

Robert SOCHA*

Asymetria relacji cen paliw płynnych w Polsce i cen ropy naftowej

Streszczenie: Celem artykułu jest próba odpowiedzi na pytanie, czy w warunkach polskiego rynku paliwowego możemy mówić o istnieniu asymetrii w relacji między cenami paliw a cenami ropy naftowej, a więc sytuacji, w której ceny paliw zmieniają się szybciej, gdy cena surowca na światowym rynku wzrasta, niż gdy spada. W ramach weryfikacji powyższej hipotezy posłużono się analizą kointegracji, a następnie asymetrycznym modelem korekty błędem (*Error Correction Model*, ECM) oraz modelem ECM z relacją kointegrującą zdefiniowaną w postaci progowej autoregresji TAR (*Threshold Autoregressive*, TAR lub *Momentum Threshold Autoregressive*, MTAR). Otrzymane rezultaty pozwalają uznać za wysoce prawdopodobne, iż asymetryczny charakter relacji cen paliw z ceną ropy naftowej dotyczy gazu LPG i oleju napędowego, a nie dotyczy cen benzyny. Szczególnie w przypadku oleju napędowego widoczna jest niemal dwukrotnie szybsza reakcja na wzrost cen ropy naftowej, niż spadek cen surowca. Takie wyniki mogą być tłumaczone na tle różnic cenowych między cenami poszczególnych paliw oraz różnic w strukturze ich odbiorców. Benzyna to paliwo o najwyższym poziomie cen, dla konsumentów stanowi wyznacznik sytuacji na krajowym rynku paliwowym. Wzrost cen ropy naftowej na światowych rynkach obserwowany po 2004 r. przekładał się niemal w całości na coraz to wyższy poziom cen benzyny na stacjach paliw, co z kolei mogło wpłynąć na skłonność konsumentów do poszukiwania informacji na temat różnic cenowych między poszczególnymi sprzedawcami paliw. Sprzedawcy świadomi, iż wśród nabywców benzyny dominują głównie gospodarstwa domowe, mogą szybciej dostosowywać ceny benzyny do zmian zachodzących na rynku, niż w przypadku oleju napędowego, którego nabywcami są głównie podmioty gospodarcze.

Słowa kluczowe: ceny, ropa naftowa, paliwa płynne, asymetria, kointegracja

Kody JEL: C22, C52, Q31

Artykuł nadesłany 6 marca 2014 r., zaakceptowany 17 września 2014 r.

* Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii; e-mail: rm.socha@gmail.com

Wstęp

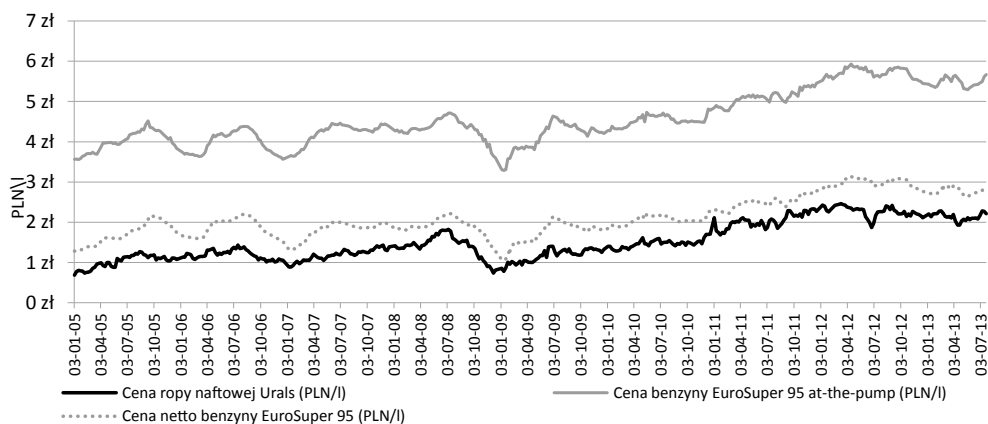
Wpływ wzrostów i spadków cen ropy naftowej na ceny paliw płynnych jest niezwykle istotny dla krajowej gospodarki zarówno z perspektywy makroekonomicznej, jak i mikroekonomicznej. Powszechnie przyjęty jest osąd, iż wzrost cen ropy naftowej przekłada się znacznie szybciej na podwyżki cen na stacjach paliw, a spadek cen tego surowca zdecydowanie wolniej odzwierciedlony jest w cenie litra benzyny lub metra sześciennego gazu LPG (por. Duffy-Deno [1996, s. 81], Grasso, Manera [2007, s. 156], Al-Gudhea, Kenc, Dibooglu [2007, s. 561], Adilov, Samavati [2009, s. 52], Chou, Chang, Hu [2013, s. 35]). Z punktu widzenia producentów paliw i stacji benzynowych na krajowym rynku, wahania cen ropy naftowej wpływają na poziom rentowności i ryzyka działalności gospodarczej, ze względu na wyższą zmienność uzyskiwanych marż – odpowiednio rafineryjnej oraz detalicznej. W okresach spadku ceny ropy naftowej rentowność stacji paliw wzrasta, co niweluje straty ponoszone przez nie w okresach silnych wzrostów i sprawia, iż dostosowanie cen paliw może przebiegać wolniej, niż gdy ma to miejsce w przypadku podwyżek cen ropy naftowej. W perspektywie makroekonomicznej wzrosty cen ropy naftowej mogą prowadzić do wzrostu kosztów transportu oraz produkcji w gospodarce i wywierać presję inflacyjną. Następstwem tego może być spadek realnych dochodów gospodarstw domowych, konieczność prowadzenia restrykcyjnej polityki monetarnej w celu ograniczenia dynamiki wzrostu cen w gospodarce, a w rezultacie możliwe jest wyhamowanie tempa wzrostu gospodarczego (o istotnym wpływie wzrostu cen ropy naftowej w latach 2004–2008 na procesy inflacyjne oraz przebieg kryzysu finansowego pisali m.in. Shafiee, Topal [2010, s. 988]). Poruszana problematyka jest również ważna w kontekście bezpieczeństwa energetycznego i sposobu w jaki zmiany na globalnym rynku surowców energetycznych mogą determinować sytuację na krajowym rynku paliw.

