ilustruje zależność pomiędzy poziomem terminowych cen ropy naftowej WTI a poziomem nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego. Wzrost indeksu oznacza aprecjację dolara amerykańskiego.

Źródło: Bloomberg, BIS.

Wykres 2

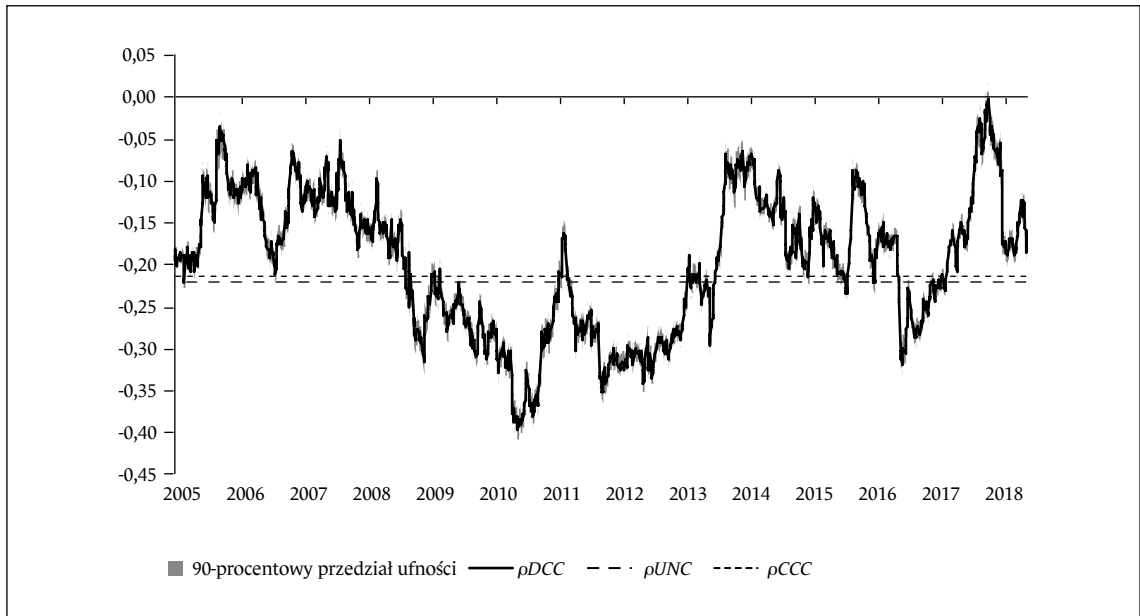
Oszacowanie dynamicznej warunkowej korelacji z modelu DCC(1,1)-MVT-GARCH pomiędzy logarytmicznymi przyrostami terminowych cen ropy naftowej WTI a logarytmicznymi przyrostami nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego

**Uwagi:**

Wykres 2 ilustruje dynamiczną warunkową korelację (ρ DCC) pomiędzy logarytmicznym tempem zmian terminowych cen ropy naftowej WTI a logarytmicznym tempem zmian nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego. Miara zależności została oszacowana przy wykorzystaniu modelu DCC GARCH z wielowymiarowym rozkładem błędów t Studenta (DCC(1,1)-MVT-GARCH). Szarym kolorem oznaczono przedział wahań oszacowań dla dynamicznej warunkowej korelacji (*min* – *max* DCC) wyznaczony na podstawie oszacowań z konkurencyjnych modeli DCC GARCH (uwzględniających efekty asymetryczne oraz inne rozkłady błędów).

Wykres 3

Oszacowanie dynamicznej warunkowej korelacji z modelu DCC(1,1)-MVT-GARCH pomiędzy logarytmicznymi przyrostami terminowych cen ropy naftowej WTI a logarytmicznymi przyrostami nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego

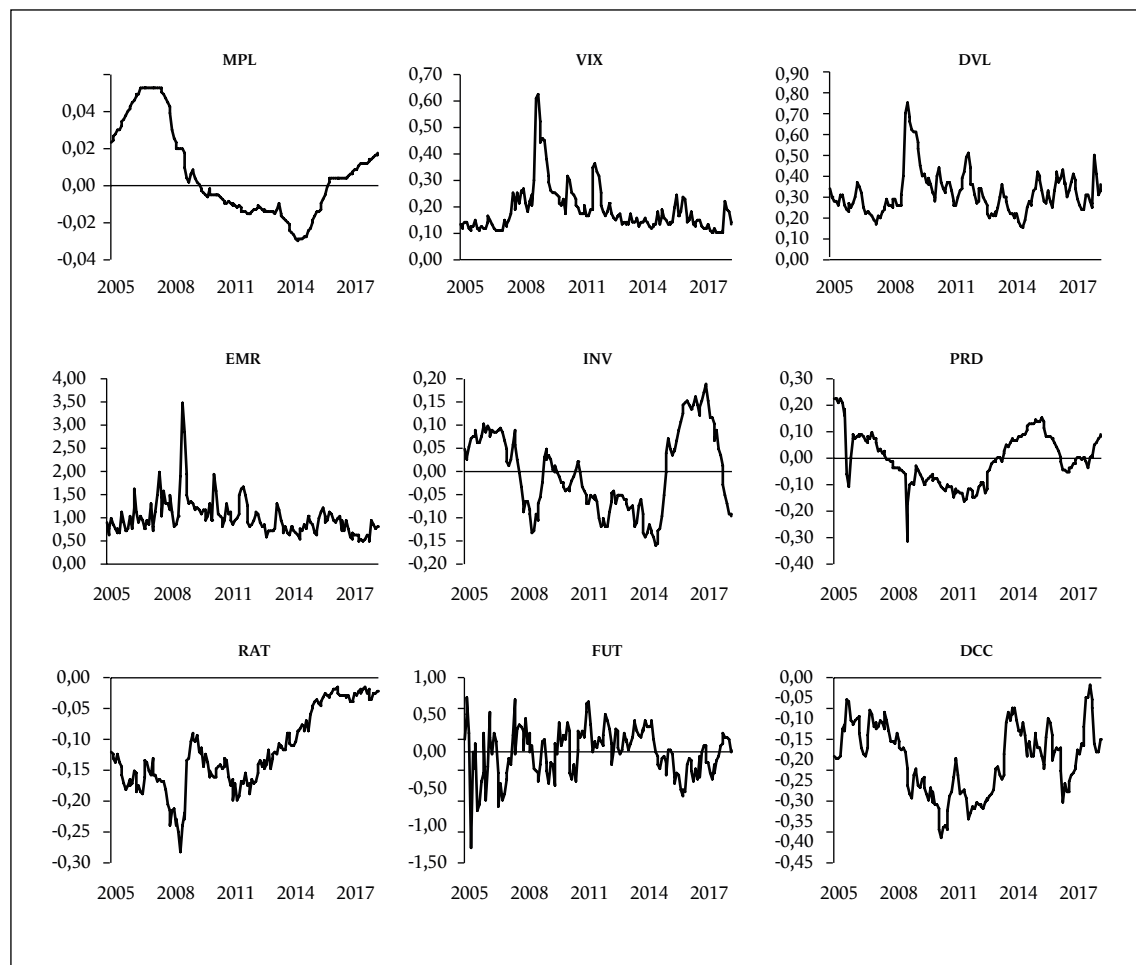


Uwagi:

Wykres 3 ilustruje dynamiczną warunkową korelację (ρ_{DCC}) pomiędzy logarytmicznym tempem zmian terminowych cen ropy naftowej WTI a logarytmicznym tempem zmian nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego. Miara zależności została oszacowana przy wykorzystaniu modelu DCC GARCH z wielowymiarowym rozkładem błędów t Studenta (DCC(1,1)-MVT-GARCH). Szarym tłem oznaczono 90-procentowy przedział ufności dla oszacowania ρ_{DCC} . Został on wyznaczony przy wykorzystaniu metody *delete-d jackknife* (zastosowano $B = 1000$ powtórzeń przy losowo usuwanych $\sqrt{T}_{DCC} = 58$ obserwacjach w każdej iteracji). Liniami przerywanymi zaznaczono poziom stałej warunkowej korelacji ρ_{CCC} z modelu CCC (Bollerslev 1990) oraz bezwarunkowej korelacji ρ_{UNC} .

