

Robert SOCHA\*

Piotr WDOWIŃSKI\*\*

## Tendencje zmian cen na światowym rynku ropy naftowej po 2000 roku

---

**Streszczenie:** Celem artykułu jest przeprowadzenie analizy zmian zachodzących na rynku ropy naftowej w okresie *trzeciego szoku cenowego* w latach 2007–2008. Szczególnie istotna z punktu widzenia poruszanego problemu badawczego jest odpowiedź na pytanie, jaki wpływ na ceny ropy naftowej i wielkość konsumpcji tego surowca mają zaburzenia w wielkości wydobycia w grupie państw OPEC lub w państwach niestowarzyszonych w kartelu. W części empirycznej artykułu dokonano estymacji parametrów modelu wektorowej korekty błędem oraz analizy funkcji reakcji na impuls. Na podstawie wstępnej analizy danych statystycznych można zauważyć, iż wysokie tempo popytu w latach 2004–2008 nie było kompensowane przez odpowiednią dynamikę wydobycia. Na podstawie analizy funkcji reakcji na impuls można zauważyć, iż zaburzenie światowego popytu na ropę naftową wiąże się z pozytywną reakcją wydobycia państw kartelu, co skłania ku refleksji, na ile brak reakcji w latach 2007–2008 stanowił strategię polityki wydobywczej, a na ile pozostawało to poza decyzjami OPEC. Z drugiej strony pozytywna reakcja podaży OPEC na szok popytowy jest opóźniona o 4 miesiące, co daje podstawy do przypuszczeń, że natychmiastowe, krótkookresowe zwiększanie podaży w tej grupie państw jest ograniczone. Szoki wynikające z nieoczekiwanego wzrostu popytu na surowce lub zaburzeń w równaniu cen prowadzą do wzrostu produkcji w obu grupach państw. W obu przypadkach reakcja OPEC jest silniejsza.

**Słowa kluczowe:** ceny ropy naftowej, OPEC, kointegracja, model wektorowej korekty błędem

**Kody klasyfikacji JEL:** C32, C52, Q31

---

Artykuł nadesłany 2 kwietnia 2017 r., zaakceptowany 24 stycznia 2018 r.

---

\* Uniwersytet Łódzki, Katedra Ekonometrii; e-mail: robert.socha@uni.lodz.pl

\*\* Uniwersytet Łódzki, Katedra Ekonometrii; e-mail: piotr.wdowinski@uni.lodz.pl

## Wstęp

Ropa naftowa to najważniejszy surowiec w światowym bilansie energetycznym, gdyż uzyskuje się z niej 40% konsumowanej na świecie energii. Historycznie na rynku ropy naftowej wyróżniano dwa okresy jego funkcjonowania, które symbolicznie rozdziela początek *pierwszego kryzysu naftowego* w 1973 roku. Wydarzenia obserwowane na rynku ropy naftowej po 2004 roku powodują, iż można mówić o *trzeciej epoce* w handlu surowcem. W porównaniu z poprzednim okresem wzrosła zmienność cen ropy naftowej, dominacja eksporterów z OPEC ograniczyła się do wąskiej grupy państw o największych zasobach (Arabia Saudyjska, Zjednoczone Emiraty Arabskie, Kuwejt), a ceny surowca na światowych giełdach osiągały rekordowe poziomy. Zachwiana została równowaga między cenami trzech najważniejszych gatunków ropy naftowej (cena WTI notowana była poniżej cen pozostałych gatunków: Brent i Dubai Fateh). Spadek znaczenia marki WTI spowodował, iż uczestnicy rynku podejmowali próby ustanowienia innego gatunku surowca w roli globalnego odnośnika cenowego (np. arabskiego gatunku Oman, rosyjskich ESPO i REBCO), co nie przyniosło zakładanych rezultatów, choć dziś efektami tych działań jest funkcjonowanie giełdy Dubai Mercantile Exchange oraz obecność rosyjskiej ropy naftowej na giełdzie NYMEX. Silny wzrost cen ropy naftowej w latach 2004–2008 doprowadził do opłacalności wydobywania ze złóż niekonwencjonalnych (złóża łupkowe, piaski roponośne, złóża głębinowe). Prócz typowych czynników popytowo-podażowych, wśród determinant cen ropy naftowej wymienia się aktywność inwestorów finansowych [por. Fattouh, Mahadeva, 2012: 38–39].

Celem artykułu jest przeprowadzenie analizy zmian zachodzących na rynku ropy naftowej w okresie, w którym zaobserwowano *trzeci szok cenowy*, tj. w latach 2007–2008. Szczególnie istotna z punktu widzenia przeprowadzonego badania empirycznego jest odpowiedź na pytanie, w jakim stopniu zaburzenie wielkości wydobywania w grupie państw OPEC lub w państwach niestowarzyszonych w kartelu wpływa na konsumpcję surowca, jego cenę i wielkość produkcji przemysłowej. Prezentowane w literaturze prace dotyczące funkcjonowania rynku ropy naftowej w okresie po 2000 roku najczęściej skupione są wokół innych aspektów niż rola eksporterów ropy naftowej z OPEC [por. Kilian, 2009: 1058–1060; Juvenal, Petrella, 2011: 10–19; Kilian, Murphy, 2010: 8–10; Beidas-Strom, Pescatori 2014: 13–16]. Ponadto w artykule zaprezentowano długookresowe równania produkcji OPEC i konsumpcji surowca w regionach silnie rozwijających się (Azja, Ameryka Południowa, Afryka), co pozwalało wskazać, jaki wpływ na te kategorie mają pozostałe czynniki fundamentalne. Takie podejście jest istotne, zważywszy na dyskusję w literaturze, czy u przyczyn nagłych zmian cen leży niedobór podaży [Kaufmann, 2011: 105–106], czy nadmierny popyt [Hamilton, 2008: 179–206; Kilian, 2009: 1060–1068]. Szczególnie interesująca może być odpowiedź na pytanie, w jakim stopniu nieoczekiwany popyt w krajach szybko rozwijających się może być zaspokojony z wydobywania w krajach z OPEC lub w krajach poza OPEC.

W pierwszej części artykułu przedstawiono charakterystykę światowego rynku ropy naftowej po 2000 roku. W drugiej zaprezentowano przegląd literatury. W części trzeciej omówiono metodykę badania i wyniki analiz empirycznych uzyskane na podstawie modelu VEC i analizy funkcji reakcji na impuls. Czwartą część stanowi podsumowanie wniosków.

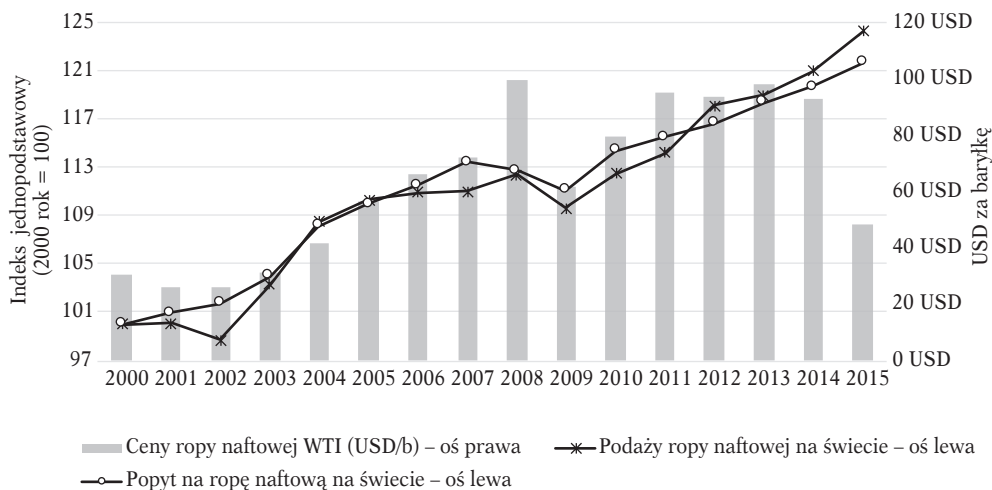
### **Rynek ropy naftowej po 2000 roku**

W latach 2000–2003 średnioroczna cena gatunku ropy naftowej WTI wynosiła 28,40 USD za baryłkę. Już w 2004 roku cena ta była o 45% wyższa. Rok ten stanowił początek silnego wzrostu cen *czarnego złota*, którego kulminacyjnym momentem był rok 2008, kiedy cena surowca była o 2,5 krotnie wyższa od tej z lat 2000–2003. Światowy kryzys gospodarczy, za którego symboliczny początek uznaje się upadek banku Lehman Brothers we wrześniu 2008 roku, przyczynił się do równie silnego spadku cen, które powróciły do poziomu 60 USD za baryłkę. Co istotne, wpływ zawirowań w światowej gospodarce na ceny surowca był krótkotrwały – w 2011 roku średnioroczne notowania gatunku WTI wynosiły już 95 USD za baryłkę. Przyczyny powstania szoku cenowego z lat 2007–2008 stanowią przedmiot ożywionej dyskusji środowiska naukowego. Jako jedną z nich wymienia się brak odpowiednich inwestycji w poszukiwanie nowych pól roponośnych oraz w aparaturę wydobywczą, co przełożyło się na brak możliwości zapewnienia odpowiedniej podaży w długim okresie i uzupełnienia jej krótkookresowych niedoborów [Kaufmann, 2011: 105–108]. Niskie ceny surowca sprzed 2004 roku mogły nie stanowić motywacji dla producentów do poszukiwania złóż czy inwestycji odtworzeniowych [Fattouh, 2007: 140–141]. Gwałtowny wzrost cen mógł być też efektem szoku popytowego – szybko rosnącego zapotrzebowania ze strony gospodarek rozwijających się najintensywniej, m.in. Chin, Indii [Hamilton, 2009: 228–234; Kilian, 2009: 1060–1068]. Odmienne wnioski sformułowali m.in. producenci skupieni w OPEC, dla których wzrost cen to skutek rosnącej aktywności spekulacyjnej na kontraktach terminowych na ropę naftową, co miało przełożyć się na destabilizację rynku fizycznego [OPEC, 2008: 3]. Kryzys na rynku nieruchomości w Stanach Zjednoczonych w 2007 roku stanowił bodziec dla inwestorów do poszukiwania innych form lokowania kapitału, m.in. na rynku towarowym [Breitenfellner i in., 2009: 119–121].

Przywołując hipotezy stawiane przez badaczy rynku i podjęty w artykule cel badawczy nie sposób nie odnieść się do analizy danych dotyczących wydobycia oraz konsumpcji ropy naftowej w latach 2000–2015 (rys. 1).

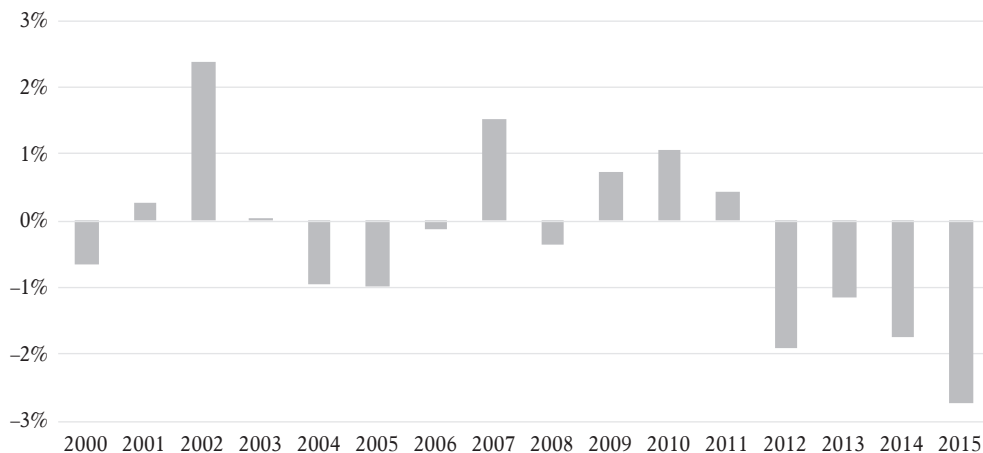
Należy zwrócić uwagę, że bezpośrednio przed szokiem cenowym, w okresie stabilizacji cen w latach 2000–2004, poziom konsumpcji rósł szybciej niż wydobycie. W 2002 roku produkcja surowca spadła poniżej wartości z 2000 roku, choć zużycie rosło w tempie 1% rocznie. W tym roku niemal 2,4% światowej konsumpcji zostało zaspokojone spoza bieżącego wydobycia (rys. 2).

**Rysunek 1. Popyt i podaż ropy naftowej na świecie oraz ceny ropy naftowej WTI w latach 2000–2015**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Joint Organisations Data Initiative (JODI), International Energy Agency (IEA), BP Statistical Review of World Energy 2016 (BP).

**Rysunek 2. Stosunek popytu na ropę naftową do podaży tego surowca w latach 2000–2015**



Uwaga: Na różnice między popytem a podażą ropy naftowej w głównej mierze wpływa zmiana wielkości zapasu surowca, oprócz tego również zastosowanie dodatkowych komponentów do paliw. Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Joint Organisations Data Initiative (JODI), BP Statistical Review of World Energy 2016 (BP).

Dysproporcja ta zachęciła koncerny naftowe do zwiększenia wydobycia w latach 2003 i 2004 (wzrost o 5% r/r), co spowodowało, że do 2006 roku zaspokojenie zapotrzebowania na surowiec nie było zagrożone. W 2007 roku wzrost produkcji został zahamowany (zmiana o 0,1% r/r), mimo iż analogiczny

trend nie był widoczny dla popytu na surowiec (wzrastał w tempie 1,7% r/r). Pojawienie się niedoboru podaży w 2007 roku (na poziomie 1,6% konsumpcji) stanowiło podstawę dla silnego wzrostu cen surowca, które w lipcu 2008 roku osiągnęły rekordowy poziom 147 USD za baryłkę. Kryzys finansowy i związane z nim osłabienie światowej gospodarki przełożyły się na spadek dynamiki konsumpcji surowca w latach 2008–2009. W 2010 roku, mimo dalszych zawirowań w światowej gospodarce (kryzys w strefie euro, osłabienie popytu konsumpcyjnego w Chinach), ceny ropy naftowej zaczęły ponownie rosnać do poziomu 100 USD za baryłkę. Taka sytuacja była skutkiem niedoborów podaży na rynku, które istniały, mimo iż wydobywanie rosło w tym okresie średnio o 1,5% szybciej niż popyt. Lata 2011–2014 to okres stabilizacji cen ropy naftowej w przedziale 90–100 USD za baryłkę.