W artykule podjęto próbę empirycznej weryfikacji hipotezy o istnieniu asymetrycznej relacji między cenami paliw płynnych a cenami ropy naftowej dla polskiego rynku, bazując na analizie zależności cen detalicznych benzyny, oleju napędowego, gazu LPG oraz benchmarków cenowych ropy naftowej Brent i WTI, a także ropy naftowej Urals – będącej wyznacznikiem cen surowca dla krajowego rynku rafineryjnego. W tym celu posłużono się asymetrycznym modelem korekty błędem (*Error Correction Model*, ECM) dla oszacowania czy dodatnie, bądź ujemne odchylenia od równowagi w relacji między cenami paliw płynnych a ropy naftowej w równym stopniu odzwierciedlone są w cenach paliw na stacjach benzynowych. W ramach dwustopniowej estymacji asymetrycznego modelu ECM najpierw zakłada się istnienie symetrycznej i liniowej relacji kointegrującej pomiędzy badanymi zmiennymi, a następnie dekompozycję odchyżeń od równowagi na dodatnie i ujemne. W przypadku gdy to założenie nie byłoby spełnione posłużono się również modelem z asymetryczną relacją kointegrującą zdefiniowaną za pomocą modelu TAR (lub MTAR).

Determinanty cen paliw w Polsce

Wysokość cen paliw na krajowych stacjach benzynowych stanowi bezpośrednio odzwierciedlenie kilku czynników. Na przykład dla benzyny silnikowej koszt nabycia przez rafinerie surowca przypadający na jeden litr produktu to ok. 39% ceny finalnej. Pozostałe koszty stanowią odpowiednio: koszt przerobu ropy naftowej wraz z marżą rafineryjną (dla benzyny to ok. 10%), marża detaliczna (dla benzyny to ok. 2%) oraz podatki tj. opłata paliwowa, VAT, akcyza (dla benzyny w 2013 r. podatki stanowiły przeciętnie ok. 49% ceny, którą płacił konsument). Spośród wymienionych czynników największy wpływ na wahania cen paliw mają notowania cen ropy naftowej. Rosnące ceny tego surowca na światowych rynkach spowodowały, że wzrost cen benzyny przeciętnie z 4,01 zł w 2005 r. do 5,71 zł w 2012 r. wynikał niemal w całości ze wzrostu kosztu surowca w produkcji litra benzyny z odpowiednio 1,02 zł do 2,27 zł (rys. 1).

Rysunek 1. Ceny ropy naftowej Urals oraz benzyny EuroSuper 95 z i bez uwzględnienia podatków (styczeń 2005 r.–lipiec 2013 r.)



Cena *at-the-pump* – cena finalna płacona przez konsumenta na stacji paliw

Cena netto – cena bez uwzględnienia podatku VAT, akcyzy, opłaty paliwowej

Źródło: opracowanie własne.

Długookresowa perspektywa, którą przyjęto w ramach badania, zmniejsza prawdopodobieństwo obciążenia rezultatów krótkookresowymi dostosowaniami poziomu marży rafineryjnej czy dystrybucyjnej do zmian cen surowca. Koncerny naftowe lub stacje benzynowe postrzegając podwyżkę cen ropy naftowej na światowym rynku jako krótkotrwałą, mogą obniżyć swą marżę w celu zapewnienia stabilnego poziomu cen dla konsumenta. Ze względu na niewielki udział tych czynników w cenie finalnej, utrzymanie danego poziomu ceny paliwa poprzez rekompensację wzrostu cen surowca kosztem mniejszego zysku jest ograniczone (por. Borenstein, Cameron, Gilbert [1997, s. 325–326]).

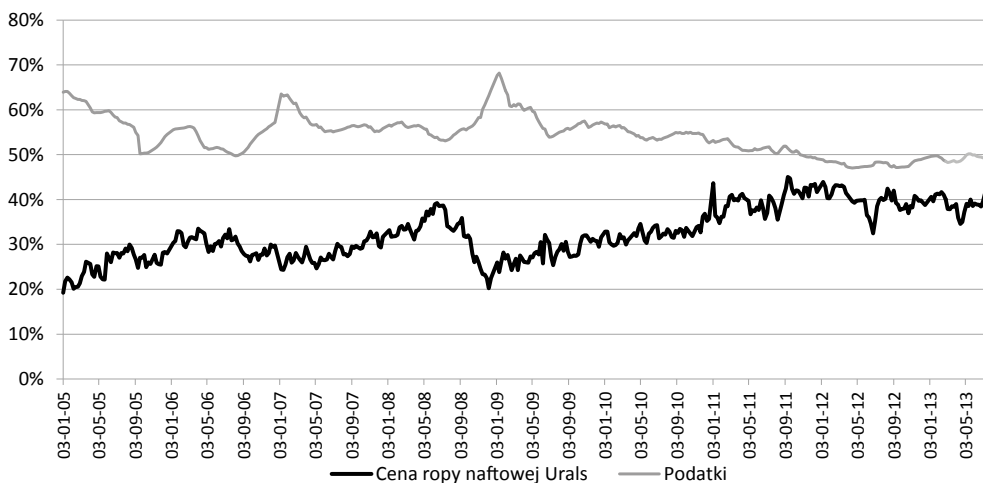
Polski rynek paliwowy w procesach produkcyjnych bazuje głównie na dostawach ropy naftowej importowanej z Rosji. Z kraju tego pochodzi 92,9% surowca przerabianego przez krajowe rafinerie¹. Rosyjski surowiec należy do najtańszych w regionie, stąd dodatkową premię przychodową dla polskich rafinerii stanowi tzw. dyferencjał Urals – Brent, czyli różnica pomiędzy ceną ropy naftowej Urals a ropy Brent. Rentowność krajowych rafinerii wyznaczana jest na podstawie tzw. marży modelowej, która obliczana jest przy uwzględnieniu kosztów pozyskania surowca po przeliczeniu na cenę ropy naftowej Brent, co sprawia, że różnica pomiędzy cenami gatunku Brent, a rzeczywistą ceną zakupu wpływa bezpośrednio na wielkość zysków. Hipotetyczne przestawienie się krajowych rafinerii na ropę naftową Brent przełożyłoby się na wzrost kosztu pozyskania surowca o 1–2 USD za baryłkę, bez wliczania dodatkowych kosztów związanych z transportem. Bliskość rynku rosyjskiego oraz dostęp do infrastruktury rurociąkowej sprawiają, że nabywanie surowca w Rosji jest uzasadnionym ekonomicznie działaniem krajowych rafinerii. Jedynie 2,6% surowca pochodzi z krajowego wydobycia. Pozostała część importowana jest z Norwegii (3,5%) oraz państw arabskich tj. Iraku, Algierii i Arabii Saudyjskiej. Prócz krajowego przerobu ropy naftowej w paliwa płynne dużą część konsumpcji krajowej zaspokajają import paliw płynnych. W 2012 r. przy popycie na rynku krajowym na benzyny silnikowe, olej napędowy i gaz LPG na poziomie 23,337 mln m³ import rafineryjnych produktów finalnych stanowił 5,467 mln m³. Benzyny silnikowe, które stanowią 10,9% importowanych paliw płynnych, trafiają na rynek polski głównie z Niemiec i Słowacji. Olej napędowy, odpowiadający za 27,2% importu, sprowadzany jest z Niemiec, Białorusi, Słowacji, Litwy i Łotwy. Gaz płynny LPG importowany jest głównie z Rosji, a także Kazachstanu, Niemiec, Litwy, Białorusi. Przedstawiona struktura rynku paliwowego w Polsce, ze względu na źródło pochodzenia paliwa, jasno wskazuje, że najwyższy wpływ na ceny paliw mają ceny rosyjskiej ropy naftowej, która stanowi główny surowiec dla produktów dostarczanych na polski rynek paliwowy.