Wykres 4

Zmienne wykorzystane w modelu BVAR



Uwagi:

Wykres 4 ilustruje zmienne wykorzystane w estymacji strukturalnego modelu BVAR. Użyte oznaczenia:

MPL – kształt polityki pieniężnej w Stanach Zjednoczonych odzwierciedlony stopą procentową uwzględniającą prowadzoną niekonwencjonalną politykę monetarną (Wu, Xia 2016),

VIX – poziom globalnej awersji do ryzyka odzwierciedlony tzw. indeksem strachu,

DVL – warunkowa zmienność nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego oszacowana z jednowymiarowego modelu GARCH z rozkładem błędów t Studenta,

EMR – warunkowa zmienność napływu kapitału na rynki wschodzące oszacowana z jednowymiarowego modelu EGARCH z rozkładem błędów t Studenta,

INV – poziom zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (odchylenie od trendu),

PRD – poziom produkcji ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (odchylenie od trendu),

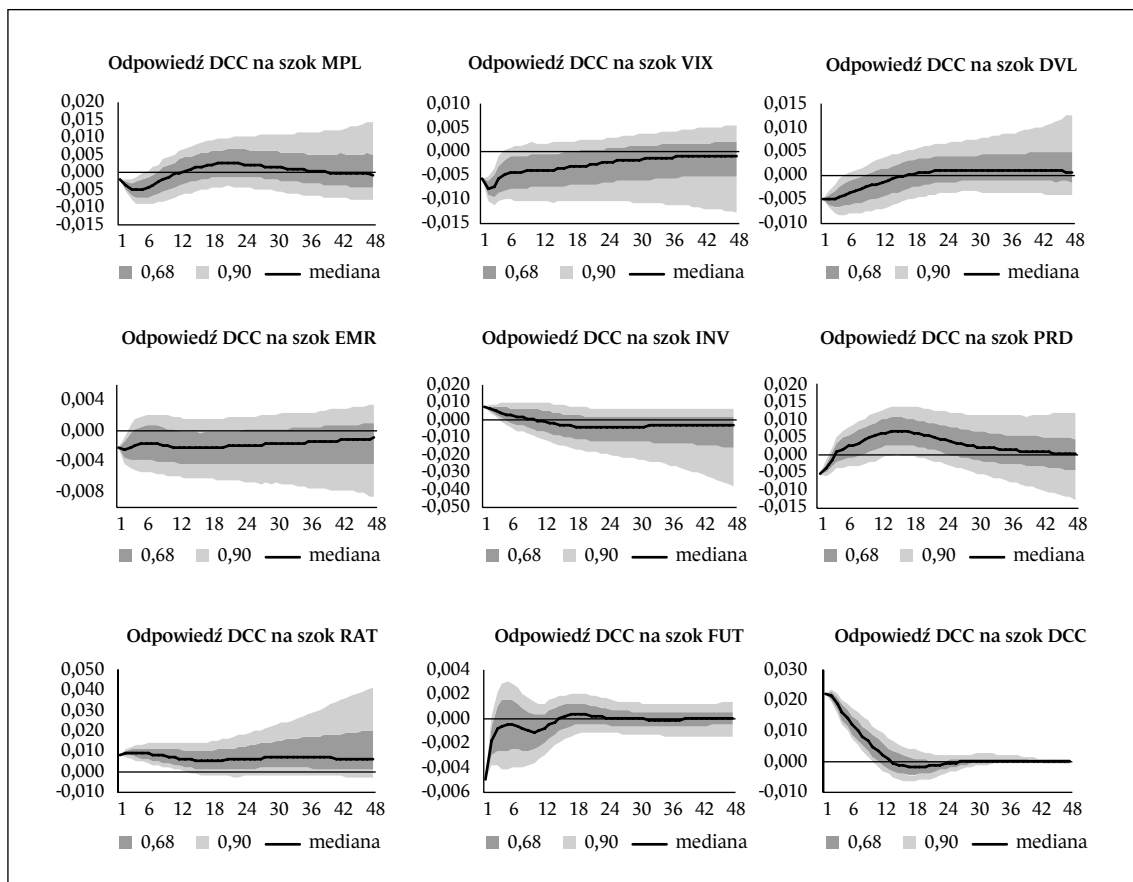
RAT – udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w bieżącym PKB Stanów Zjednoczonych,

FUT – wielkość zaangażowania inwestorów niekomercyjnych na rynku ropy naftowej (odchylenie od trendu),

DCC – dynamiczna warunkowa korelacja pomiędzy logarytmicznymi przyrostami nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego i logarytmicznymi przyrostami terminowych cen ropy naftowej WTI oszacowana z modelu DCC(1,1)-MVT-GARCH.