Kluczowym czynnikiem dla sytuacji na rynku ropy naftowej w okresie po 2011 roku było rosnące wydobywanie, które przewyższało wzrost popytu. Po pierwsze, stanowi to skutek wysokiego poziomu cen, który utrzymywał się na światowym rynku od 2007 roku, co zachęcało firmy wydobywcze do zwiększania środków na poszukiwanie i eksploatację nowych złóż. Po drugie, przy cenie ropy naftowej powyżej 80 USD za baryłkę ekonomicznie uzasadniona jest eksploatacja z wcześniej odkrytych pól roponośnych (złóż niekonwencjonalnych), z których wydobywanie nie było opłacalne przy cenach na poziomie 20–40 USD za baryłkę (np. producent jest w stanie osiągnąć zysk z baryłki ropy naftowej ze złóż piasków roponośnych przy cenie około 50 USD<sup>1</sup>). Kilkuletnia nadwyżka podaży ropy naftowej spowodowała, że sprzedawcy – aby ulokować dodatkowe ilości surowca na rynku – musieli akceptować niższe ceny, czego efektem był nagły spadek cen w 2015 roku do poziomu 48 USD za baryłkę (najniżej od 2004 roku).

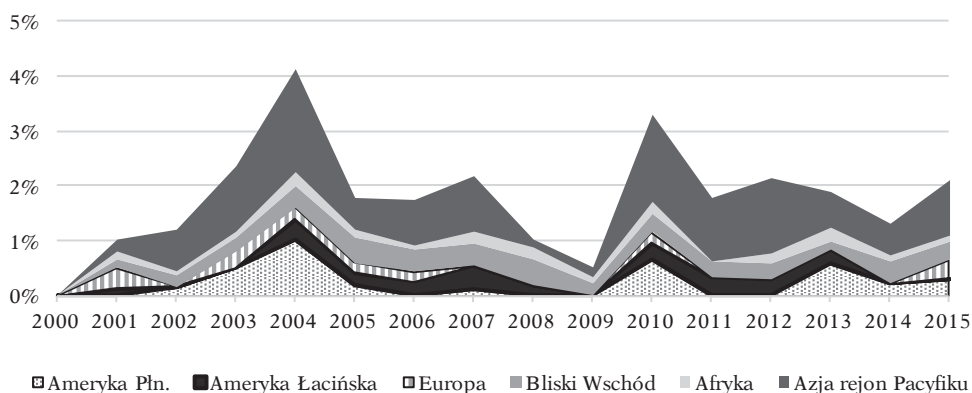
Analiza sytuacji na rynku ropy naftowej wymaga spojrzenia na problem popytu i podaży przez pryzmat uwarunkowań regionalnych. Na rysunku 3 przedstawiono, które regiony w latach 2001–2015 przyczyniały się do zmian światowego zużycia surowca.

Największy, średnio 25% udział w globalnym wzroście zużycia, miały kraje położone w rejonie Pacyfiku. Obserwacja ta stała się podstawą do postawienia hipotezy, w myśl której przyczyną szoku cenowego w 2007 roku był popyt na rynku azjatyckim [Hamilton, 2009: 228–234]. Wysoka dynamika zapotrzebowania na ropę naftową w tym rejonie świata nie jest jednak niczym nowym, utrzymywała się od kilkunastu lat, a w latach 90. XX wieku była nawet wyższa. Trudno jest zatem oczekiwać, że producenci surowca w swych prognozach zapotrzebowania nie brali tego pod uwagę. Poza rejonem azjatyckim do wzrostu światowej konsumpcji ropy naftowej przyczyniły się obszary historycznie powiązane z wydobywaniem surowca, tj. Bliski Wschód i Ameryka Łacińska (20% wzrostu przypadało na ten region). Pozwala to przypuszczać, iż

<sup>1</sup> Na podstawie danych z opracowania IEA [2008], *World Energy Outlook 2008*, International Energy Agency OECD, Paryż: 198–197 oraz 219.

rosnące uprzemysłowienie w tych regionach zwiększa intensywność wykorzystania energii. Na przykład na Bliskim Wschodzie 15% wydobycia w 2000 roku przeznaczono na konsumpcję wewnętrzną. W 2015 roku ten sam wskaźnik wyniósł 25%. Wykorzystywanie dochodu z eksportu ropy naftowej i inwestowanie go w inne gałęzie gospodarki powoduje, że w krajach tych konsumuje się coraz więcej surowca.

**Rysunek 3. Wkład poszczególnych regionów do wzrostu światowego zużycia ropy naftowej w latach 2001–2015**

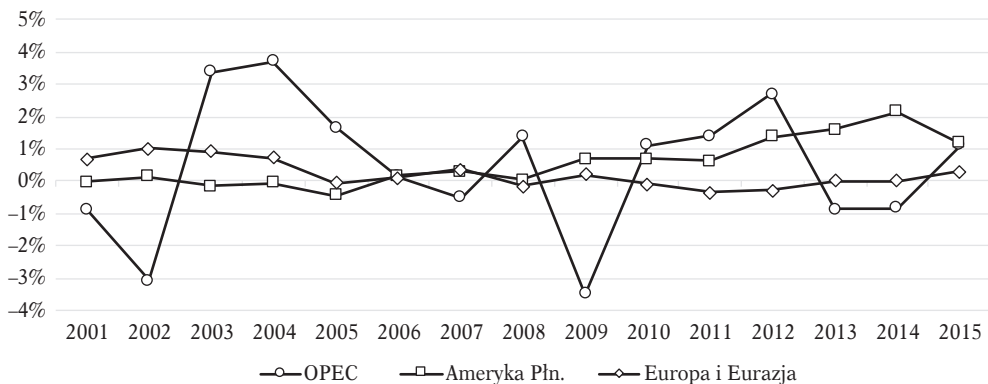


Dane prezentowane na wykresie dotyczą jedynie regionów, w których w danym roku odnotowano wzrost zużycia ropy naftowej. W danym roku pomijano regiony, w których nastąpił spadek zużycia surowca.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Joint Organisations Data Initiative (JODI), BP Statistical Review of World Energy 2016 (BP).

Na rysunku 4 przedstawiono wkład wniesiony przez najważniejsze – z punktu widzenia zapewnienia dostępu do ropy naftowej – regiony w zmiany światowego wydobycia.

Szczególną uwagę należy zwrócić na dwa aspekty. Przed 2006 rokiem dodatkowe moce wytwórcze w zakresie wydobycia uruchamiane były głównie w krajach OPEC. Pozwala to przyjąć, że kartel odgrywał rolę ostatniego dostawcy (tzw. *swing producer*), dążącego do stabilizacji rynku. Taka sytuacja obserwowana była chociażby w 2004 roku, gdy silny wzrost zapotrzebowania zrównoważony był przez wzrost wydobycia w krajach OPEC (wzrost produkcji o 9,7% względem poprzedniego roku). Należy zauważyć, że w latach 2007 i 2008 podobna interwencja nie miała już miejsca, choć w latach 2010–2012 kartel w największym stopniu odpowiadał za wzrost światowego wydobycia. Można zastanawiać się nad przyczynami takiej decyzji – czy niskie ceny powodowały, że inwestycje w aparaturę wydobywczą w krajach kartelu były niewystarczające lub niewłaściwie oszacowano czas potrzebny na uruchomienie kolejnych odwiertów. Należy pamiętać, że kartel OPEC nie jest organizacją homogeniczną, jeśli chodzi o interes jej członków, tylko państwa, jak Arabia Saudyjska, Iran, Kuwejt posiadają wolne moce wytwórcze.

**Rysunek 4. Wkład wybranych regionów w zmiany światowego wydobycia ropy naftowej w latach 2001–2015**

Prezentowane dane nie obejmują regionów o niskiej dynamice wydobycia.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Joint Organisations Data Initiative (JODI), BP Statistical Review of World Energy 2016 (BP).

Oznacza to, że w okresie rosnącego popytu świadomość możliwych konsekwencji z utrzymania podaży na stałym poziomie mogła powodować podejmowanie w tych krajach decyzji o takim właśnie kształtowaniu polityki wydobywczej.

W latach po szoku cenowym z 2007 roku największy udział we wzroście światowej podaży miały kraje Ameryki Północnej, co stanowi wynik tzw. *rewolucji łupkowej*, czyli zwiększenia eksploatacji złóż niekonwencjonalnych (porównując światowe wydobycie w latach 2007 i 2015 zauważamy, iż 74,7% jego wzrostu przypadało na region Ameryki Północnej, w drugiej kolejności 23,5% na państwa OPEC). Czynniki te są istotne dla formułowania oczekiwań, co do przyszłej sytuacji na rynku ropy naftowej. Zgodnie z danymi World Oil Outlook [OPEC, 2015: 29] spadek cen surowca w 2014 roku przełożył się na zmniejszenie środków na poszukiwanie złóż i produkcję ropy naftowej o 200 mld USD, a w samej Ameryce Północnej liczba aktywnych odwiertów zmalała z 1600 w połowie 2014 roku do 700 rok później. Porównując wydobycie ropy naftowej w Europie i Eurazji w latach 2001–2015, produkcja surowca w tym rejonie spadła o 14%, co odzwierciedla fakt, iż problemem tego regionu jest brak nowych, znaczących pól roponośnych, a istniejące są już wykorzystywane i pozwalają na coraz mniejsze wydobycie [The Greens/EFA, 2012: 39].

## Przegląd literatury

Analiza rynku ropy naftowej, zwłaszcza dynamiki cen jedynie oparta na czynnikach popytowo-podażowych może być niewystarczająca. Kaufmann [2011: 105] zwraca uwagę, iż analiza rynku ropy naftowej może wymagać uwzględnienia zarówno czynników fundamentalnych, jak i tych odpowiadających za aktywność inwestorów na giełdach towarowych. Fattouh [2007:

130–150] prezentuje obszerny przegląd teorii i metod modelowania rynku ropy naftowej, w którym omawia zarówno teorie oparte na zmiennych powiązanych bezpośrednio z rynkiem ropy naftowej (produkcja, ceny, zapasy itp.) i zmiennych uwzględniających szerszą listę potencjalnych czynników (np. aktywność spekulacyjna). Jednak zdaniem Kiliana i Murphy'ego [2014: 454] „nie ma konsensusu w literaturze akademickiej, w jaki sposób należałoby modelować światowy rynek ropy naftowej”. Breitenfellner, Cuaresma i Keppel [2009: 133–134] na podstawie analizy przeprowadzonej na zbiorze kilkudziesięciu zmiennych przy użyciu metod bayesowskich (*Bayesian Model Averaging*) wskazali, iż to elementy fundamentalne „pociągają i determinują trendy cenowe”. Podobne wnioski wysuwa Hamilton [2008: 180–199], który stwierdza, że spośród potencjalnych hipotez wyjaśniających zmiany na rynku ropy naftowej najbardziej prawdopodobne wydają się te dotyczące wyższego od oczekiwanego popytu w krajach rozwijających się (zwłaszcza w Chinach i Indiach) i ograniczeń w wydobyciu surowca.

Przeprowadzone w niniejszym artykule badanie odwołuje się również do rozważań prezentowanych w opracowaniach Kaufmanna, Deesa, Karadeloglou i Sancheza [2004: 70–78], czy też Chevillona i Riffarta [2009: 540–548], odnoszących się do roli OPEC w kształtowaniu światowego rynku ropy naftowej. Historycznie działania kartelu utożsamiane były z zachowaniem producenta krańcowego, który zapewnia dostawy ropy naftowej w okresach nadwyżek popytu i ogranicza wydobycie w okresach mniejszego zapotrzebowania na surowiec (tzw. *swing producer*). Kaufmann, Dees, Karadeloglou i Sanchez [2004: 84–88] starali się odnieść do coraz częściej podnoszonych głosów, że OPEC straciło możliwość regulowania cen ropy naftowej. Na podstawie przeprowadzonej analizy wykazali, iż większe znaczenie dla procesów cenotwórczych ma stopień wykorzystania mocy wydobywczych w krajach OPEC niż wielkość nakładanych kwot produkcyjnych. Chevillon i Riffart [2009: 543–549] wpływ OPEC na ceny ropy naftowej próbowali analizować dwojako – badając zależności z wielkością kwot produkcyjnych i oczekiwaniami cenowymi OPEC (tj. ceną komunikowaną przez kartel jako docelową do roku 2004).

Thomas, Mühleisen i Pant [2010: 14–15] w długookresowym równaniu cen ropy naftowej zawarli wielkość wydobycia w grupie państw spoza OPEC, wskazując jednocześnie na podstawie analizy, że państwa spoza OPEC mogą nie dostosowywać wydobycia bezpośrednio do wielkości produkcji w OPEC, a jedynie pośrednio poprzez reakcję na zmiany cen surowca. W niniejszym artykule wpływ wydobycia w krajach OPEC będzie rozpatrywany nie tylko przez pryzmat oddziaływania na poziom cen, ale również konsumpcję surowca, jego wydobycie w krajach spoza kartelu czy też wielkość produkcji przemysłowej. Co więcej, analiza wpływu na zapotrzebowanie na surowiec oraz wielkość produkcji przemysłowej dokonana jest wyłącznie w grupie państw Azji, Ameryki Płd. i Afryki, a więc krajów, w których obserwuje się najbardziej dynamiczny wzrost popytu na ropę naftową.