Wzrost ceny ropy naftowej może przełożyć się na podniesienie poziomu cen paliw na rynku hurtowym, jednakże nominalna wartość samej zmiany nie musi być w całości odzwierciedlona w zmianie cen paliw w krótkim okresie. Rafinerie posiadają pewną przestrzeń dostosowywania swoich cen, która co do wielkości odpowiada poziomowi marży rafineryjnej. Koszt nabycia surowca staje się coraz ważniejszym czynnikiem determinującym ceny produktów finalnych. Rysunek 2 przedstawia udział, jaki w tworzeniu cen benzyny mają odpowiednio koszt surowca oraz obciążenia podatkowe. Widoczne jest, że cena ropy naftowej odgrywa coraz większą rolę w kształtowaniu się ceny detalicznej jednostki benzyny. Spada rola obciążeń podatkowych. Akcyza i opłata paliwowa naliczana jest w formie sztywnej (opłaty te naliczane są kwotowo na

¹ Dane na temat polskiego rynku paliw płynnych za POPiHN [2013, s. 12–15] oraz POGP [2013, s. 6–21].

podstawie decyzji Ministerstwa Finansów), a przy długotrwałym wzroście cen surowca ich wpływ maleje, choć co istotne, nałożone podatki nadal stanowią większą część finalnej ceny benzyny niż sam koszt surowca. Zmiany cen finalnych paliw, wywołane zmianami stawek opłaty paliwowej i akcyzy, mają zatem charakter skokowy i ich efekty widoczne są od razu, z dniem wejścia w życie stosownych decyzji.

Rysunek 2. Udział ceny ropy naftowej Urals i obciążeń podatkowych w cenie 1 litra benzyny EuroSuper 95 na krajowych stacjach paliw (styczeń 2005 r.– wrzesień 2013 r.)



Źródło: opracowanie własne.

Analiza symetryczności dostosowań zmian ceny produktów paliwowych w ślad za zmianami cen ropy naftowej może być również rozpatrywana na poziomie struktury rynku i próby wnioskowania czy polski rynek paliw na poziomie detalicznym jest wystarczająco konkurencyjny, aby szybko odzwierciedlać zmiany zachodzące na rynku światowym. Borenstein, Cameron, Gilbert wskazali na hipotezę istnienia asymetrii jako następstwa oligopolistycznej koordynacji cen między podmiotami na rynku (*Oligopolistic Coordination Theory, OCT*) [Borenstein, Cameron, Gilbert, 1997, s. 324–329]. W przypadku spadku cen hurtowych stacje benzynowe będą nadal utrzymywać dotychczasowe ceny detaliczne do momentu, aż ich sprzedaż nie spadnie poniżej pewnej progowej wartości. Widoczny spadek sprzedaży będzie dla tych przedsiębiorstw znakiem, że konkurencja obniżyła ceny i zwiększyła swój udział w rynku kosztem ich udziału, co sprawi, iż będą oni również skłonni do obniżek cen. W przypadku wzrostu cen ropy naftowej przedsiębiorca natychmiast koryguje swe ceny, aby uniknąć sprzedaży na ujemnej marży. Zgodnie z teorią poszukiwań (*Search Theory*) dostosowywanie cen detalicznych do zmiany cen hurtowych następuje szybciej w przypadku wzrostu cen, niż w przypadku ich obniżki (zob. Johnson

[2002, s. 34–36]). Wzrost cen hurtowych przełoży się na podniesienie cen, a konsumenci będą mieli wyższą motywację, by szukać tych punktów sprzedaży, co do których podwyżki cen detalicznych nie zostały jeszcze przeprowadzone. Wzmożony popyt przełoży się na szybszą wyprzedaż na stacjach benzynowych zapasów kupionych po niższych cenach hurtowych, a w rezultacie wyrównanie się cen na rynku. W przypadku spadku cen wśród konsumentów nie zostanie wytworzona taka sama chęć poszukiwania tańszych punktów sprzedaży, stąd dostosowanie cen paliw będzie przebiegać wolniej.

Przegląd literatury

Silne zawirowania cen ropy naftowej, z jakimi mieliśmy do czynienia po 2004 r. sprawiają, iż problem zależności pomiędzy cenami ropy naftowej a finalnymi cenami paliw jest jednym z najczęściej podnoszonych na łamach światowej literatury tematów związanych z rynkami surowców energetycznych. Poruszana w tym artykule tematyka jest ważna również z punktu widzenia gospodarki krajowej w ramach szerszego kontekstu problematyki bezpieczeństwa energetycznego. Ograniczenie dostępu do „tanich” źródeł energii może stanowić barierę dla rozwoju gospodarczego w skali makroekonomicznej, a także kształtować decyzje budżetowe przedsiębiorstw, gospodarstw domowych – w skali mikroekonomicznej.