Wykres 5

Funkcje reakcji na impuls – odpowiedź zmiennej DCC



Uwagi:

Wykres 5 ilustruje reakcję zmiennej DCC na szoki strukturalne przy wykorzystaniu funkcji reakcji na impuls ze strukturalnego modelu BVAR. Użyte oznaczenia:

MPL – kształt polityki pieniężnej w Stanach Zjednoczonych odzwierciedlony stopą procentową uwzględniającą prowadzoną niekonwencjonalną politykę monetarną (Wu, Xia 2016),

VIX – poziom globalnej awersji do ryzyka odzwierciedlony tzw. indeksem strachu,

DVL – warunkowa zmienność nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego oszacowana z jednowymiarowego modelu GARCH z rozkładem błędów t Studenta,

ECR – warunkowa zmienność napływu kapitału na rynki wschodzące oszacowana z jednowymiarowego modelu EGARCH z rozkładem błędów t Studenta,

INV – poziom zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (odchylenie od trendu),

PRD – poziom produkcji ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (odchylenie od trendu),

RAT – udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w bieżącym PKB Stanów Zjednoczonych,

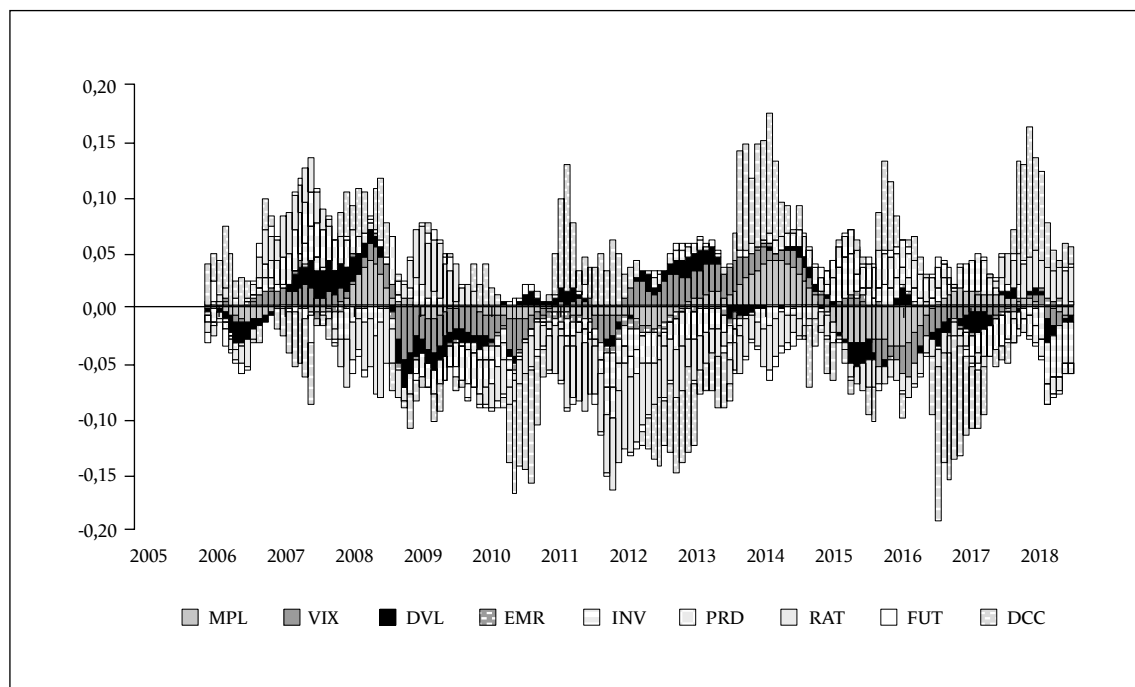
FUT – wielkość zaangażowania inwestorów niekomercyjnych na rynku ropy naftowej (odchylenie od trendu),

DCC – dynamiczna warunkowa korelacja pomiędzy logarytmicznymi przyrostami nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego i logarytmicznymi przyrostami terminowych cen ropy naftowej WTI oszacowana z modelu DCC(1,1)-MVT-GARCH.