Empiryczne badanie rynku ropy naftowej prowadzone na podstawie model SVAR i analizy funkcji reakcji na impuls opublikowali Kilian [2009:



1058–1060]; Kilian, Murphy [2010: 8–10; 2014: 456–459]. W wymienionych opracowaniach rynek ropy naftowej analizowany był w obrębie zmiennych odnoszących się bezpośrednio do handlu ropą naftową (wielkość zapasów, ceny, wielkość produkcji) lub też mających charakter fundamentalny (indeks aktywności gospodarczej). Takie podejście spotkało się z krytyką ze strony Kaufmanna [2011: 108], który wskazał, że na podstawie zaburzeń wielkości zapasów nie można śledzić szoków pojawiających się w wielkości wydobycia. Z drugiej strony podobne analizy empiryczne opierające się jedynie na zmiennych fundamentalnych przeprowadzili Juvenal, Petrella [2011: 10–19]; Dvir, Rogoff [2014: 121–128]; Beidas-Strom, Pescatori [2014: 13–16]. W przeprowadzonej analizie zaproponowano dwie modyfikacje w stosunku do badań prezentowanych w literaturze. Po pierwsze, rozdzielono wpływ zaburzeń w podaży ropy naftowej w krajach OPEC i spoza OPEC, gdyż jak wskazano w dalszej części szoki podażowe mogą mieć różny charakter. Po drugie, oddzielnie analizowano następstwa szoków wynikających z popytu na surowce w gospodarce oraz zaburzeń wyłącznie w popycie na analizowany surowiec – ropę naftową.

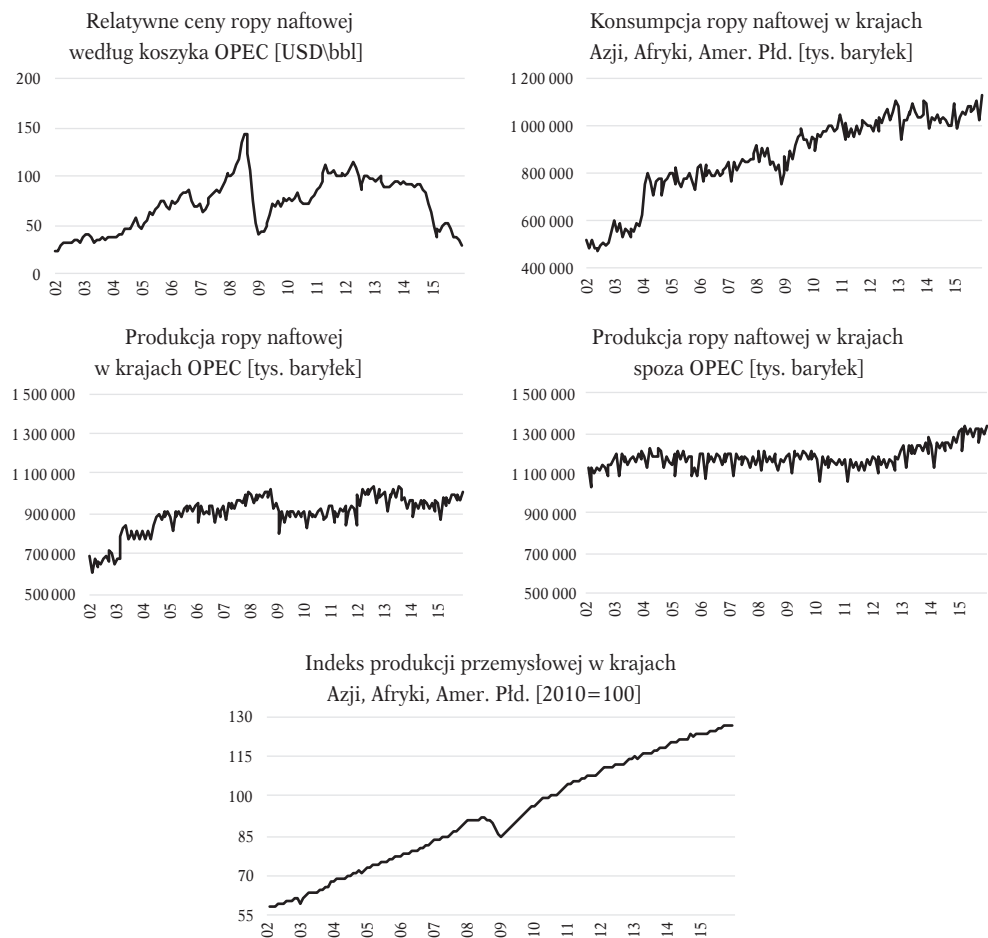
Analizowana próba obejmuje dość szczególny okres w światowej gospodarce, w którym odnotowano kryzys finansowy od roku 2007, następujący po nim kryzys gospodarczy w latach 2008–2009 i kryzys zadłużeniowy w strefie euro, którego kulminacyjny moment (kryzys w Grecji) przypadał na rok 2011. Jak zwracają uwagę Lombardi i Ravazollo [2013: 2–16], w okresie kryzysów można oczekiwać umacniania się pewnych zależności istniejących w gospodarce, np. na podstawie analizy indeksów rynku akcji (*Morgan Stanley Capital International Global Equity Index MSCI GEI*) i rynku towarowego (*Standard&Poor's Goldman Sachs Commodity Index S&P GSCI*). Autorzy wykazali, że począwszy od 2008 roku współczynnik korelacji między tymi dwiema zmiennymi był wyższy, a zmiana ta widoczna jest od początku sierpnia 2008 roku, a więc na krótko przed upadkiem banku Lehman Brothers. Xiong i Tang [2012: 54–72] sformułowali podobne wnioski na podstawie analizy korelacji między cenami ropy naftowej a notowaniami indeksów towarowych (analizowano indeksy S&P GSCI i *DowJones-UBS Commodity Index*). Autorzy wskazali, że o ile wzrost współczynnika korelacji obserwowany był od 2004 roku, w okresie od 2008 roku (kryzys finansowy) zależność ta jest jeszcze bardziej widoczna. Yamori [2011: 338–339] na podstawie analizy indeksów dla japońskiej giełdy towarowej i indeksu NIKKEI stwierdza, iż w okresie kryzysu korelacja między zmiennymi była znacznie silniejsza. To może stanowić efekt tego, że np. spadki cen ropy naftowej i miedzi kształtowane są w głównej mierze przez ten sam trend zahamowania produkcji przemysłowej, a nie efekt zależności między cenami tych dóbr (np. wynikający z decyzji inwestorów w zakresie alokowania kapitału). Zważywszy na podany powyżej argument, rezygnacja z uwzględnienia dodatkowych czynników związanych z rynkami finansowymi lub towarowymi w analizach empirycznych wydaje się być dopuszczalna.

Ocena danych empirycznych dotyczących popytu i podaży ropy naftowej w poszczególnych regionach świata pozwoliła wskazać, że analizę konsumpcji surowca można ograniczyć wyłącznie do tych regionów, w których obserwuje się najwyższą dynamikę popytu na ropę naftową. Porównując lata 2002 i 2015 można zauważyć, iż konsumpcja ropy naftowej w Europie i Ameryce Północnej spadła odpowiednio o 6,1% i 0,2%, z kolei na Bliskim Wschodzie, w Afryce czy Azji wzrosła odpowiednio o 67,9%, 51,1% i 46,9% [BP, 2016: 11–13]. Trendy te są odzwierciedlone również w wydarzeniach obserwowanych na regionalnych rynkach ropy naftowej, np. załamaniu się relacji cenowych między gatunkami WTI-Brent, czy też próbach ustanowienia nowych benchmarków cenowych w regionalnym handlu ropą naftową, np. ESPO w eksporcie ropy naftowej z Rosji do państw azjatyckich [Socha, 2013: 19–21]. U.S. Energy Information Administration [EIA, 2016: 1–37] wskazuje, że najważniejszą rolę w kształtowaniu rynku ropy naftowej odegrają państwa szybko rozwijające się. Stanowi to przesłankę za wydzieleniem z wielkości globalnego zapotrzebowania na surowiec tylko części, która podlega dynamicznej zmianie, tj. konsumpcji w Afryce, Azji i Ameryce Południowej.

### Analiza empiryczna

W celu dokładniejszego zrozumienia tendencji na rynku ropy naftowej po 2000 roku przeprowadzono badanie empiryczne opierające się na modelu ekonometrycznym VEC. Posłużono się miesięcznymi szeregami czasowymi (rys. 5) z okresu od stycznia 2002 roku do grudnia 2015 roku, pobranych z baz danych *Joint Organisations Data Initiative* (JODI), *OECD Statistics*, *International Energy Agency* (IEA), *OPEC Monthly Oil Market Report*, *The CBP World Trade Monitor* (WTM). Zastosowano dane dotyczące: cen ropy naftowej, indeksu produkcji przemysłowej w krajach Azji, Afryki i Ameryki Południowej, wielkości popytu na ropę naftową w tych regionach, wydobywania ropy naftowej w grupie państw OPEC oraz w państwach spoza OPEC. Opis danych i statystyki opisowe dla analizowanych zmiennych przedstawiono w tabelicy 1, co pozwala chociażby prześledzić relacje konsumpcji w krajach Azji, Afryki, Ameryki Płd., produkcji w krajach OPEC i krajach spoza OPEC<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> W przeprowadzonych analizach zastosowano logarytmy naturalne poszczególnych zmiennych.

**Rysunek 5. Wykresy badanych szeregów czasowych**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych *Joint Organisations Data Initiative (JODI)*, *OECD Statistics*, *International Energy Agency (IEA)*, *OPEC Monthly Oil Market Report*, *The CBP World Trade Monitor (WTM)*.

**Tablica 1. Opis i zestawienie statystyk opisowych dla badanych szeregów czasowych**

Szereg czasowy [oznaczenie]:	Źródło danych	Jednostka	Średnia	Mediana	Odch. std.	Wsp. skośności	Kurtoza
Indeks produkcji przemysłowej w krajach Azji, Afryki, Ameryki Płd. [ $D_t$ ]	<i>The CBP World Trade Monitor</i>	Indeks (2010=100)	92,77	91,29	20,89	0,03	1,76
Relatywne ceny ropy naftowej wg koszyka OPEC [ $P_t$ ]	<i>International Energy Agency</i> , <i>OECD Statistics</i>	USD/bbl	72,09	74,43	26,56	0,08	2,27

Szereg czasowy [oznaczenie]:	Źródło danych	Jednostka	Średnia	Mediana	Odch. std.	Wsp. skośności	Kurtoza
Konsumpcja ropy naftowej w krajach Azji, Afryki, Ameryki Płd. [C <sub>t</sub> ]	<i>Joint Organisations Data Initiative</i>	tys. baryłek dziennie	871 864	891 320	171 564	-0,72	2,65
Produkcja ropy naftowej w krajach poza OPEC [ $Q_t^{NOPEC}$ ]	<i>Joint Organisations Data Initiative</i>	tys. baryłek dziennie	1 181 742	1 179 333	56 754	0,52	3,79
Produkcja ropy naftowej w krajach OPEC [ $Q_t^{OPEC}$ ]	<i>Joint Organisations Data Initiative</i>	tys. baryłek dziennie	901 796	918 089	92 967	-1,24	4,21

Źródło: opracowanie własne.

Przeprowadzona w poprzedniej części artykułu analiza tendencji w zakresie wydobycia surowca pozwala stwierdzić, że zasadne dla badania empirycznego jest rozdzielenie wpływu wydobycia ropy naftowej, na to które dokonywane jest w państwach OPEC i poza nimi. Wydaje się, że taka koncepcja stanowi przesłankę do wykorzystania w modelu cen koszyka referencyjnego OPEC, zamiast cen gatunków będących przedmiotem obrotu wolnorynkowego (WTI, Brent, Oman/Dubai). W modelu zastosowano ceny relatywne ropy naftowej [por. Coleman, 2012: 321], tj. relację nominalnych cen koszyka OPEC oraz wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych w krajach arabskich (według danych dla Arabii Saudyjskiej).

Na podstawie wstępnej analizy danych empirycznych (rys. 5) można wnioskować, iż oprócz czynników podaży-popytowych zasadna wydaje się weryfikacja w modelu zmiennych reprezentujących zdarzenia losowe, jak katastrofy naturalne, konflikty zbrojne, strajki, zmiany polityczne (poszczególne zdarzenia weryfikowano na podstawie *National Hurricane Center, U.S. National Oceanic and Atmospheric Administration, OPEC Monthly Oil Market Report, Global Terrorism Database*). Wydarzenia te nie zawsze wpływają bezpośrednio na podaż lub popyt na ropę naftową, ale kształtują oczekiwania uczestników rynku co do rozwoju sytuacji w kolejnych miesiącach. Po drugie, ich uwzględnienie umożliwia osiągnięcie pożądanych własności statystycznych procesów resztowych, inaczej należałoby wskazać na brak normalności ich rozkładów, co miałyby znaczenie dla wnioskowania na podstawie statystyk testowych. Tradycyjnie, konkretna obserwacja określana jest mianem nietypowej i może wymagać wprowadzenia zmiennej zero-jedynkowej do modelu, gdy jest ona położona co najmniej dwa odchylenia standardowe od wartości przeciętnej. Z drugiej strony, dobór zmiennych zero-jedynkowych wymaga analizy systemu zmiennych, gdyż np. silny spadek konkretnej zmiennej w okresie  $t$  może nie mieć charakteru egzogenicznego, a wynikać ze zmian zachodzących w obrębie pozostałych zmiennych.

W pierwszym etapie analizy empirycznej dokonano weryfikacji stacjonarności szeregów czasowych stosowanych w badaniu [zob. Welfe i in., 2006:

16], co jest istotne dla doboru odpowiednich metod dalszych analiz [zob. Majsterk, 2014: 444]. Testowanie przeprowadzono przy założeniu, iż omawiane zmienne mogą być generowane przez procesy stochastyczne bez i z przesunięciem, oraz iż możliwa jest obecność obok trendu stochastycznego również trendu deterministycznego. W żadnej z trzech możliwości nie wskazano stacjonarności zmiennych w odniesieniu do ich poziomów (przy poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ ), ale dla ich pierwszych różnic można mówić o stacjonarności (tabl. 2).