Bacon analizując reakcje zmiany cen detalicznych paliw na rynku brytyjskim w latach 1982–1989 na zmiany kosztu nabycia surowca wskazał na istnienie relacji asymetrycznej pomiędzy tymi cenami [Bacon, 1991, s. 217]. Opóźnienie w dostosowaniu cen produktów rafineryjnych jest około tygodnia krótsze w przypadku wzrostu cen surowca, niż ich obniżki. Duffy-Deno w latach 1989–1993 analizował asymetrię w zmianach cen w segmencie *upstream* (producent ropy naftowej – rafineria) oraz *downstream* (rafineria – stacja paliw) dla lokalnego rynku Salt Lake City. Na podstawie przeprowadzonego badania wskazał na istotność statystyczną asymetrii w transmisji zmian cen hurtowych na ceny detaliczne. Autor odnotował, iż ceny detaliczne reagują do 4 tygodni na wzrost cen hurtowych oraz do 2 tygodni na spadek cen hurtowych, choć w przypadku wzrostu cen hurtowych 80% reakcji cen detalicznych ma miejsce w ciągu pierwszego tygodnia, a przy spadkach reakcja jest rozłożona na cały okres, czyli jej siła jest niższa [Duffy-Deno, 1996, s. 88–92].

Przeprowadzone przez Borensteina, Camerona, Gilberta badania przyczyniły się do wzrostu popularności rozważań nad problemem asymetrii w reakcji cen produktów rafineryjnych na zmianę cen ropy naftowej na poziomie różnych części kanału dystrybucji i stały się punktem odniesienia dla kolejnych prac, które prowadzone były w obrębie tej tematyki. Autorzy wskazali, że w przypadku rynku amerykańskiego dla lat 1986–1992 ceny detaliczne reagują szybciej na wzrost cen ropy naftowej, niż na jej spadek. Przyczyn powstawania takiego stanu szukano wśród trzech potencjalnych źródeł, tj. sztuczności cen paliw w przypadku spadku cen ropy naftowej jako następstwa istnienia

oligopolistycznej koordynacji pomiędzy sprzedawcami na rynku, opóźnienia dostosowań produkcji i wielkości zapasów do zmian cen oraz problemów z rozumieniem trendów cenowych na rynku paliw przez ich konsumentów w skutek wysokiej zmienności cen ropy naftowej [Borenstein, Cameron, Gilbert, 1997, s. 305–339]. Balke, Brown, Yücel zwrócili uwagę na fakt, że dotychczasowe wyniki prezentowane w ramach omawianej problematyki na łamach przedmiotowej literatury mogą generować odmienne wnioski w zależności od specyfikacji funkcyjnej modelu, na podstawie którego weryfikowane są postawione hipotezy [Balke, Brown, Yücel, 1998, s. 8–9]. Peltzman badając mechanizm reakcji zmian cen dla 77 dóbr finalnych i 165 dóbr pośrednich w latach 1978–1996 sformułował ogólne wnioski, wskazujące, iż w ślad za zmianami cen surowców ceny dóbr rosną szybciej, a spadają wolniej. Co istotne stwierdził, iż wyższa zmienność cen surowców, to mniejsza asymetria we wpływie cen surowców na ceny dóbr finalnych [Peltzman, 2000, s. 466–502]².

Krytykę modelu Borensteina, Camerona, Gilberta przedstawili Bachmeier, Griffin, którzy od lutego 1985 r. do października 1998 r. analizowali asymetrię cenową pomiędzy ceną ropy naftowej WTI a cenami hurtowymi paliw w stanie Teksas. Posługując się asymetrycznym modelem ECM wskazali, że nie mamy do czynienia z nierównomiernościami w relacjach pomiędzy badanymi cenami [Bachmeier, Griffin, 2003, s. 776]. Bachmeier i Griffin zwrócili uwagę, że w przypadku danych hurtowych należy oczekiwać, iż stopień asymetrii będzie niższy lub w ogóle nie będzie ona występowała – trudniej jest przemieścić zmianę cen na finalnych konsumentów, niż na sprzedawcę detalicznego [Bachmeier, Griffin, 2003, s. 775]. Istotna jest więc również struktura rynku i zależność pomiędzy podmiotami w łańcuchu dostaw³. Sen, prócz badania zależności między cenami hurtowymi i detalicznymi produktów rafineryjnych a cenami baryłki ropy naftowej, podjął próbę zmierzenia wpływu koncentracji lokalnego rynku na wzrosty i spadki cen detalicznych na podstawie danych z kanadyjskiego rynku z lat 1991–1997. Autor stwierdził, że ceny ropy naftowej w większym stopniu objaśniają ceny hurtowe i detaliczne paliw, niż struktura rynku [Sen, 2003, s. 287].

² Wnioski te dla rynku ropy naftowej potwierdzili m.in. Radchenko [2005b, s. 727–728], Al-Gudhea, Kenc, Dibooglu [2007, s. 571–572]. Wyższa zmienność cen ropy naftowej może przekładać się na mniejszą asymetrię w transmisji zmian cen surowca na ceny produktów finalnych.

³ Na możliwość istnienia asymetrii w detalicznej, a nie hurtowej części kanału sprzedaży wskazali również m.in. Chen, Finney, Lai, na podstawie analizy danych dla rynku amerykańskiego z okresu od stycznia 1997 r. do marca 2003 r. [Chen, Finney, Lai, 2005, s. 239]. Grasso i Manera analizując dane z lat 1985–2003 dla rynków francuskiego, brytyjskiego, niemieckiego, włoskiego oraz hiszpańskiego stwierdzili, że w przypadku relacji producent–hurtownik dostosowanie cenowe jest natychmiastowe, jednak w przypadku części detalicznej kanału dystrybucji istnieje opóźnienie w czasie reakcji ceny detalicznej na zmiany w cenach na rynkach surowców [Grasso, Manera, 2007, s. 175–177].