Do strukturalizacji wykorzystano faktoryzację Choleskiego. Kolejność zmiennych w strukturalnym modelu BVAR odpowiada kolejności szoków zmiennych na prezentowanych wykresach. Odpowiedzi zmiennych zostały obliczone przy wykorzystaniu impulsu w wielkości jednego odchylenia standardowego. Dodatnia (ujemna) wartość oznacza wzrost (spadek) DCC. Kolorem czarnym zaznaczono medianę funkcji reakcji, natomiast kolorem ciemnoszarym (jasnoszarym) 68-procentowy (90-procentowy) przedział ufności.

Wykres 6

Dekompozycja historyczna zmiennej DCC



Uwagi:

Wykres 6 ilustruje historyczną dekompozycję zmiennej DCC jako wkład poszczególnych szoków strukturalnych do odchylenia dynamicznej warunkowej korelacji (DCC) od jej długookresowej średniej implikowanej przez strukturalny model BVAR (kolorowa wersja wykresu dostępna na życzenie Czytelnika). Użyte oznaczenia:

MPL – kształt polityki pieniężnej w Stanach Zjednoczonych odzwierciedlony stopą procentową uwzględniającą prowadzoną niekonwencjonalną politykę monetarną (Wu, Xia 2016),

VIX – poziom globalnej awersji do ryzyka odzwierciedlony tzw. indeksem strachu,

DVL – warunkowa zmienność nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego oszacowana z jednowymiarowego modelu GARCH z rozkładem błędów t Studenta,

ECR – warunkowa zmienność napływu kapitału na rynki wschodzące oszacowana z jednowymiarowego modelu EGARCH z rozkładem błędów t Studenta,

INV – poziom zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (odchylenie od trendu),

PRD – poziom produkcji ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (odchylenie od trendu),

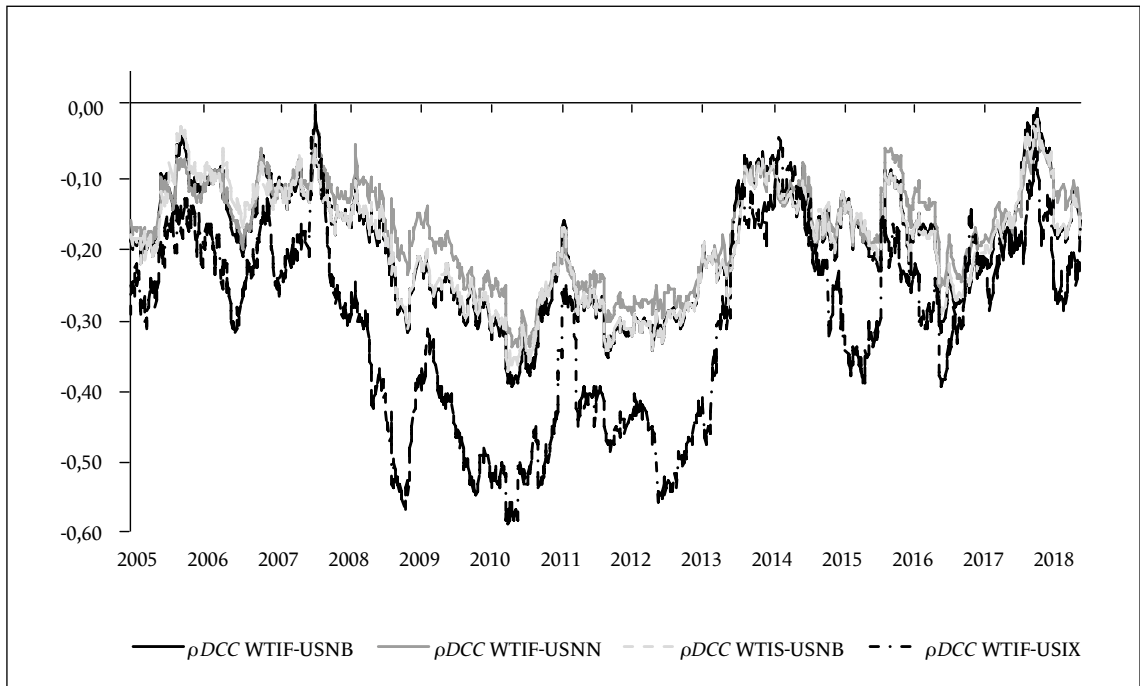
RAT – udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w bieżącym PKB Stanów Zjednoczonych,

FUT – wielkość zaangażowania inwestorów niekomercyjnych na rynku ropy naftowej (odchylenie od trendu),

DCC – dynamiczna warunkowa korelacja pomiędzy logarytmicznymi przyrostami nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego i logarytmicznymi przyrostami terminowych cen ropy naftowej WTI oszacowana z modelu DCC(1,1)-MVT-GARCH.