**Tablica 2. Wyniki testu ADF i testu pierwiastka jednostkowego przy zmianie strukturalnej**

Szereg czasowy	Test ADF bez wyrazu wolnego		Test ADF z wyrazem wolnym		Test ADF z wyrazem wolnym i trendem liniowym		Test pierwiastka jednostkowego w przypadku zmiany strukturalnej		
	H0: I(1), H1: I(0)	H0: I(2), H1: I(1)	H0: I(1), H1: I(0)	H0: I(2), H1: I(1)	H0: I(1), H1: I(0)	H0: I(2), H1: I(1)	Wariant testu	Zmiana strukturalna	H0: I(1), H1: I(0) <sup>d</sup>
$P_t$	-0,19 [0,62]	-8,83 [0,00] <sup>a</sup>	-2,11 [0,25]	-8,80 [0,00] <sup>a</sup>	-1,18 [0,91]	-9,13 [0,00] <sup>a</sup>	AO-C	01/2014	-3,73 [0,21]
$C_t$	1,75 [0,98]	-19,68 [0,00] <sup>a</sup>	-2,57 [0,11]	-19,91 [0,00] <sup>a</sup>	-2,80 [0,20]	-4,55 [0,00] <sup>a</sup>	AO-B	04/2004	-4,56 [0,11]
$Q_t^{OPEC}$	1,25 [0,95]	-3,12 [0,00] <sup>a</sup>	-2,58 [0,10]	-3,39 [0,01] <sup>b</sup>	-3,25 [0,08] <sup>c</sup>	-3,78 [0,02] <sup>b</sup>	AO-A	03/2004	-4,22 [0,25]
$Q_t^{NOPEC}$	1,92 [0,95]	-3,79 [0,00] <sup>a</sup>	0,39 [0,98]	-4,01 [0,00] <sup>a</sup>	-0,53 [0,98]	-4,26 [0,01] <sup>a</sup>	IO-C	05/2012	-4,35 [0,08] <sup>c</sup>
$D_t$	5,53 [0,99]	-5,45 [0,00] <sup>a</sup>	-1,76 [0,40]	-10,42 [0,00] <sup>a</sup>	-1,84 [0,68]	-10,57 [0,00] <sup>a</sup>	AO-B	01/2007	-2,94 [0,62]

Symbole <sup>a b c</sup> oznaczają odrzucenie hipotezy zerowej na rzecz hipotezy alternatywnej przy poziomie istotności odpowiednio  $\alpha = 0,01$ ,  $\alpha = 0,05$ ,  $\alpha = 0,1$ . W notacji hipotezy zerowej ( $H_0$ ) i alternatywnej ( $H_1$ ) posłużono się oznaczeniami: I(0) – szereg stacjonarny, I(1) – szereg zintegrowany w stopniu 1, I(2) – szereg zintegrowany w stopniu 2. Zmiana strukturalna następuje w: A – wyraz wolny, B – wyraz wolny oraz wsp. kierunkowy, C – wsp. kierunkowy. Kryterium wskazania momentu zmiany strukturalnej w teście Perrona [2005: 49–62] był ten okres, dla którego wynik testu ADF w największym stopniu świadczył o odrzuceniu hipotezy zerowej. <sup>d</sup> Dla poszczególnych wariantów testu dokładne, nieuproszczone opisy zestawów hipotez można znaleźć w pracach Perrona [2005: 40–57], Gasek, Witkowskiej [2006: 360–361] (poza kwestią występowania pierwiastków jednostkowych testowane jest również występowanie i charakter samych zmian strukturalnych). Źródło: opracowanie własne.

Stosowanie tradycyjnego testu ADF w przypadku występowania zmian strukturalnych w szeregu czasowym może prowadzić do otrzymania wyników świadczących o obecności pierwiastka jednostkowego, gdy w rzeczywistości szereg czasowy jest trendostacjonarny. Dokonano zatem weryfikacji wyników testu ADF dla pierwszego zestawu hipotez ( $H_0: I(1)$ ,  $H_1: I(0)$ ) poprzez zastosowanie testu Perrona [2005: 49–62].

Istnieje kilka wariantów omawianego testu. Możliwe jest testowanie dla zmian strukturalnych odzwierciedlanych stopniowo (IO) lub natychmiast (AO) w wartościach danej zmiennej. Wystąpienie zmiany strukturalnej w funkcji

trendu liniowego może wymagać zróżnicowania wyrazu wolnego, współczynnika kierunkowego lub obu elementów. Z kilku wariantów testu dla każdej zmiennej zaprezentowano jeden, choć zawsze testowano wszystkie warianty, a otrzymywane rezultaty prowadziły do podobnych wniosków (tabl. 2). Można stwierdzić, że wykorzystywane w badaniu zmienne są niestacjonarne oraz zintegrowane w stopniu 1.

W drugim kroku przeprowadzonej analizy empirycznej zastosowano metodę analizy kointegracji Johansena [1988: 231–254]. Punktem wyjścia jest określenie rzędu opóźnień  $p$  dla modelu  $VAR(p)$  o postaci:

$$\mathbf{x}_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{v}_t + \boldsymbol{\mu}_t \quad [1]$$

gdzie:  $\mathbf{x}_t$  – wektor  $k$  zmiennych endogenicznych,  $\mathbf{v}_t$  – wektor wyrazów wolnych,  $\Pi_i$  – macierz parametrów dla  $i$ -tego opóźnienia wektora zmiennych endogenicznych,  $\boldsymbol{\mu}_t$  – wektor składników losowych,  $\boldsymbol{\mu}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\mu)$ ,  $t = 1, \dots, T$ . Ustalenie rzędu  $p$  odbywa się przy wykorzystaniu kryteriów informacyjnych: Akaike, Schwarza, Hannana-Quinna oraz statystyk  $FPE$  i  $LR$ . Wnioski formułowane na podstawie kryterium Akaike mogą prowadzić do przeszacowania rzędu opóźnień, z kolei stosując kryteria Schwarza lub Hannana-Quinna podejmowane są bardziej rygorystyczne decyzje [Lütkepohl, Krätzig, 2004: 110–113]. Wnioskowanie na podstawie statystyki sekwencyjnego testu  $LR$  w małych próbach może prowadzić do wskazania rzędu opóźnień silnie odbiegającego od tego, który wskazano by na podstawie pozostałych kryteriów [Lütkepohl, 2005: 153–156]. Wielokrotnie obserwowaną sytuacją jest uzyskanie różnych wniosków na bazie poszczególnych kryteriów. W takiej sytuacji pomocna może być weryfikacja własności statystycznych modeli  $VAR$ , szczególnie autokorelacji składników losowych. Dla omawianego modelu optymalny rząd opóźnień ustalono na dwa (tabl. 3).

Tablica 3. Kryteria wyboru rzędu opóźnień w modelu VAR

Rząd opóźnień	Kryterium wyboru:							
	LR	FPE	AIC	SC	HQ	$LM_1$	$LM_2$	$LM_4$
1	3279,97	3.99e-17	-23,60	-20,39	-22,29	45,24	33,35*	30,14*
2 <sup>#</sup>	191,73*	1.18e-17*	-24,83*	-21,15*	-23,34*	35,05*	31,45	29,84
3	20,28	1.39e-17	-24,69	-20,54	-23,01	38,07	38,56	32,66
4	30,69	1.48e-17	-24,67	-20,03	-22,78	41,81	40,13	23,52

Definicja oznaczeń: LR – statystyka sekwencyjnego testu LR, FPE – statystyka błędu predykcji Akaike (ang. *final prediction error*), AIC – kryterium informacyjne Akaike, SC – kryterium informacyjne Schwarza, HQ – kryterium informacyjne Hannana-Quinna, LM(k) – wielowymiarowy test na autokorelację reszt  $k$ -tego rzędu. W testach LR i LM założono poziom istotności  $\alpha = 0,05$ . Symbolem \* oznaczono rząd opóźnień wskazany przy zastosowaniu danego kryterium. Symbolem # oznaczono wybrany rząd opóźnień dla modelu  $VAR(p)$ .

Źródło: opracowanie własne.

Końcowym etapem tej części procedury była weryfikacja modelu VAR(2) przy wykorzystaniu wielowymiarowych testów White'a, Doornika-Hansena, mnożników Lagrange'a [zob. Doornik, 1996: 4–7; Lütkepohl, 2005: 171–181]. W tablicy 4 zaprezentowano analizę własności statystycznych modelu, na podstawie którego dokonano testowania rzędu kointegracji. Uzyskane wyniki testów autokorelacji, normalności rozkładu reszt i ich wariancji wskazują na poprawność jego specyfikacji. W modelu uwzględniono następujące zmienne zero-jedynkowe:  $Z_1$  (wartość 1: 2008 październik–grudzień) – okres po upadku banku Lehman Brothers, kryzys finansowy, przejście huraganów Ike i Omar w rejonach wydobywania w Ameryce Płn.,  $Z_2$  (wartość 1: 2011 sierpień–wrzesień) – wojna domowa w Libii (bitwa o Trypolis), pogłoski o spadku ratingu USA, kryzys zadłużeniowy w Europie,  $Z_3$  (wartość 1: 2011 październik, grudzień i 2012 styczeń) – kryzys zadłużeniowy w strefie euro, oczekiwanie niższego wzrostu gospodarczego w Stanach Zjednoczonych,  $Z_4$  (wartość 1: 2005 wrzesień i grudzień) – oddanie do użytku rurociągu Baku–Tbilisi–Ceyhan, okres po przejściu huraganów Cindy, Katrina i Rita, przejście huraganu Wilma, w grudniu wyższe od oczekiwanych temperatury w Ameryce Płn.,  $Z_5$  (wartość 1: 2003 grudzień i 2004 styczeń) – niskie temperatury powietrza w Ameryce Płn.,  $Z_6$  (wartość 1: 2003 kwiecień) – najniższe od ośmiu lat temperatury w Ameryce Płn., operacja militarna w Iraku,  $Z_7$  (wartość 1: 2014 marzec) – rekordowe poziomy zapasów ropy naftowej w Stanach Zjednoczonych.

Określenie rzędu kointegracji przeprowadzono przy wykorzystaniu testu śladu [zob. Johansen, 1988: 233–237; Johansen, Juselius, 1990: 177–178]<sup>3</sup>. Na tym etapie rozważano również zasadność włączenia wyrazu wolnego oraz trendu do modelu VEC o postaci:

$$\Delta x_t = \alpha(\beta^T x_{t-1} + \mu + \kappa t) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \lambda + \rho t + \zeta_t \quad [2]$$

gdzie:  $x_t$  oznacza wektor zmiennych endogenicznych,  $\zeta_t$  to wektor białoszumowych składników losowych,  $\Gamma_i$  oznacza macierz parametrów,  $\mu$ ,  $\lambda$  to wektory wyrazów wolnych,  $\kappa$ ,  $\rho$  to wektory parametrów oraz  $\beta$  to macierz zawierająca bazowe wektory kointegrujące,  $\alpha$  oznacza macierz dostosowań,  $t = 1, \dots, T$ . Możliwych jest pięć przypadków uwzględnienia trendu deterministycznego oraz stałej w modelu:

- model 1* – bez wyrazu wolnego ( $\mu = 0$ ,  $\kappa = 0$ ,  $\lambda = 0$ ,  $\rho = 0$ ),
- model 2* – ograniczony wyraz wolny ( $\mu \neq 0$ ,  $\kappa = 0$ ,  $\lambda = 0$ ,  $\rho = 0$ ),
- model 3* – nieograniczony wyraz wolny ( $\mu \neq 0$ ,  $\kappa = 0$ ,  $\lambda \neq 0$ ,  $\rho = 0$ ),
- model 4* – ograniczony trend liniowy ( $\mu \neq 0$ ,  $\kappa \neq 0$ ,  $\lambda \neq 0$ ,  $\rho = 0$ ),
- model 5* – nieograniczony trend liniowy ( $\mu \neq 0$ ,  $\kappa \neq 0$ ,  $\lambda \neq 0$ ,  $\rho \neq 0$ ).

<sup>3</sup> Spośród dwóch testów rzędu kointegracji zaproponowanych przez Johansena [1988], tj. testu śladu i testu największej wartości własnej, w praktyce większą wagę przykładają się do testu śladu [zob. Majsterk 2014: 451]. W przypadkach, gdy na podstawie wyników obu testów formułuje się różne wnioski o rzędzie kointegracji, preferowane są wyniki uzyskane na podstawie testu śladu, stąd też ograniczono się do zastosowania jedynie tego testu.

Tablica 4. Weryfikacja własności statystycznych modelu VAR – testy wielowymiarowe

Test normalności Doornika-Hansena dla rozkładu składnika losowego		Test White'a na heteroskedastyczność składnika losowego
<b>DH</b> = 16,02 [0,10]		<b>WHITE</b> = 577,83 [0,97]
Test mnożników Lagrange'a na autokorelację składnika losowego <i>i</i> -tego rzędu <i>LM</i> ( <i>i</i> )		
<b>LM</b> <sub>1</sub> = 35,05 [0,09] <sup>c</sup>	<b>LM</b> <sub>2</sub> = 31,45 [0,17]	<b>LM</b> <sub>4</sub> = 29,82 [0,23]

Oznaczenia <sup>a b c</sup> odpowiadają odrzuceniu hipotezy zerowej na rzecz hipotezy alternatywnej przy poziomie istotności odpowiednio  $\alpha = 0,01$ ,  $\alpha = 0,05$ ,  $\alpha = 0,1$ . W nawiasach podano krańcowe poziomy istotności testu.

Źródło: opracowanie własne.

W celu wskazania struktury deterministycznej (a)–(e) zastosowano tzw. zasadę Pantuli [zob. Wdowiński, 2010: 50–51], w której rozpatrywane są wszystkie możliwe postacie uwzględnienia składowych deterministycznych (w kolejności od najbardziej do najmniej restrykcyjnych i kolejnych rzędów kointegracji począwszy od hipotezy o braku kointegracji – przy pierwszym wystąpieniu braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej procedura kończy się). W przeprowadzonej procedurze pominięto model w postaci pierwszej, gdzie wykorzystane zmienne w swych poziomach i po ich jednokrotnym zróżnicowaniu powinny mieć zerową średnią, gdyż w praktyce takie przypadki nie są obserwowane. Uwzględnienie w modelu *VAR* dodatkowych zmiennych deterministycznych (np. impulsowych zmiennych dychotomicznych lub zmiennych dla zmiany strukturalnej) skłania do rozważań czy posłużenie się asymptotycznymi wartościami krytycznymi testu śladu [Johansen, Juselius, 1990: 208–209; Osterwald-Lenum, 1992: 468–470] mogłoby prowadzić do niepoprawnego określenia liczby związków długookresowych [zob. Amisano, Giannini, 1997: 97; Hendry, Juselius, 2000: 15–18; Nielsen, 2004: 249–271; Lütkepohl, 2005: 335]. Ponadto w przypadku małej lub umiarkowanej liczebności próby konieczne jest stosowanie poprawek małopróbkowych [Kębłowski, 2013: 164–169]. Welfe, Karp i Kębłowski [2006: 34] wskazują, iż poprawne wnioskowanie o rzędzie kointegracji przy tego rodzaju ograniczeniach wymaga albo zastosowania odpowiedniej poprawki korygującej wartość statystyki do asymptotycznej wartości krytycznej, albo symulacyjnego wyznaczenia wartości krytycznych przy danej liczebności próby i parametrach.