Radchenko na podstawie analizy danych dla rynku amerykańskiego z okresu od lutego 1991 r. do marca 2003 r. wykazał, iż dostosowanie cen produktów rafineryjnych może być tłumaczone sposobem postrzegania trwałości szoków naftowych przez koncerny rafineryjne [Radchenko, 2005a, s. 595]. Jeśli wahania traktowane są jako krótkookresowy wzrost lub spadek krańcowego kosztu zakupu surowca, to widoczne są wówczas opóźnienia w reakcji cen produktów ropopochodnych na zmianę ceny baryłki ropy naftowej. W przypadku postrzegania szoku cenowego jako trwałego, sprzedawcy produktów rafineryjnych natychmiast dostosowują swoje ceny. Radchenko analizował wpływ zmienności cen ropy naftowej na zmiany cen benzyny dla rynku amerykańskiej w latach 1991–2003, starając się znaleźć poparcie dla teorii Borensteina, Camerona, Gilberta. Przeprowadzone przez niego analizy wykazały, że najbardziej prawdopodobna jest teoria oligopolistycznej koordynacji [Radchenko, 2005b, s. 729]. W przypadku rynku amerykańskiego nie możemy mówić o istnieniu konkurencji doskonałej w sektorze sprzedaży detalicznej paliw. Spadek cen w całym sektorze powodowany jest w momencie, gdy jeden z konkurentów opuści swoje ceny poniżej pewnej wartości progowej. Al-Gudhea, Kenc, Dibooglu analizując dane dla amerykańskiego rynku paliwowego z lat 1998–2004 wskazali na wiele czynników, które mogą powodować asymetrię, m.in. na zapasy jako czynnik, który powoduje, iż reakcja cen paliw na spadki cen ropy naftowej jest wolniejsza niż w przypadku wzrostów cen surowca [Al-Gudhea, Kenc, Dibooglu, 2007, s. 573]. Przy spadku cen ropy naftowej rafinerie są gotowe zwiększać zapasy i dzięki temu sprzedawać tańsze produkty, ale producentom nie śpieszy się z dostarczaniem dodatkowych ilości na rynek, licząc iż obniżki są trendem chwilowym. Al-Gudhea, Kenc, Dibooglu odwołują się także do teorii poszukiwań i skłonności konsumentów do poszukiwania tańszego paliwa w zależności od wysokości różnicy w cenach na stacjach benzynowych [Al-Gudhea, Kenc, Dibooglu, 2007, s. 573]. Na przykład przy niewielkich zmianach cen konsumentom nie opłaca się podróżować w celu nabywania paliwa po niższych cenach. Stacje paliw znając różnice w cenach swoich i konkurencji są w stanie powoli dostosowywać je do momentu, aż jeden ze sprzedawców nie spowoduje, że konsumentom będzie opłacało się kupować u niego. Wtedy pozostałe stacje będą zmuszone dostosować ceny szybciej, aby nie stracić swoich klientów.

Adilov i Samavati analizując tygodniowe ceny detaliczne benzyny dla 9 stanów USA i cen WTI z lat 2000–2007 dowiedli, że jedynie w przypadku trzech stanów (Kalifornii, Teksasu i Waszyngtonu) możemy mówić o występowaniu asymetrii w reakcji zmian cen benzyny na zmiany cen ropy naftowej WTI, z szybszą reakcją cen benzyny na wzrost cen WTI, niż jej spadek [Adilov, Samavati, 2009, s. 57–60]. Adilov i Samavati wskazali, iż mimo tego, że wcześniejsze badania prowadzone na danych sprzed 2000 r. wykazywały szybszą reakcję cen benzyny na wzrost cen ropy, niż jej spadek, uzyskane przez nich rezultaty mogą być tłumaczone na tle wzrostu zmienności cen baryłki ropy naftowej po 2000 r. oraz wyższej efektywności informacyjnej rynku detalicznych produktów rafineryjnych. W ich ocenie nagły i silny wzrost cen benzyny

spowodował, iż konsumenci chętniej poszukują informacji na temat różnic w cenach paliw pomiędzy konkurencyjnymi stacjami, co zmusza sprzedawców do natychmiastowego dostosowywania swych cen zarówno w górę, jak i dół [Adilov, Samavati, 2009, s. 62].

Scharakteryzowane badania nie wskazują jednoznacznie na istnienie asymetrii w reakcji cen paliw na dodatnie i ujemne zmiany cen ropy naftowej. Wyniki analiz w perspektywie konkretnego rynku mogą być odmienne i odzwierciedlać ściśle jego lokalną specyfikę, gęstość sieci stacji paliw, obecność międzynarodowych koncernów rafineryjnych na lokalnym rynku, liczbę lokalnych firm naftowych, czy też wielkość wydobycia krajowego. Johnson zwraca uwagę na fakt, że trudno jest oczekiwać, aby przyczyny kształtowania się asymetrii miały charakter uniwersalny, podobnie jak trudno jest oczekiwać, aby asymetryczna reakcja na zmiany cen ropy naftowej dotyczyła wszystkich gatunków paliw [Johnson, 2002, s. 34]. Część badań wskazuje, iż istnienie asymetrii w reakcji na odchylenia długookresowe od równowagi pomiędzy cenami paliw a cenami ropy naftowej nie musi dotyczyć każdego rynku, dlatego też prawdziwość hipotezy o istnieniu takich asymetrycznych zależności nie musi być potwierdzona w odniesieniu do rynku polskiego, co uzasadnia przeprowadzenie empirycznej weryfikacji.