Wykres 7

Oszacowanie dynamicznej warunkowej korelacji z modelu DCC(1,1)-MVT-GARCH dla różnych definicji cen ropy naftowej i kursu dolara amerykańskiego



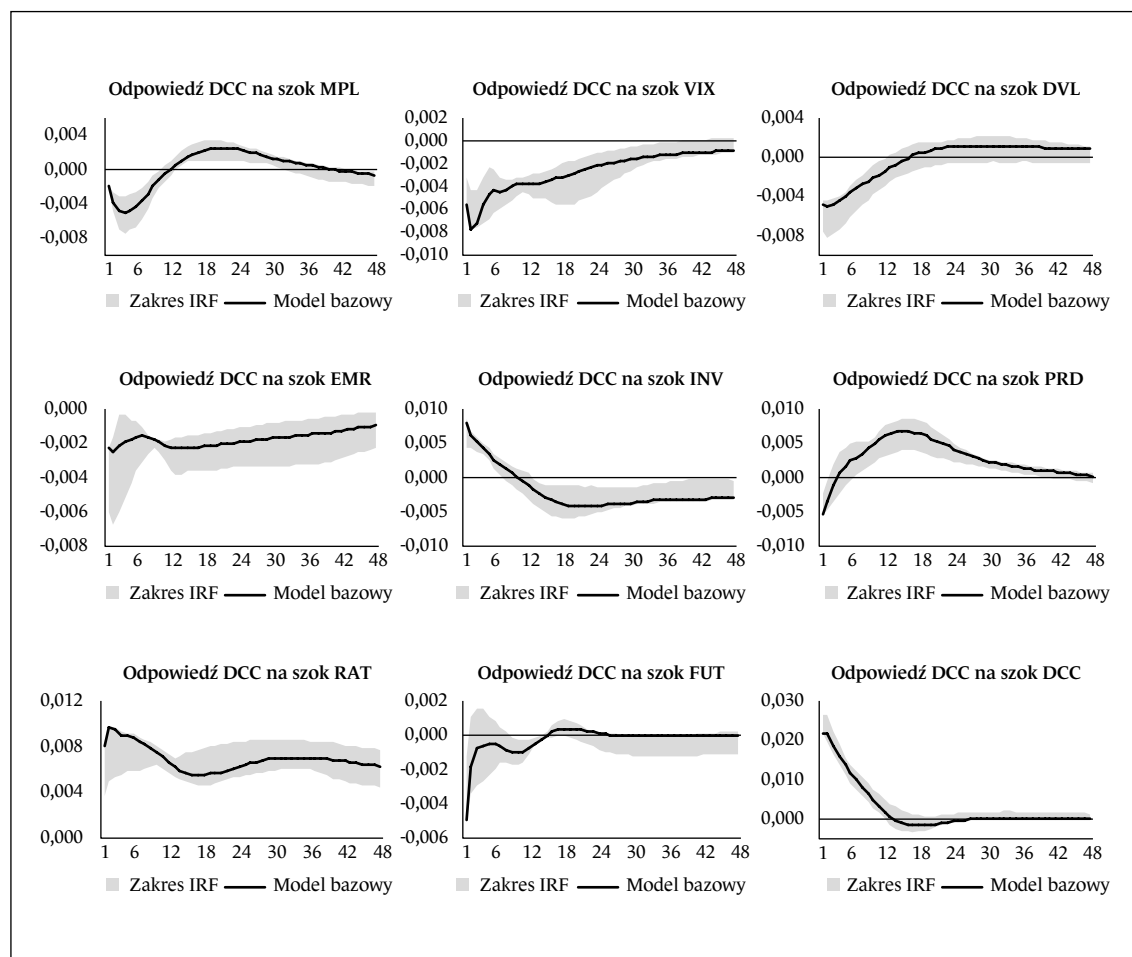
Uwagi:

Wykres 7 ilustruje dynamiczną warunkową korelację pomiędzy logarytmicznym tempem zmian terminowych cen ropy naftowej WTI a logarytmicznym tempem zmian nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego ($\rho_{DCC\ WTIF - USNB}$). Miara zależności została oszacowana przy wykorzystaniu modelu DCC GARCH z wielowymiarowym rozkładem błędów t Studenta (DCC(1,1)-MVT-GARCH). Kolorami szarymi zaznaczono oszacowania tej miary z analogicznego modelu pomiędzy:

- 1) logarytmicznym tempem zmian terminowych cen ropy naftowej WTI a logarytmicznym tempem zmian nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego w ujęciu wąskim ($\rho_{DCC\ WTIF - USNN}$),
- 2) logarytmicznym tempem zmian kasowych cen ropy naftowej WTI a logarytmicznym tempem zmian nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego ($\rho_{DCC\ WTIS - USNB}$),
- 3) logarytmicznym tempem zmian cen terminowych ropy naftowej WTI a logarytmicznym tempem zmian indeksu dolara ($\rho_{DCC\ WTIF - USIX}$).

Wykres 8

Funkcje reakcji na impuls – odpowiedź zmiennej DCC (wrażliwość wyników na przyjęte założenia)



Uwagi

Wykres 8 ilustruje reakcję zmiennej DCC na szoki strukturalne przy wykorzystaniu funkcji reakcji na impuls ze strukturalnego modelu BVAR z różnymi hiperparametrami. Użyte oznaczenia:

MPL – kształt polityki pieniężnej w Stanach Zjednoczonych odzwierciedlony stopą procentową uwzględniającą prowadzoną niekonwencjonalną politykę monetarną (Wu, Xia 2016),

VIX – poziom globalnej awersji do ryzyka, odzwierciedlony tzw. indeksem strachu,

DVL – warunkowa zmienność nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego oszacowana z jednowymiarowego modelu GARCH z rozkładem błędów t Studenta,

ECR – warunkowa zmienność napływu kapitału na rynki wschodzące oszacowana z jednowymiarowego modelu EGARCH z rozkładem błędów t Studenta,

INV – poziom zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (odchylenie od trendu),

PRD – poziom produkcji ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych (odchylenie od trendu),

RAT – udział deficytu bilansu obrotów bieżących w handlu produktami naftowymi w bieżącym PKB Stanów Zjednoczonych,

FUT – wielkość zaangażowania inwestorów niekomercyjnych na rynku ropy naftowej (odchylenie od trendu),

DCC – dynamiczna warunkowa korelacja pomiędzy logarytmicznymi przyrostami nominalnego efektywnego kursu walutowego dolara amerykańskiego i logarytmicznymi przyrostami terminowych cen ropy naftowej WTI oszacowana z modelu DCC(1,1)-MVT-GARCH.

Do strukturalizacji wykorzystano faktoryzację Choleskiego. Kolejność zmiennych w strukturalnym modelu BVAR odpowiada kolejności szoków zmiennych na prezentowanych wykresach. Odpowiedzi zmiennych zostały obliczone przy wykorzystaniu impulsu w wielkości jednego odchylenia standardowego. Dodatnia (ujemna) wartość oznacza wzrost (spadek) DCC. Kolorem czarnym zaznaczono medianę funkcji reakcji z modelu bazowego, natomiast kolorem jasnoszarym zakres *min* – *max* median funkcji reakcji na impuls z konkurencyjnych modeli.

The nexus between oil prices and the US dollar

Abstract

Oil prices and the US dollar are negatively correlated. However, the strength of this link is time-varying which sparks the debate on the changing dependence between the prices of both assets as well as its determinants. By utilizing a two-step procedure in this paper I firstly estimate time-varying correlation between the prices of oil and the US dollar based on a DCC model. In the second step I establish the determinants of the evolving oil-dollar nexus through the lens of a structural VAR model estimated in a Bayesian fashion. The results show that the negative link between oil prices and the US dollar has been strengthening before the outburst of the global financial crisis and during the global recession. On the other hand, in the wake of the shale revolution the strength of this link has weakened, primarily due to the decreasing share of the US trade balance of petroleum products in the current US GDP, high level of oil production and stocks in the US and a relatively low level of global risk aversion. A considerable increase in global risk aversion in February 2018 as well as a drop in oil stocks have propelled a substantial rise in the negative dependence between oil prices and the US exchange rate.

Keywords: oil prices, US dollar, conditional correlation, DCC model, SBVAR