Z wyżej wymienionych powodów wartości krytyczne dla testu rzędu kointegracji wyznaczone zostały na podstawie parametrycznej procedury bootstrapowej (dla 999 replikacji i poziomu istotności  $\alpha = 0,05$ ). Przyjęto kwantyl rzędu 0,95 z rozkładu bootstrapowego statystyki testu śladu przy zadanym rzędzie kointegracji, liczbie obserwacji, liczbie zmiennych endogenicznych i określonej specyfikacji deterministycznej (wyraz wolny, trend, scentrowane zmienne sezonowe)<sup>4</sup>. Wyniki analizy rzędu kointegracji pokazano w tablicy 5.

<sup>4</sup> W tym celu wykorzystano narzędzie do określenia rozkładu bootstrapowego dostarczone w programie ekonometrycznym *Structural VAR* (wersja 0.45) autorstwa A. Warne [2008]. Korzystano również z programu JMulti 4.24 [Lütkepohl, Krätzig, 2004: 289–300].



**Tablica 5. Wyniki testu śladu i wartości bezwzględne największych pierwiastków macierzy stowarzyszonej**

Hipotezy: zerowa i alternatywna	Test śladu								Moduły największych pierwiastków macierzy stowarzyszonej dla danego rzędu kointegracji	
	Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		$r = 2$	$r = 3$
	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{\alpha}$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{\alpha}$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{\alpha}$	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{\alpha}$		
$H_0: r = 0,$ $H_1: r \geq 1$	<b>205,50</b>	<b>79,47</b>	<b>103,25</b>	<b>72,54</b>	<b>126,67</b>	<b>87,29</b>	<b>108,20</b>	<b>76,93</b>	1	1
$H_0: r = 1,$ $H_1: r \geq 2$	<b>82,07</b>	<b>60,41</b>	<b>52,18</b>	<b>47,71</b>	<b>71,06</b>	<b>62,09</b>	<b>58,30</b>	<b>53,96</b>	1	1
$H_0: r = 2,$ $H_1: r \geq 3$	<b>42,56</b>	<b>39,50</b>	14,70	30,32	33,98	35,73	27,70	34,98	1	0,97
$H_0: r = 3,$ $H_1: r \geq 4$	12,73	21,84	2,52	14,59	11,97	23,54	8,85	18,61	0,92	0,80
$H_0: r = 4,$ $H_1: r \geq 5$	2,05	9,30	0,48	1,91	2,02	9,80	0,17	26,26	0,67	0,46

$\lambda_{trace}$  – statystyka testu śladu,  $\lambda_{\alpha}$  – wartość krytyczna testu śladu wyznaczona jako kwantyl rzędu 0,95 z rozkładu bootstrapowego statystyki testu śladu przy zadanym rzędzie kointegracji, liczbie obserwacji, liczbie zmiennych endogenicznych oraz określonej specyfikacji komponentów deterministycznych (wyraz wolny, trend, scentrowane zmienne sezonowe). Pogrubioną czcionką oznaczono odrzucenie hipotezy zerowej na rzecz hipotezy alternatywnej, pierwszy przypadek braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznaczono obramowaniem.

Źródło: opracowanie własne.

Na ich podstawie można wnioskować o istnieniu dwóch wektorów kointegrujących. Rezultaty testu śladu dla kolejnych przypadków uwzględniania składowych deterministycznych skłaniają do zakończenia procedury dla modelu 3 i hipotezy zerowej o rzędzie kointegracji  $r \geq 2$ . Pierwsze wystąpienie sytuacji braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej prowadzi do wstrzymania procedury i przyjęcia tego rozstrzygnięcia za obowiązujące dla dalszej analizy, stąd też dla potrzeb dalszych obliczeń przyjęto specyfikację z wyrazem wolnym w przestrzeni kointegracyjnej. Rozpatrując moduły największych pierwiastków macierzy stowarzyszonej przy rzędach kointegracji  $r = 2$  oraz  $r = 3$  należy potwierdzić poprawność wskazania istnienia dwóch związków długookresowych.

Restrykcje nałożone na parametry równań długookresowych (tabl. 6) stanowią nawiązanie do klasycznych modeli rynku ropy naftowej [Kaufmann i in., 2007: 179–184; Krichene, 2007: 5–6].

**Tablica 6. Restrykcje nakładane na macierz wektorów bazowych**

Wektor kointegrujący	Parametr przy zmiennej				
	$C_t$	$Q_t^{NOPEC}$	$Q_t^{OPEC}$	$P_t$	$D_t$
$CE_t^1$	0	0	1	$\beta_{14}$	0
$CE_t^2$	1	$\beta_{22}$	$\beta_{23}$	0	$\beta_{25}$

Źródło: opracowanie własne.

W równaniu charakteryzującym podaż ropy naftowej założono, że wydobycie w państwach OPEC zmienia się w zależności od poziomu cen ropy naftowej. Przy wyższych cenach kraje OPEC uzyskują wyższe dochody budżetowe, co zachęca do zwiększania wydobycia. W równaniu wielkości zapotrzebowania na ropę naftową w Azji, Ameryce Południowej, Afryce (analizowanych łącznie) przyjęto, że konsumpcja ropy naftowej jest determinowana przez wzrost produkcji przemysłowej w tych regionach – rozwój najszybciej rosnących gospodarek wymaga coraz większej konsumpcji surowców naturalnych, szczególnie przy nadal niskim udziale odnawialnych źródeł energii i braku możliwości szerokiej substytucji tych czynników w niektórych gałęziach gospodarki. Oszacowanie parametrów stojących przy zmiennych odpowiadających podaży w krajach OPEC i państwach spoza kartelu są zgodne z relacją tych wielkości w próbie (porównanie lat 2015 i 2002), tj. stosunek przyrostu względnego konsumpcji ropy naftowej w analizowanych regionach i względnego przyrostu wydobycia w krajach OPEC wynosi przeciętnie 2%, z kolei stosunek do przyrostu względnego podaży w państwach spoza kartelu wynosi średnio 1,7%. Brak uwzględnienia wpływu cen na wielkość konsumpcji  $C_t$  może budzić pewne wątpliwości. Postać tego równania wpisuje się we wnioski formułowane przez Hamiltona [2009: 216–234], który zwraca uwagę, iż elastyczność cenowa popytu na ropę naftową w Stanach Zjednoczonych po 2000 roku może być bliska zeru. W tym przypadku analizujemy głównie gospodarki rozwijające się, m.in. Chiny i Indie, co pozwala oczekiwać, że popyt na ropę naftową w głównej mierze determinowany będzie przez rozwój produkcji i możliwość importu surowca. Co więcej, stanowi to również wynik braku istotności statystycznej cen w równaniu długookresowym konsumpcji. Propozycja przyjętych restrykcji wynika m.in. z prac prowadzonych przez Hughesa, Knittela i Sperlinga [2006: 14–19], którzy na podstawie próby z lat 1975–1980 i 2001–2006 stwierdzili, że popyt na paliwa w Stanach Zjednoczonych stał się nieelastyczny względem cen<sup>5</sup>. Phoumin i Kimura [2014: 6–16] dokonali analizy elastyczności cenowej popytu na energię (w tym popytu na ropę naftową) w wybranych krajach Dalekiego Wschodu. Autorzy wnioskujeją, iż popyt na surowce energetyczne w tym regionie świata jest nieelastyczny względem cen, co może być efektem subsydiowania zakupów energii przez państwo. Ponadto przy nakładaniu kolejno restrykcji  $\beta_{24} = -0,02$ ,  $\beta_{24} = -0,04$ ,  $\beta_{24} = -0,06$ ,  $\beta_{24} = -0,08$  lub  $\beta_{24} = -0,10$  uzyskane oszacowania większości parametrów są zbliżone (różnice w oszacowaniach poszczególnych parametrów wektorów kointegrujących w zakresie od  $-0,01$  do  $0,01$ ). Wyjątek stanowi wpływ podaży w państwach OPEC w drugim równaniu kointegrującym (zmiany parametru wynoszą od  $0,1$  aż do  $0,5$ ). Omawiana idea weryfikacji kolejnych postaci restrykcji na elastyczność cenową popytu  $C_t$  w przedziale  $-0,02$  do  $-0,1$  oparta jest na pracy Krichene [2006: 11, 2007: 24], który dla danych z lat 1984–2005 wskazuje, że długookresowa elastyczność cenowa popytu na surowiec kształtuje się na poziomie  $-0,03$ .

<sup>5</sup> Dotyczy to krótkookresowej elastyczności cenowej popytu.

Warto zauważyć, że restrykcje nałożone na wektory kointegrujące mają charakter restrykcji nadmiernie identyfikowalnych, co wymaga testowania statystycznej istotności tych warunków ograniczających przy zastosowaniu testu ilorazu wiarygodności. W przypadku występowania dwóch wektorów kointegrujących ( $r = 2$ ), dla zapewnienia jednoznacznej identyfikowalności systemu konieczne jest nałożenie czterech restrykcji ( $r^2 = 4$ ) na parametry długo-okresowe. Z powyższych przesłanek ekonomicznych w modelu wprowadzono dwie nadmiarowe restrykcje. Na podstawie wartości statystyki  $LR = 11,10$  (graniczny poziom istotności 0,09) stwierdzono, iż wprowadzenie takich restrykcji jest zasadne. Oszacowanie równań kointegrujących po nałożeniu restrykcji podano poniżej:

$$Q_t^{OPEC} = 0,12 P_t + 4,00 \quad [3]$$

$$C_t = 1,96 Q_t^{OPEC} + 1,74 Q_t^{NOPEC} + 0,68 D_t - 15,73 \quad [4]$$

Należy zauważyć, iż w modelu zastosowano logarytmy poszczególnych zmiennych, zatem oceny parametrów można interpretować w kategorii elastyczności.

W tabelicy 7 przedstawiono wyniki testu słabej egzogeniczności zmiennych względem  $\beta$  [Engle i in., 1983: 287–300; Urbain, 1992: 188–203].

**Tabela 7. Testowanie słabej egzogeniczności zmiennych**

Zmienna	Etap I – test słabej egzogeniczności		Etap II – testowanie z uwzględnieniem zmiennych słabo egzogenicznych $Q_t^{NOPEC}$ , $D_t$	
	Statystyka testu ilorazu wiarygodności LR	Krańcowy poziom istotności testu	Statystyka testu ilorazu wiarygodności LR	Krańcowy poziom istotności testu
$Q_t^{NOPEC}$	1,79	0,408	–	–
$D_t$	5,12	0,077 <sup>c</sup>	–	–
$Q_t^{OPEC}$	<b>11,14</b>	<b>0,004<sup>a</sup></b>	<b>27,04</b>	<b>0,000<sup>a</sup></b>
$P_t$	<b>14,44</b>	<b>0,001<sup>a</sup></b>	<b>29,80</b>	<b>0,000<sup>a</sup></b>
$C_t$	<b>10,20</b>	<b>0,006<sup>a</sup></b>	<b>36,46</b>	<b>0,000<sup>a</sup></b>

Oznaczenia <sup>a b c</sup> odpowiadają odrzuceniu hipotezy zerowej na rzecz hipotezy alternatywnej przy poziomie istotności odpowiednio  $\alpha = 0,01$ ,  $\alpha = 0,05$ ,  $\alpha = 0,1$ .

Źródło: opracowanie własne.

Określenie  $i$ -tej zmiennej jako słabo egzogenicznej zostało przeprowadzone poprzez nałożenie restrykcji zerowych na parametry macierzy dostosowań  $\alpha$  odpowiadające tej zmiennej oraz testowanie zasadności tych restrykcji przy pomocy statystyki ilorazu wiarygodności LR [por. Juselius, 2005: 231–236; Welfe i in., 2006: 39–40]. Przy dwóch niezależnych wektorach kointegrujących i pięciu zmiennych tworzących system, liczba zmiennych słabo egzogenicznych w długim okresie może wynieść co najwyżej trzy. W przypadku wydobycia ropy naftowej w krajach spoza OPEC ( $Q_t^{NOPEC}$ ) i indeksu produkcji

przemysłowej w analizowanych regionach ( $D_i$ ) nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że zmienne te są słabo egzogeniczne w długim okresie.

Oceny jakości modelu VEC dokonano przy pomocy standardowych testów statystycznych (tabl. 8).

Tablica 8. Weryfikacja własności statystycznych modelu VEC

<i>Testy jednowymiarowe</i>					
Test normalności Doornika-Hansena dla rozkładu składnika losowego (krajcowy poziom istotności podano w nawiasie)					
Równanie	1	2	3	4	5
	2,08 [0,35]	2,01 [0,37]	4,67 [0,09] <sup>c</sup>	2,02 [0,36]	2,66 [0,26]
<i>Testy wielowymiarowe</i>					
Test normalności Doornika-Hansena dla rozkładu składnika losowego	<b>DH</b> = 13,44 [0,20]				
Test mnożników Lagrange'a na autokorelację składnika losowego ( <i>i</i> -tego rzędu)	<b>LM</b> <sub>1</sub> = 33,46 [0,12]				
	<b>LM</b> <sub>2</sub> = 21,76 [0,65]				
	<b>LM</b> <sub>4</sub> = 30,40 [0,21]				
	<b>LM</b> <sub>12</sub> = 33,90 [0,11]				
Test White'a na heteroskedastyczność składnika losowego	<b>WHITE</b> = 631,33 [0,99]				

Oznaczenia <sup>a b c</sup> odpowiadają odrzuceniu hipotezy zerowej na rzecz hipotezy alternatywnej przy poziomie istotności odpowiednio  $\alpha = 0,01$ ,  $\alpha = 0,05$ ,  $\alpha = 0,1$ . W nawiasach podano krajcowe poziomy istotności testu.