Metodyka badania i dane

W artykule podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, czy ceny paliw płynnych w Polsce reagują na zmiany ceny surowca, oraz czy charakter tej reakcji jest symetryczny. W tym celu wykorzystano dane dotyczące cen dwóch najważniejszych w skali globalnej gatunków ropy naftowej WTI i Brent oraz cen gatunku Urals – stanowiącego punkt odniesienia do wyceny ropy naftowej, która trafia na rynek polski. Wpływ zmian cen tych gatunków ropy naftowej badano w odniesieniu do zmian cen paliw na krajowych stacjach, tj. cen benzyny EuroSuper 95, cen gazu LPG oraz cen oleju napędowego ON. Analizowano zarówno ceny finalne, które płacą konsumenci na stacjach, jak i ceny przed opodatkowaniem⁴. Kształtowanie się cen ropy naftowej w dużym stopniu może zależeć również od kursu walutowego USD/PLN. Rozliczenia kontraktów naf-

⁴ Ceny *at-the-pump* proponował w swych badaniach Radchenko [2005b, s. 720–721]. Adilov i Samavati zwrócili uwagę, iż uwzględnienie zmiennej odpowiadającej za zmianę stawek podatkowych na paliwa na rynku amerykańskim nie jest istotne statystycznie [Adilov, Samavati, 2009, s. 55–57]. Duffy-Deno wskazuje, że użycie cen po opodatkowaniu eliminuje ryzyko, iż sytuacja konsumenta mogła być związana ze zmianami w podatkach federalnych lub stanowych, a więc wyniki analiz nie będą bezpośrednio prezentowały decyzji konsumentów [Duffy-Deno, 1996, s. 86]. W przypadku rynku polskiego, gdzie obciążenia podatkowe cen paliw stanowią większą ich część niż koszt surowca, uwzględnienie cen po opodatkowaniu wydaje się być celowe. Z drugiej strony wysoki udział podatków w cenach finalnych paliw sprawia, że zmiany wynikające ze spadków i wzrostów cen surowca są nominalnie niższe w przypadku cen po opodatkowaniu, stąd w badaniu zastosowano ceny przed i po opodatkowaniu.

towych odbywa się w dolarach amerykańskich, a wahania kursu wpływają na wzrost lub spadek realnej wartości baryłki ropy naftowej dla krajowych rafinerii. Rozważania nad wpływem kursu walutowego na ceny paliw ze względu na swą obszerność stanowić mogą temat odrębnego artykułu, stąd w obrębie przeprowadzonego badania nie są poddane analizie, a ceny paliw na krajowym rynku i ropy naftowej wyrażone są dolarach amerykańskich, aby analizować sam efekt wpływu wahań cen ropy naftowej na ceny paliw (o wpływie kursu walutowego na ceny ropy naftowej na światowych rynkach pisali m.in. Potocki [2009, s. 12–13], Amano, van Norden [1998, s. 311–313]). W tym artykule posłużono się danymi tygodniowymi od stycznia 2005 r. do maja 2013 r. Częstość danych wyklucza możliwość stosowania innych regresantów w modelu cen paliw, gdyż gro danych dotyczących rynku ropy naftowej, to miesięczne szeregi czasowe. Bachmeier, Griffin wskazują, iż pominięcie innych zmiennych, które mogą być istotne dla objaśniania cen paliw jest usprawiedliwione w przypadku, gdy przedmiotem badania jest wpływ ceny zmian cen surowca na ceny paliw [Bachmeier, Griffin, 2003, s. 772].

Powszechna jest opinia, że wzrost cen ropy naftowej przekłada się na niemal natychmiastową podwyżkę cen paliw na stacjach benzynowych, a spadek ceny surowca nie znajduje odzwierciedlenia w proporcjonalnym spadku cen paliw. Jak wskazano w poprzednich częściach artykułu, przeprowadzone do tej pory badania niosą więcej przesłanek, które potwierdzają tę teorię, niż ją negują. W przypadku polskiego rynku paliwowego tego typu badania przy użyciu opisanej poniżej metody według wiedzy autora nie były do tej pory prowadzone. Testowanie charakteru reakcji zmian cen produktów paliwowych na rynku krajowym na zmiany cen na światowym rynku ropy naftowej zostało przeprowadzone przy wykorzystaniu podejścia zaproponowanego przez Engle'a i Grangera oraz jego późniejszych modyfikacji [Engle, Granger, 1987, s. 251–276]. W pierwszej kolejności przeprowadzono testy pierwiastka jednostkowego dla szeregów czasowych będących przedmiotem badania przy wykorzystaniu testu ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) (zob. Welfe [2003, s. 343–348]). W dalszej kolejności dokonano analizy kointegracji poszczególnych par zmiennych przy użyciu dwustopniowej metody Engle'a-Grangera (zob. Engle, Granger [1987], Gujarati [2004, s. 822–826]), a następnie oszacowano parametry asymetrycznego modelu korekty błędem zaproponowanego przez Grangera i Lee [1989, s. 153–157], w wersji zmodyfikowanej przez Kaufmanna i Ullmana [2009, s. 551–552]. Klasyczna metoda Engle'a-Grangera zakłada istnienie liniowej i symetrycznej relacji kointegrującej, jednak w przypadku gdy ta zależność nie jest spełniona możliwe jest założenie asymetrycznej relacji kointegrującej zdefiniowanej za pomocą modelu TAR (por. Enders, Granger [1998, s. 304–311], Enders, Siklos [2001, s. 166–168], Zamojska [2007, s. 89–91]). W ramach przeprowadzonej analizy scharakteryzowane dalej modele szacowano oddzielnie dla poszczególnych możliwych par zmiennych *cena paliwa – cena ropy naftowej*, co pozwoliło uwidocznic różnice jakie występują we wpływie różnych gatunków ropy naftowej na kolejne rodzaje paliwa.

Asymetryczny model korekty błędem

Niech x_t oraz y_t oznaczają dwa szeregi czasowe zintegrowane w stopniu I(1), których liniowa kombinacja jest stacjonarna, reprezentujące następujące dane: y_t – logarytm naturalny cen danego rodzaju paliwa, x_t – logarytm naturalny cen danego gatunku ropy naftowej. Relację kointegrującą dla tych zmiennych możemy zatem zapisać jako:

$$y_t - \delta_0 + \delta_1 x_t + \mu_t, \quad (1)$$

gdzie μ_t oznacza składnik losowy, będący białym szumem, δ_0 , δ_1 parametry wektora kointegrującego, t oznacza subskrypt czasu. Niech $\hat{\mu}_t$ oznaczają reszty oszacowane z powyższego równania, tj. $\hat{\mu}_t = y_t - \hat{\delta}_0 - \hat{\delta}_1 x_t$, gdzie $\hat{\delta}_0$, $\hat{\delta}_1$ to estymatory parametrów równania 1. Możemy je zdekomponować zgodnie z poniższymi wzorami:

$$\hat{\mu}_t^+ = \max(\hat{\mu}_t, 0), \quad (2)$$

$$\hat{\mu}_t^- = \min(\hat{\mu}_t, 0). \quad (3)$$

Wzór 2 prezentuje dodatnie odchylenia od stanu równowagi ($\hat{\mu}_t^+$), które stanowiąc będą następstwem wzrostu cen benzyny przy braku wzrostu cen ropy naftowej lub spadku cen ropy naftowej przy utrzymujących się na stałym poziomie cenach paliw. Dodatnie odchylenia definiować będą więc stan rynku, w którym ceny surowca spadają, ale ceny paliwa nadal utrzymywane są na tym samym poziomie (np. ze względu na istnienie zapasów). Z drugiej strony dodatnie odchylenia od stanu równowagi mogą pojawić się gdy cena ropy naftowej na światowym rynku będzie stabilna, ale np. zmiany w wielkości opodatkowania doprowadzą do wzrostu cen paliw. Innym wytłumaczeniem może być zaistnienie pewnych zmian technologicznych, które prowadzą do obniżki ceny ropy naftowej (np. poprzez spadek kosztów wydobycia)⁵. Ujemne odchy-

⁵ Efekty związane ze zmianą cen paliw przy stałej cenie surowca powinny mieć raczej charakter epizodyczny, np. zmiana stawek podatkowych odbywa się zwykle nie częściej niż raz w roku. Zmiany technologicznie mogą powodować skokowe lub ciągłe zmiany w relacji między cenami paliw a cenami surowca, ale przy wykorzystaniu danych o wysokiej częstotliwości (dane tygodniowe) efekt ten nie powinien przeważać w powodowaniu zmienności w analizowanej relacji. W analizowanej próbie nie odnotowano żadnych innowacji technologicznych, które doprowadziłyby do spadku kosztu produkcji benzyny. Wśród zmian technologicznych w sektorze wydobywczym warto odnotować rozwój technologii wydobycia gazu łupkowego oraz tzw. gazu zamkniętego (*tight gas*), który doprowadził do spadku kosztu wydobycia gazu ziemnego ze złóż niekonwencjonalnych. W przypadku ropy naftowej innowacje technologiczne zwiększają możliwości wydobywania tego surowca ze złóż podmorskich na dużych głębokościach, a także złóż niekonwencjonalnych jak piaski roponośne (*tar sands*), złóż uwieczonych w formacjach skalnych (*shale oil*, *tight oil*), choć ich wydobycie jest ekonomicznie uzasadnione przy cenie za baryłkę ropy naftowej na poziomie 40–60 USD. Trudno jest więc oczekiwać, iż wydobycie ze złóż niekonwencjonalnych może przyczynić się do spadku cen ropy naftowej do poziomu sprzed 2004 r., a tym samym powstawiania dodatnich odchyśleń.

lenia od długookresowej równowagi ($\hat{\mu}_t^-$) oznaczają, iż w relacji pomiędzy cenami paliw a ropy naftowej dochodzi do wzrostu cen ropy naftowej przy stałej cenie benzyny lub spadku cen paliw przy utrzymujących się stałych cenach ropy naftowej. Istnienie asymetrii będzie skutkowało tym, że reakcja na powstające dodatnie zakłócenie długookresowej relacji równowagi będzie przebiegała w innym stopniu niż reakcja na ujemne odchylenia. Omawiana w tym artykule problematyka szybszego dostosowania cen paliw jako następstwa wzrostu cen ropy naftowej, niż jej spadku odnosi się zatem do stanu, w którym reakcja cen paliw na ujemne odchylenia (wynikające ze wzrostu cen ropy naftowej) przebiega szybciej niż w przypadku dodatnich odchyłeń.

Celem weryfikacji hipotezy o asymetrycznym wpływie cen danego gatunku ropy naftowej na ceny danego rodzaju paliwa należy dokonać estymacji asymetrycznego modelu korekty błędem postaci:

$$\Delta y_t = \theta_1 \hat{\mu}_{t-1}^+ + \theta_2 \hat{\mu}_{t-1}^- + \sum_{i=1}^S \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^S \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

gdzie:

ε_t – składnik losowy będący białym szumem,

$\theta_1, \theta_2, \gamma_i, \beta_i$ – parametry strukturalne modelu,

i – wyznacza kolejne opóźnienia zmiennych,

S – maksymalne opóźnienie,

Δ – oznacza pierwszą różnicę wartości danej zmiennej.

Uzyskanie ujemnych i istotnych statystycznie oszacowań parametrów θ_1 i θ_2 pozwala stwierdzić występowanie związku przyczynowego między zmiennymi x_t i y_t . W dalszej kolejności testowana jest jednoczesna istotność zmiennych $\hat{\mu}_{t-1}^+, \hat{\mu}_{t-1}^-$ poprzez weryfikację hipotezy zerowej postaci:

$$H_0: \theta_1 = \theta_2 = 0, \quad (5)$$

wobec hipotezy alternatywnej:

$$H_1: \theta_1 \neq 0 \text{ lub } \theta_2 \neq 0, \quad (6)$$

przy wykorzystaniu statystyki o rozkładzie F o m i $(n-k)$ stopniach swobody (do tej statystyki odnoszą się występujące w tablicach 2, 3, 4 oznaczenia \mathbf{F}_1 i \mathbf{F}_2) postaci:

$$\frac{\mathbf{e}_R^T \mathbf{e}_R - \mathbf{e}_{UR}^T \mathbf{e}_{UR}}{\mathbf{e}_{UR}^T \mathbf{e}_{UR}} \times \frac{n-k}{m} : F_{m, n-k}, \quad (7)$$

gdzie:

\mathbf{e}_R – wektor reszt, oszacowany na podstawie modelu z nałożoną restrykcją (zgodnie z rozpatrywaną hipotezą zerową),

\mathbf{e}_{UR} – wektor reszt, oszacowany na podstawie modelu bez restrykcji,

n – liczba obserwacji wykorzystanych do estymacji modelu,

k – liczba parametrów modelu bez restrykcji,

m – liczba ograniczeń nałożonych na parametry równania.