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wielowymiarowego odpowiednika testu Doornika-Hansena można stwierdzić, iż nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o normalności rozkładu składnika losowego. Analogiczne wnioski można wyciągnąć na podstawie testów jednowymiarowych, dla poszczególnych równań systemu. Opierając się na wynikach testu White'a przy poziomie istotności 0,05 nie można odrzucić hipotezy zerowej mówiącej o wielowymiarowej homoskedastyczności reszt modelu VEC. Rezultaty testów autokorelacji skłaniają ku stwierdzeniu, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy mówiącej o braku skorelowania składnika losowego rzędu odpowiednio 1, 2, 4 i 12.

Analizując otrzymane oszacowania wektorów kointegrujących (równania [3] i [4]) można wskazać, iż producenci z państw OPEC dostosowują wielkość bieżącej produkcji do trendów cenowych, choć elastyczność cenowa podaży jest niewielka – wysokie potrzeby fiskalne państw-eksporterów ropy naftowej sprawiają, iż trudno jest oczekiwać redukcji podaży w wyniku malejących cen na rynku. Otrzymana na podstawie przeprowadzonej analizy restrykcyjnej specyfikacja równania [3] okazała się podobna do wyników otrzymanych przez Thomas, Mühleisen i Pant [2010: 13] dla państw spoza OPEC.

Zapotrzebowanie na ropę naftową w Azji, Afryce, Ameryce Płd. – regionach o najwyższej dynamice wzrostu konsumpcji surowca, determinowane jest przez wielkość produkcji przemysłowej i możliwość importu surowca.

Jednoprocentowy wzrost produkcji przemysłowej przekłada się na 0,68% wzrost popytu na ropę naftową. Co więcej, postać nałożonych restrykcji pozwala na wskazanie, w jakim stopniu zapotrzebowanie na surowiec w tych regionach może być zaspokajane z dostaw z państw OPEC lub państw spoza OPEC. Na podstawie równania długookresowego [4] widać, iż wzrost konsumpcji ropy naftowej w analizowanych regionach w większym stopniu stymulowany jest przez kraje OPEC niż państwa niestowarzyszone w kartelu. Z jednej strony taki podział wynika z geograficznej lokalizacji złóż. W myśl zasady „najbliższego rynku” taniej jest dostarczać surowiec w obrębie kontynentu niż eksportować go drogą morską. Wysoki wzrost konsumpcji surowca w Chinach i Indiach sprawia, iż państwa OPEC zwiększają zaangażowanie w eksport do krajów tego regionu. W 2006 roku 67,3% eksportowanej ropy naftowej trafiło do państw Dalekiego Wschodu, w 2016 roku były one odbiorcami już 74,5% eksportu<sup>6</sup>. Wzrost zapotrzebowania na ropę naftową dotyczy także państw OPEC, szczególnie Arabii Saudyjskiej, Kataru, Zjednoczonych Emiratów Arabskich. W 2006 roku udział państw Bliskiego Wschodu w światowej konsumpcji surowca wynosił 7,7%, w 2016 roku już 9,5%.

Uzyskane rezultaty pozwalają wskazać na jeszcze jeden ważny wniosek – wzrost zapotrzebowania, który nastąpi w krajach rozwijających się będzie wymagać albo większych nakładów inwestycyjnych w krajach OPEC, albo wzrostu wydobywania w państwach spoza OPEC. Wzrost produkcji ropy naftowej w krajach poza OPEC może przełożyć się na zmianę w strukturze odbiorców surowca z państw OPEC i spadek wielkości eksportu do Europy czy Ameryki Północnej. Takie rezultaty stanowią potwierdzenie wniosków sformułowanych przez Nordhaua [2009: 1–5], który przypomina, że niezależnie, w którym regionie następuje wzrost wydobywania, efekty mają charakter globalny<sup>7</sup>.

Równie istotne dla podanych wniosków jest przeprowadzenie analizy funkcji reakcji na impuls (*IRF*). W odniesieniu do procesu stacjonarnego zapisanego wzorem [1] można określić reprezentację średniej ruchomej [Lütkepohl, 2005: 58–62, 357–372]:

$$\mathbf{x}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\phi}_i \boldsymbol{\mu}_{t-i} + \mathbf{u} \quad [5]$$

gdzie  $\mathbf{u}$  to wektor średnich wartości szeregów czasowych w modelu VAR,  $\boldsymbol{\phi}_i$  to macierz parametrów,  $\boldsymbol{\phi}_0 = \mathbf{I}_K$  oraz dla  $j = 1, 2, \dots$  zachodzi (przy  $\boldsymbol{\Pi}_j = \mathbf{0}$  dla  $j > p$ ):

$$\boldsymbol{\phi}_i = \sum_{j=1}^i \boldsymbol{\phi}_{i-j} \boldsymbol{\Pi}_j \quad [6]$$

<sup>6</sup> Dane dotyczące wydobywania, konsumpcji i eksportu OPEC na podstawie BP [2016].

<sup>7</sup> Co więcej, w przypadku równania długookresowego [4] nałożenie dodatkowej restrykcji  $\beta_{22} = \beta_{23}$  byłoby statystycznie akceptowalne (wartość statystyki  $LR = 11,15$ , graniczny poziom istotności 0,13).

Element  $(m, n)$  macierzy  $\phi_t$  może być interpretowany jako reakcja zmiennej  $x_{m,t+i}$  na jednostkowe zaburzenie w równaniu zmiennej  $x_{n,t}$  przy założeniu stałych wartości wektora  $x_t$ . Możliwa jest następująca dekompozycja macierzy wariancji-kowariancji procesu resztowego  $\Sigma_\mu = \mathbf{P}\mathbf{P}^T$  (tzw. *dekompozycja Choleskiego*),  $\mathbf{P}$  to macierz dolna trójkątna, co pozwala zapisać wzór [5] jako:

$$\mathbf{x}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\varphi}_i \boldsymbol{\vartheta}_{t-i} + \mathbf{u} \quad [7]$$

w którym elementy  $\boldsymbol{\vartheta}_t$  są nieskorelowane oraz zachodzi  $\boldsymbol{\vartheta}_t = \mathbf{P}^{-1}\boldsymbol{\mu}_t$ ,  $\boldsymbol{\varphi}_i = \boldsymbol{\phi}_i\mathbf{P}$ .

Przeprowadzenie analizy funkcji reakcji na impuls daje możliwość obserwacji nie tylko w jakim stopniu zaburzenie w równaniu konkretnej zmiennej oddziałuje na zmienne będące przedmiotem zainteresowania, ale również jak długo jego efekt się utrzymuje. Przeszkodą do otrzymania interpretowalnych – zgodnie z powyższymi oczekiwaniami – wartości funkcji reakcji na impuls jest korelacja składników losowych z poszczególnymi równaniami modelu VAR, co uniemożliwia izolowane badanie wpływu zaburzeń  $i$ -tej zmiennej. Zastosowanie wspomnianej dekompozycji Choleskiego wiąże się z ortogonalizacją szoków, co eliminuje problem związany z korelacją składników losowych z poszczególnymi równaniami [Lütkepohl, 2005: 56–59]. Konieczna jest następująca dekompozycja macierzy wariancji-kowariancji modelu [1]:  $\Sigma_\mu = \mathbf{W}\boldsymbol{\Sigma}_\eta\mathbf{W}^T$ , gdzie  $\mathbf{W}$  to nieosobliwa macierz dolna trójkątna, której współczynniki na głównej przekątnej równe są 1,  $\boldsymbol{\Sigma}_\eta$  to macierz diagonalna z dodatnimi elementami na głównej przekątnej oraz można określić macierz  $\mathbf{A} = \mathbf{W}^{-1}$  [zob. Lütkepohl, 2005: 56–62]. Scharakteryzowana transformacja uzyskana jest na podstawie dekompozycji Choleskiego  $\Sigma_\mu = \mathbf{P}\mathbf{P}^T$  przy wprowadzeniu diagonalnej macierzy  $\mathbf{D}$ , takiej, że  $\mathbf{W} = \mathbf{P}\mathbf{D}^{-1}$ . W ten sposób otrzymuje się model [1] w postaci strukturalnej SVAR (tzw. model A):

$$\mathbf{A}\mathbf{x}_t = \mathbf{A}\sum_{i=1}^p \Pi_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{A}\mathbf{v}_t + \boldsymbol{\eta}_t \quad [8]$$

gdzie:  $\boldsymbol{\eta}_t = \mathbf{A}\boldsymbol{\mu}_t$ ,  $\boldsymbol{\eta}_t \sim (\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\eta)$ ,  $\boldsymbol{\Sigma}_\eta = \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}_\mu\mathbf{A}^T$ .  $\mathbf{A}$  to macierz dolna trójkątna.

Można również dokonać bezpośredniej identyfikacji szoków strukturalnych na podstawie reszt z modelu VAR w postaci zredukowanej (tzw. model B) poprzez relację  $\boldsymbol{\mu}_t = \mathbf{B}\boldsymbol{\eta}_t$ , gdzie macierz  $\mathbf{B}$  to macierz dolna trójkątna,  $\boldsymbol{\Sigma}_\mu = \mathbf{B}\mathbf{B}^T$ ,  $\boldsymbol{\eta}_t \sim (\mathbf{0}, \mathbf{I}_K)$ . Połączenie przedstawionych powyżej metod stanowi tzw. model AB [Lütkepohl, 2005: 358–368], gdzie  $\mathbf{A}\boldsymbol{\mu}_t = \mathbf{B}\boldsymbol{\eta}_t$ ,  $\boldsymbol{\eta}_t \sim (\mathbf{0}, \mathbf{I}_K)$ , model VAR w postaci strukturalnej można wtedy zapisać jako:

$$\mathbf{A}\mathbf{x}_t = \mathbf{A}\sum_{i=1}^p \Pi_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{A}\mathbf{v}_t + \mathbf{B}\boldsymbol{\eta}_t \quad [9]$$

W przypadku procesów niestacjonarnych, w odniesieniu do opisanego wcześniej modelu VEC (równanie [2]) stosowane jest w praktyce wylicze-

nie  $\phi_t$  na podstawie modelu VAR dla zmiennych zintegrowanych lub modelu VEC dla poziomów zmiennych [Lütkepohl, Reimers, 1992: 53–74; Lütkepohl, Krätzig, 2004: 167–168]. W rezultacie takiego podejścia przy zmiennych niebędących I (0) dla części szoków można obserwować trwałą reakcję. Rozwinięciem przeprowadzonej analizy może być wprowadzenie strukturalnego modelu VEC (SVEC). Dla procesu  $x_t$ , który generowany jest przez model VEC w postaci zredukowanej (wzór [2]), istnieje reprezentacja średniej ruchomej Beveridge'a-Nelsona [Lütkepohl, Krätzig, 2004: 167–169], przy przyjęciu której można dokonać identyfikacji szoków strukturalnych o charakterze przejściowym i trwałym (*permanent effects*).

W ramach omawianego systemu można dokonać identyfikacji pięciu szoków. Samo podejście do identyfikacji szoków stanowi nawiązanie do prac Kiliana [2009: 1061–1062]; Kiliana, Murphy'ego [2014: 458–459] (dokonali identyfikacji szoków w systemie zmiennych opisujących rynek ropy naftowej opierając się na rekursywnym uporządkowaniu zmiennych). Na przykład możliwość natychmiastowego dostosowania podaży ropy naftowej na szok popytowy jest ograniczona (możliwość wykorzystania zapasów), podobnie jak reakcja konsumpcji na zaburzenie w równaniu cen (problem krótkookresowej substytucji ropy naftowej), z drugiej strony skutki takich zaburzeń mogą mieć charakter trwały lub wygasający w okresie dłuższym niż rozpatrywane 20 miesięcy (jak miało to miejsce chociażby w okresie *szoków naftowych*). Podobną metodę identyfikacji szoków w zbiorze skointegrowanych zmiennych opisujących rynek ropy naftowej stosowali m.in. Ratti i Vespignani [2012: 8–9].

Pierwszy szok reprezentuje zaburzenie podażowe w państwach niebędących członkami OPEC, co odpowiada zdarzeniem prowadzącym do przerw w eksploatacji złóż, np. w okresie huraganowym w Zatoce Meksykańskiej, w okresie sztormów na Morzu Północnym lub awarii infrastruktury wydobywczej. Drugi szok odpowiada zaburzeniom w wydobywaniu na terenach państw OPEC (np. w wyniku strajków, konfliktów zbrojnych i politycznych w rejonach wydobywania). Może być on zatem interpretowany jako realizacja zakłóceń wynikających z napięć geopolitycznych. Dla podaży w grupie państw spoza OPEC założono, iż w okresie miesięcznym możliwość dostosowania ilości ropy naftowej dostarczanej na rynek jest ograniczona, dlatego też zmienna ta stanowi pierwszy element uporządkowania rekursywnego. Analogiczne założenie o braku odpowiedzi podaży w ciągu pierwszego miesiąca na pozostałe szoki powinno obowiązywać w przypadku zaburzeń w grupie państw OPEC, co wymagało nałożenia dodatkowej restrykcji. Na podstawie statystyki testowej LR = 0,34 [0,56] można potwierdzić zasadność takiego założenia. Trzeci szok strukturalny można interpretować jako wynikający z zaburzeń w popycie na ropę naftową w krajach rozwijających się (np. jako odzwierciedlenie zmian w popycie przezrocznościowym na ropę naftową). Czwarty szok utożsamiany jest ze zmianami produkcji przemysłowej państw rozwijających się, co może być interpretowane jako zaburzenie w ogólnym popycie na surowce. Relatywne ceny ropy naftowej stanowiły ostatni element uporządkowania, a więc

ten, na który wpływają wszystkie szoki zdefiniowane w rozpatrywanym systemie. Szok w równaniu tej zmiennej może być tłumaczony jako odzwierciedlający oczekiwania co do przyszłych zmian cen wśród uczestników rynku, np. w wyniku zmian zachodzących na światowych giełdach, w kursach walutowych, stopach procentowych, na giełdach innych towarów. W ostatnim z wymienionych szoków można zatem doszukiwać się reprezentacji aktywności spekulacyjnej, oczekiwań nieodnoszących się do czynników fundamentalnych produkcji ropy naftowej, ale otoczenia makroekonomicznego. Przy powyższej interpretacji szoków strukturalnych i w nawiązaniu do sposobu identyfikacji szoków przez Kiliana i Murphy'ego [2014: 458–459], macierz  $\mathbf{B}$  dla równania [9] będzie miała postać:

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} * & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & 0 & 0 \\ * & * & * & * & 0 \\ * & * & * & * & * \end{bmatrix} \quad [10]$$

gdzie \* to element macierzy, na który nie nakładano restrykcji oraz  $\mathbf{A} = \mathbf{I}_K$  [Lütkepohl, Krätzig, 2004: 162–164]. Omówienie wyników analizy reakcji na impuls (załącznik 1) ograniczono do wybranych szoków zgodnie z celem artykułu<sup>8</sup>. Poza średnią wartością funkcji reakcji na impuls przedstawiono przedziały ufności. Otrzymując szerokie przedziały ufności dla oszacowań *IRF* można mówić o dużej niepewności co do interpretacji wyników. Serwa i Wdowiński [2017: 334–337] określają reakcję na szok w danym okresie mianem istotnej statystycznie, gdy średnia wartość funkcji reakcji na impuls jest co najmniej dwa odchylenia standardowe powyżej lub poniżej zera.

W pierwszym kroku analizowano wartość funkcji reakcji cen ropy naftowej na zaburzenia wydobycia surowca. Szok w produkcji ropy naftowej w OPEC powoduje zmiany cen, ale co istotne, efekt ten ma charakter przejściowy, wygasa w ciągu 20 miesięcy. Odmiennie sytuacja wygląda dla szokowego wzrostu wydobycia w państwach spoza OPEC, gdzie analogiczna reakcja cen ropy naftowej na impuls ma charakter trwały w okresie 20 miesięcy. Większość światowej konsumpcji ropy naftowej przypada na państwa rozwinięte i należące do organizacji eksporterów surowca. Stąd też właśnie w tych krajach korzyścią z rozpoczęcia eksploatacji z nowych odkryć lub zwiększenia wydobycia z już posiadanych złóż ropoносnych jest możliwość redukcji ropy naftowej importowanej drogą morską (z OPEC), a w rezultacie spadek cen surowca. Model poprawnie odzwierciedla to, co obserwowano w końcowym

<sup>8</sup> W przeciwieństwie do prac Kiliana [2009: 1053–1068]; Kiliana, Murphy'ego [2010: 11] czy też Juvenala, Petrelli [2011: 35] nie dokonano normalizacji funkcji reakcji na szoki podażowe (w krajach OPEC i poza krajami OPEC) w taki sposób, aby szok cenowy miał charakter pozytywny (interpretowane jako: nieoczekiwany spadek produkcji przekłada się na wzrost cen), w badaniu ma on charakter negatywny.



okresie próby 2011–2014, w której na ceny ropy naftowej wpływał wzrost wydobycia ze złóż niekonwencjonalnych w Ameryce Północnej.

Dostosowanie podaży ropy naftowej w krajach OPEC w odpowiedzi na zaburzenie wielkości wydobycia poza OPEC widoczne jest stosunkowo szybko, w drugim miesiącu osiągnięta jest wartość minimalna, choć efekt ten powoli wygasa (w perspektywie dłuższej niż 20 miesięcy). Podobnie reakcja ta wygląda w przypadku zaburzenia wielkości produkcji ropy naftowej w OPEC. Wzrost wydobycia w krajach poza OPEC w następstwie takiego szoku zauważalny jest od drugiego miesiąca, a wygasanie efektów szoku jest rozłożone w czasie. Zaburzenie w równaniu cen ropy naftowej prowadzi do wzrostu wydobycia w obu analizowanych grupach państw. Efekt takiego szoku jest silniejszy dla państw OPEC, co istotne, po dziewiątym miesiącu reakcja tej zmiennej zaczyna wygasać.

Zaburzenie wielkości zapotrzebowania na ropę naftową w analizowanych regionach (szok popytu przezornościowego) wpływa na wzrost cen surowca, odpowiedź na bodziec ma w tym przypadku również charakter trwały. Warto zauważyć, że sama reakcja ceny jednej baryłki ropy naftowej na szok popytowy nie następuje bezpośrednio, jest rozłożona w czasie dwudziestu miesięcy. Pojawienie się nadwyżki popytu prowadzi do uwolnienia zapasów surowca, co pozwala rozłożyć w czasie skutki wzrostu zapotrzebowania dla kształtowania się cen ropy naftowej. Impuls w równaniu popytu na ropę naftową wiąże się z pozytywną reakcją wydobycia zarówno wśród członków OPEC, jak i pozostałych eksporterów surowca. Warto zwrócić uwagę, iż funkcja reakcji na taki impuls jest inna dla państw OPEC i państw poza OPEC. W przypadku drugiej grupy producentów surowca reakcja jest widoczna już po upływie miesiąca, ale ma ona charakter przejściowy, jej efekty zanikają w ciągu 12 miesięcy. Z kolei reakcja państw OPEC następuje dopiero po czterech miesiącach, z tym, że odpowiedź na impuls ma charakter trwały. Na podstawie danych empirycznych (rys. 4) można wysnuć przypuszczenie, iż taka reakcja w praktyce nie zawsze następowała, choćby w latach 2007–2008 OPEC wstrzymało się od zwiększenia wydobycia. Kartel OPEC nie jest uznawany za w pełni funkcjonalny, heterogeniczność interesów poszczególnych jego członków powoduje, że kraje o niewielkich zasobach surowca i o licznych populacjach mogą przedkładać krótkookresowe dochody budżetowe z eksportu ropy naftowej nad długookresową ich maksymalizację. Powoduje to, iż w rzeczywistości rolę producenta regulującego rynek mogą odgrywać kraje o największych zasobach i mniejszej liczbie mieszkańców, a tym samym ograniczonych potrzebach budżetowych. W zależności od badań empirycznych do tej drugiej grupy państw zaliczane są m.in. Kuwejt i Zjednoczone Emiraty Arabskie, jednak większość badaczy rynku jest zgodna, że zalicza się do niej przede wszystkim Arabia Saudyjska [m.in. Cologni, Manera, 2014: 75]. Brak reakcji tego państwa na nadwyżkę popytu na surowiec w okresie trzeciego szoku cenowego (lata 2007–2008) powoduje, iż pośród badaczy rynku pojawiają się głosy, że możliwości tego kraju w zakresie krótkookresowego dostosowania wydobycia są ograniczone [Hamilton, 2008: 179–206].

Otrzymane rezultaty analizy funkcji reakcji na bodziec prowadzą do wniosków przedstawionych w pracach innych autorów, m.in.: Kiliana [2009: 1058–1060]; Kiliana, Murphy’ego [2010: 8–10]; Juvenała, Petrelli [2011: 10–19]; Beidas-Stroma, Pescatoriego [2014: 13–16]. Na ich podstawie można stwierdzić, iż największy wpływ na zmianę cen ma zaburzenie wynikające z konsumpcji ropy naftowej, a w dalszej kolejności łącznego popytu na surowce (w równaniu produkcji przemysłowej) – co istotne, w podanym przypadku taka reakcja dotyczy też regionów o największym wzroście zapotrzebowania na ropę naftową, tj. Azji, Ameryki Południowej i Afryki. Reakcja wynikająca z zaburzeń podażowych jest znacznie słabsza w porównaniu z reakcją na wcześniej wymienione zmienne. Reakcja cen ropy naftowej na zaburzenie konsumpcji w wyżej wymienionych regionach jest istotna statystycznie. Zaburzenie w równaniu konsumpcji prowadzi do istotnego statystycznie wzrostu wydobycia tylko w grupie państw spoza OPEC. W przypadku reakcji OPEC na taki szok nie można mówić o zależności istotnie różnej od zera, co może stanowić przesłankę dla formułowania w kolejnych badaniach hipotez odnośnie przyczyn takiej sytuacji.

### Podsumowanie

Według organizacji monitorujących rynek ropy naftowej największy wpływ na jego przyszły kształt mieć będą determinanty popytowo-podażowe. Na łamach publikacji *International Energy Agency* [IEA, 2015: 2–9], *U.S. Energy Information Administration* [EIA, 2016: 1–37], OPEC [OPEC, 2015: 5–23] formułowane są przewidywania czynników, które w przyszłości będą najistotniejsze dla rynku czarnego złota. Pośród najważniejszych wymieniane są:

- a) potencjalny wzrost wydobycia w Iraku i Iranie (obarczony ryzykiem politycznym i brakiem inwestycji w aparaturę wydobywczą w związku z wieloletnim embargiem),
- b) ustabilizowanie wydobycia ze złóż niekonwencjonalnych, rozwój technologii wydobycia ze złóż niekonwencjonalnych,
- c) wzrost energochłonności produkcji i samego poziomu zapotrzebowania na energię w państwach azjatyckich (m.in. Chiny, Indie) oraz w rejonie Bliskiego Wschodu,
- d) praktyczne stosowanie się do międzynarodowych porozumień w zakresie zmniejszenia energochłonności produkcji i korzystania z niskoemisyjnych źródeł energii,
- e) oczekiwane przychody budżetowe państw OPEC z tytułu eksportu ropy naftowej, spójność w ramach kartelu lub wewnętrzna konkurencja między jego członkami,
- f) prognozowany wzrost konsumpcji będzie wymagać ponoszenia około 270 mld USD na inwestycje w poszukiwania i wydobycie rocznie (210 mld USD w krajach poza OPEC),

g) rozwój technologii zwiększających efektywność energetyczną urządzeń i samochodów.

*EIA* zwraca uwagę, iż przy niskich cenach ropy naftowej inwestycje będą ograniczone, co może prowadzić do niedoborów podaży surowca (podobnie jak w latach 2007–2014).

Na podstawie analizy zmian zachodzących w popycie i podaży ropy naftowej na świecie w warunkach silnych wahań z lat 2004–2008 można przypuszczać, że wysokie tempo popytu nie było kompensowane przez zachowanie odpowiedniej dynamiki wydobywania i poszukiwania nowych złóż. Na przykład w 2004 roku silny wzrost popytu zbilansowany był przez rosnącą eksploatację złóż na terenie państw OPEC. W latach 2007 i 2008, kiedy notowania baryłki surowca na światowych giełdach rosły, podobna interwencja nie miała miejsca, ale już w okresie 2010–2012 OPEC zwiększył wydobycie.

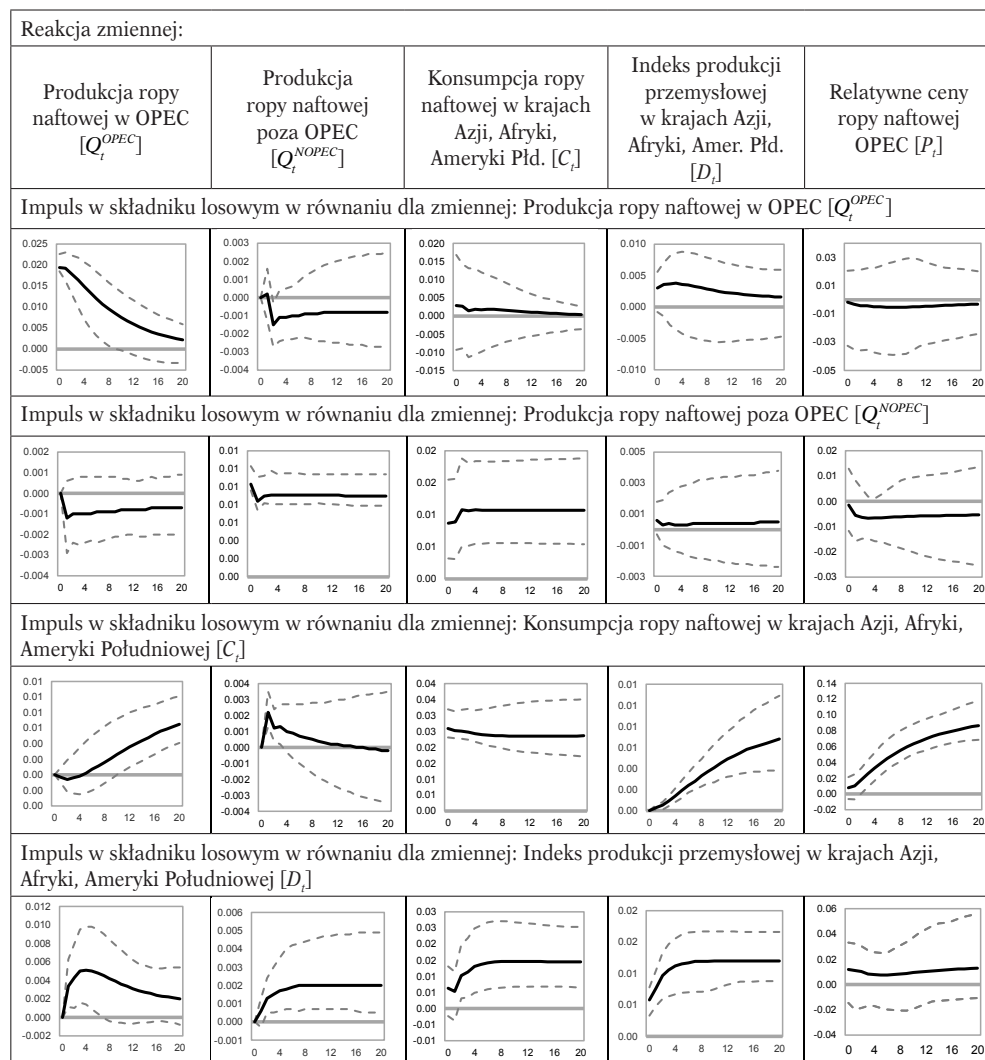
W ramach empirycznej weryfikacji postawionego problemu badawczego dokonano estymacji parametrów modelu VEC. Otrzymane rezultaty analizy rzędu kointegracji wskazują na występowanie dwóch niezależnych wektorów kointegrujących. Przy takiej liczbie związków długookresowych zidentyfikowano dwie zmienne słabo egzogeniczne. Na podstawie oszacowań wektorów kointegrujących można stwierdzić, że wielkość wydobywania OPEC w długim okresie determinowana jest przez zmiany poziomu cen. Zapotrzebowanie na ropę naftową w krajach Azji, Afryki i Ameryki Płd. zaspokajane jest głównie z produkcji w krajach OPEC lub w warunkach wzrostu wydobywania w krajach spoza OPEC, co wynika z ograniczenia eksportu ropy naftowej z państw OPEC do Europy i Ameryki Płn. Co więcej, na podstawie analizy funkcji reakcji na impuls można zauważyć, iż zaburzenie popytu na ropę naftową wiąże się z pozytywną reakcją wydobywania państw OPEC, co skłania do zastanowienia się, na ile brak reakcji w latach 2007–2008 stanowił strategię polityki wydobywczej, a na ile pozostawało to poza decyzjami OPEC. Z drugiej strony pozytywna reakcja podaży OPEC jest opóźniona o 4 miesiące, co wskazuje, iż krótkookresowe zwiększenie podaży w tej grupie państw jest ograniczone. Inną reakcję obserwuje się dla producentów poza OPEC – reakcja na impuls w równaniu konsumpcji ropy naftowej w Azji, Afryce i Ameryce Płd. jest natychmiastowa, choć ma ona charakter przejściowy. Szoki spekulacyjne lub wynikające z nieoczekiwanego wzrostu popytu na surowce prowadzą do wzrostu produkcji w obu grupach państw, choć reakcja OPEC jest silniejsza. Analiza reakcji na zaburzenie podaży w państwach spoza OPEC i w krajach OPEC pozwala wskazać, że szok w równaniu jednej zmiennej prowadzi do wzrostu wydobywania w drugiej grupie państw.

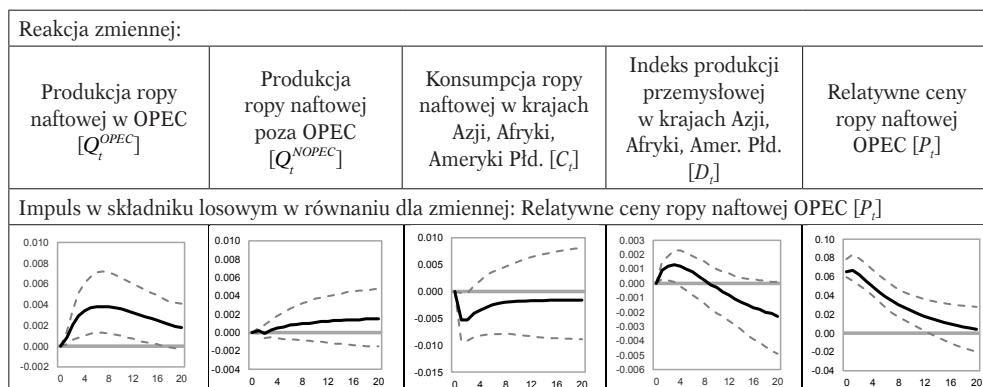
Potencjalnym kierunkiem dalszych badań nad modelem rynku ropy naftowej mogłoby być uwzględnienie zmiennych związanych z liczbą aktywnych odwiertów, udziałem w światowym wydobyciu złóż niekonwencjonalnych lub przeciętnym kosztem wydobywania. Dla dwóch ostatnich zmiennych wyzwaniem jest pozyskanie odpowiedniej jakości danych (informacje są niedostępne publicznie). Zasadne może być włączenie do modelu zmiennej odpowiadającej

zmianom kursu dolara amerykańskiego, zważywszy, iż zależność cen ropy naftowej od kursu tej waluty była silniejsza w okresie po roku 2004 niż w latach wcześniejszych [zob. Fratzscher i in., 2014: 1–47]. Ciekawym kierunkiem dalszych badań byłoby powiązanie tendencji o charakterze globalnym z procesami cenowymi na polskim rynku paliw płynnych [Leszkiewicz-Kędzior, Welfe, 2014: 106–127].

## Załącznik 1

Rysunek 6. Analiza funkcji reakcji zmiennych w modelu na impuls w danym równaniu





W powyższej analizie impuls odpowiada jednemu odchyleniu standardowemu reszt  $k$ -tej zmiennej [zob. Lütkepohl, 2005: 53]. Na wykresach przedstawiono wartości średnie funkcji reakcji na impuls (linia ciągła) oraz przedziały ufności (linie przerywane). Przedziały ufności wyznaczano na podstawie procedury bootstrapowej (zob. Hall [1992: 83–95], Lütkepohl, Krätzig [2004: 177]) dla 999 replikacji, jako kwantyle rzędu 0,025 i 0,975 rozkładu bootstrapowego.

Źródło: opracowanie własne.

## Bibliografia

- Amisano G., Giannini C. [1997], *Topics in structural VAR econometrics*, Wydawnictwo Springer, Berlin.
- Beidas-Strom S., Pescatori A. [2014], *Oil price volatility and the role of speculation*, IMF Working Paper, no. WP/14/218.: 13–16
- BP [2016], *BP statistical review of world energy*, Wydawnictwo BP p.l.c, Londyn.
- Breitenfellner A., Cuaresma J.C., Keppel C. [2009], Determinants of crude oil prices: supply, demand, cartel or speculation?, *Monetary Policy & the Economy*, no. 4, Austrian Central Bank: 119–134.
- Chevillon G., Riffart Ch. [2009], Physical market determinants of the price of crude oil and the market premium, *Energy Economics*, vol. 31, no. 4: 540–549.
- Coleman L. [2012], Explaining crude oil prices using fundamental measures, *Energy Policy*, vol. 40, no. 3: 321.
- Cologni A., Manera M. [2014], On the economic determinants of oil production. Theoretical analysis and empirical evidence for small exporting countries, *Energy Economics*, vol. 44, no. 4: 75.
- Doornik J. [1996], *Testing vector error autocorrelation and heteroscedasticity*, Econometric Society 7th World Congress, Working Paper.
- Dvir E., Rogoff K. [2014], Demand effects and speculation in oil markets: theory and evidence, *Journal of International Money and Finance*, vol. 42, no. 4: 121–128.
- EIA [2016], *International energy outlook*, U.S. Energy Information Administration, no. DOE/EIA-0484, Washington.
- Engle R.F., Hendry D., Richard J.F. [1983], Exogeneity, *Econometrica*, vol. 51, no. 2: 287–300.

- Fattouh B. [2007], *The drivers of oil prices: the usefulness and limitations of non-structural models, supply-demand framework and informal approaches*, EIB Papers, vol. 12, no. 1: 130–150.
- Fattouh B., Mahadeva L. [2012], *Assessing the financialization hypothesis*, The Oxford Institute for Energy Studies, Working Paper, no. WPM49: 38–39.
- Fratzscher M., Schneider D., Van Robays I. [2014], *Oil prices, exchange rates and asset prices*, ECB Working Paper Series, no. 1689: 1–47.
- Gasek A., Witkowska D. [2006], Zastosowanie testu Perrona do badania punktów zwrotnych indeksów giełdowych: WIG, WIG20, MIDWIG i TechWig, *Zeszyty Naukowe SGGW – Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, nr 60: 360–361.
- Hall P. [1992], *The Bootstrap and Edgeworth expansion*, Springer-Verlag, New York.
- Hamilton J.D. [2008], Understanding crude oil prices, *The Energy Journal*, vol. 30, no. 2, International Association for Energy Economics: 179–206.
- Hamilton J.D. [2009], *Causes and consequences of the oil shock of 2007–08*, Brookings Papers on Economic Activity, vol. 40, no. 1: 216–234.
- Hendry D.F., Juselius K. [2000], *Explaining cointegration analysis: Part II*, Discussion Papers, University of Copenhagen, Department of Economics, no. 00–20: 15–18.
- Hughes J.E., Knittel Ch.R., Sperling D. [2006], *Evidence of a shift in the short-run price elasticity of gasoline demand*, NBER Working Paper Series, no. 12530: 14–19.
- IEA [2015], *World energy outlook 2015*, International Energy Agency, OECD/IEA, Executive Summary, Paris.
- Johansen S. [1988], Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, no. 2–3: 231–254.
- Johansen S., Juselius K. [1990], Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, no. 2: 177–209.
- Juselius K. [2005], *The cointegrated VAR model: methodology and applications*, Advanced Texts in Econometrics.
- Juvenal L., Petrella I. [2011], *Speculation in the oil market*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Research Division Working Paper, no. 2011-027A: 10–35.
- Kaufmann R. [2011], The role of market fundamentals and speculation in recent price changes for crude oil, *Energy Policy*, vol. 39, no. 1: 105–108.
- Kaufmann R., Dees S., Karadeloglou P., Sanchez M. [2004], Does OPEC matter? An econometric analysis of oil prices, *The Energy Journal*, vol. 25, no. 4: 70–88.
- Kaufmann R., Dees S., Karadeloglou P., Sanchez M. [2007], Modelling the world oil market: assessment of a quarterly econometric model, *The Energy Policy*, vol. 35, no. 1: 179–184.
- Kęłbowski P. [2013], Właściwości wybranych metod małopróbkowego wnioskowania o rzędzie kointegracji, *Przegląd Statystyczny*, t. 60, z. 2: 164–169.
- Kilian L. [2009], Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market, *The American Economic Review*, vol. 99, no. 3: 1053–1068.
- Kilian L., Murphy D. [2010], Why agnostic sign restrictions are not enough: understanding the dynamics of oil market VAR models, *Journal of the European Economic Association*, vol. 10, no. 5: 8–11.

- Kilian L., Murphy D. [2014], The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 28, no. 3: 454–459.
- Krichene N. [2006], *World crude oil markets: monetary policy and the recent oil shock*, IMF Working Paper, no. 62: 11.
- Krichene N. [2007], *An oil and gas model*, IMF Working Paper, no. 135: 5–24.
- Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe A. [2014], Asymmetric price adjustments in the fuel market, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, vol. 6, no. 2: 106–127.
- Lombardi M., Ravazzolo F. [2013], *On the correlation between commodity and equity returns: implications for portfolio allocation*, BIS Working Papers, no. 420: 2–16.
- Lütkepohl H. [2005], *New introduction to multiple time series analysis*, Springer Science & Business Media, Berlin.
- Lütkepohl H., Krätzig H. [2004], *Applied time series econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Lütkepohl H., Reimers H.E. [1992], *Impulse response analysis of cointegrated systems*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 16, no. 1: 53–74.
- Majsterek M. [2014], Modelowanie systemów skointegrowanych. Aspekty teoretyczne, *Bank i Kredyt*, t. 45, z. 5: 444–451.
- Nielsen H.B. [2004], Cointegration analysis in the presence of outliers, *The Econometrics Journal*, vol. 7, no. 1: 249–271.
- Nordhaus W.D. [2009], *The economics of an integrated world oil market*, *International Energy Workshop 2009*, Venice.
- OPEC [2008], *OPEC Bulletin 01/2008, Commentary: oil prices – a time for reflection*, Organization of the Petroleum Exporting Countries, OPEC Secretariat, Wiedeń.
- OPEC [2015], *World oil outlook 2015*, Organization of the Petroleum Exporting Countries, OPEC Secretariat, Wiedeń.
- Osterwald-Lenum M. [1992], A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, no. 3: 468–470.
- Perron P. [2005], *Dealing with structural breaks*, Boston University, Department of Economics, Working Papers Series, no. WP2005-017: 40–62.
- Phoumin H., Kimura S. [2014], *Analysis on price elasticity of energy demand in East Asia: empirical evidence and policy implications for ASEAN and East Asia*, ERIA Discussion Paper Series, no. 2014-05: 6–16.
- Ratti R., Vespignani J.L. [2012], *Crude oil prices and liquidity, the BRIC and G3 countries*, MPRA Paper, no. 44049: 8–9.
- Serwa D., Wdowiński P. [2017], Modeling macro-financial linkages: combined impulse response functions in SVAR models, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, vol. 9, no. 4: 334–337.
- Socha R. [2013], Analiza relacji cen wybranych gatunków ropy naftowej, *Polityka Energetyczna – Energy Policy Journal*, t. 16, z. 2: 19–21.
- The Greens/EFA [2012], *Europe facing peak oil*, Group in the European Parliament.

- Thomas A., Mühleisen M., Pant M. [2010], *Peaks, spikes, and barrels: modeling sharp movements in oil prices*, IMF Working Paper, Strategy, Policy, and Review Department, no. WP/10/186: 13–15.
- Urbain J.P. [1992], On weak exogeneity in error correction models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, no. 2: 188–203.
- Warne A. [2008], *Structural VAR ver. 0.45*, <http://www.texlips.net/svar/> (28.01.2016).
- Wdowiński P. [2010], *Modele kursów walutowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Welfe A., Karp P., Kęłowski P. [2006], *Mechanizmy makroekonomiczne w gospodarce polskiej. Analiza ekonometryczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Xiong W., Tang K. [2012], Index investment and the financialization of commodities, *Financial Analysts Journal*, vol. 68, no. 6: 54–72.
- Yamori N. [2011], Co-movement between commodity market and equity market: does commodity market change?, *Modern Economy*, vol. 2, no. 3: 338–339.



---

## ANALYSIS OF OIL MARKET TRENDS POST-2000

### Abstract

This paper aims to analyse changes in the oil market during the “third oil price shock” in 2007 and 2008. It is particularly important to investigate the influence of disruptions in oil production (in both OPEC and non-OPEC countries) on crude oil prices and consumption. The authors conduct an empirical investigation of this problem, estimating a vector error correction model and an impulse-response function. Based on the empirical data, we noticed that from 2004 to 2008 the growth in oil demand was not compensated by an appropriate increase in oil production. The results of impulse-response functions show that, with the improvement in global demand, we should rather expect OPEC production to increase. Moreover, this kind of reaction in OPEC is delayed by about four months, which can be explained by the restrictions on OPEC’s spare capacity. This limits the room for a short-term increase in OPEC production. Unexpected demand shocks or price innovations increase the level of both OPEC and non-OPEC production, but the response of OPEC is more significant. These findings may be considered as a point of departure for future analyses of OPEC production adjustments.

**Keywords:** oil price, OPEC, cointegration, vector error correction model

**JEL classification codes:** C32, C52, Q31

---