W przypadku symetryczności reakcji zmiany zmiennej y_t na zmianę zmiennej x_t różnica w wartościach oszacowań współczynników θ_1 i θ_2 stojących przy zdekomponowanych resztach nie będzie istotna statystycznie, a więc właściwy będzie model, w którym nie występuje asymetria, tj. model postaci:

$$\Delta y_t = \theta_0 \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

gdzie θ_0 to parametr modelu. W celu sprawdzenia powyższego, dokonano weryfikacji hipotezy zerowej:

$$H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_0, \quad (9)$$

wobec hipotezy alternatywnej:

$$H_1: \theta_1 \neq \theta_0 \vee \theta_2 \neq \theta_0. \quad (10)$$

W tym celu dokonano weryfikacji powyższego zespołu hipotez przy wykorzystaniu statystyki F (zdefiniowanej wzorem 7). Odrzucenie powyższej hipotezy zerowej przy jednoczesnym stwierdzeniu, że wartości są ujemne i istotnie różne od zera ($H_1: \theta_1 \neq 0$ lub $\theta_2 \neq 0$) mówi nam, iż reakcja na zmianę wartości zmiennej x_t jest nierównomierna a odchylenia dodatnie, bądź też ujemne prowadzą do różnych co do wartości wahań zmiennej y_t .

Model ECM z relacją kointegrującą zdefiniowaną modelem TAR/MTAR

Standardowe podejście do analizy szeregów czasowych i testowania istnienia pierwiastka jednostkowego opiera się na założeniach o liniowości i symetryczności dostosowań od długookresowej równowagi. W przypadku nieprawdziwości tego założenia tradycyjne podejście do testowania kointegracji może przynosić niepoprawne wyniki ze względu na złą specyfikację klasycznych testów (por. Enders, Siklos [2001, s.167], Zamojska [2007, s. 89], Bakhat, Würzburg [2013, s. 6–9]). W modelowaniu takich szeregów czasowych możemy wykorzystać model TAR (zob. Enders, Granger [1998, s. 304–311]). Niech x_t oraz y_t oznaczają dwa szeregi czasowe, każdy z nich zintegrowany w stopniu $I(1)$, za pomocą których oznaczono następujące dane: y_t – logarytm naturalny cen danego rodzaju paliwa, x_t – logarytm naturalny cen danego gatunku ropy naftowej. Kombinację liniową tych zmiennych możemy zatem zapisać jako:

$$y_t - \delta_0 + \delta_1 x_t + \mu_t, \quad (11)$$

gdzie μ_t oznacza składnik losowy będący białym szumem, δ_0 , δ_1 to parametry wektora kointegrującego, t oznacza subskrypt czasu. Potwierdzenie występowania kointegracji między zmiennymi w podejściu Engle'a-Grangera wy-

maga wykazania stacjonarności odchyłeń od stanu długookresowej równowagi $\mu_t = y_t - \delta_0 - \delta_1 x_t$. W tym celu dokonujemy estymacji równania postaci:

$$\Delta\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

gdzie ε_t to składnik losowy będący białym szumem, Δ oznacza pierwszą różnicę wartości danej zmiennej, a ρ to parametr równania. Warunkiem stacjonarności szeregu reszt z równania 12 jest spełnienie warunku $-2 < \rho < 0$ (por. Enders, Siklos [2001, s. 167]). Zgodnie z twierdzeniem o reprezentacji Grangera występowanie kointegracji pomiędzy zmiennymi jest równoważne z istnieniem równowagi długookresowej między nimi i mechanizmu korekty błędem, co pozwala przedstawić ich relację za pomocą klasycznego modelu korekty błędem. W ten sposób zależność między cenami danego rodzaju paliwa a cenami wybranego gatunku ropy naftowej możemy przedstawić modelem ECM postaci:

$$\Delta y_t = \alpha_0 \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^S \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^S \beta_i \Delta x_{t-i} + \varphi_t \quad (13)$$

gdzie:

φ_t – składnik losowy będący białym szumem,

$\alpha_0, \gamma_i, \beta_i$ – parametry strukturalne modelu,

i – wyznacza kolejne opóźnienia zmiennych,

S – maksymalne opóźnienie,

Δ – oznacza pierwszą różnicę wartości danej zmiennej. Brak założenia o symetrii i liniowości odchyłeń od długookresowego trendu sprawia, że równanie 12 możemy zapisać za pomocą równania z dekompozycją na dodatnie i ujemne odchylenia od równowagi, tj. modelu TAR postaci:

$$\Delta\mu_t = I_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \vartheta_t, \quad (14)$$

gdzie μ_t i ϑ_t są od siebie niezależne, ϑ_t to składnik losowy będący białym szumem, ρ_1, ρ_2 to parametry równania, a zmienna I_t zdefiniowana jest następująco:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (15)$$

oraz współczynnik τ stanowi wartość progową. W przypadku występowania autokorelacji należy skorzystać z modelu postaci (liczba opóźnień definiowana na podstawie kryterium informacyjnego Akaike'a):

$$\Delta\mu_t = I_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \sum_{q=1}^{P-1} \gamma_q \mu_{t-q} + \vartheta_t, \quad (16)$$

gdzie $P-1$ to maksymalne opóźnienie, a q wyznacza opóźnienia zmiennej. Współczynniki ρ_1 i ρ_2 dla każdego τ powinny spełniać następujące zależności $\rho_1 < 0, \rho_2 < 0$ oraz $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ (zob. Enders, Siklos [2001, s. 167]). Możliwe jest również zmodyfikowanie tego modelu przy wykorzystaniu w równaniu 14 zmiennej I_t zdefiniowanej dalej:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (17)$$

zamiast stosowania w tym równaniu postaci określonej wzorem 15. Tak zdefiniowany model określa się mianem „momentum” TAR (w skrócie MTAR). Ogólne zalecenia do stosowania postaci MTAR zamiast TAR odnoszą się do zmiennych reprezentujących wielkości ekonomiczne, co do których podejmowane przez decydentów decyzje gospodarcze prowadzą do łagodzenia ich silnych wzrostów (np. by nie wywoływać presji inflacyjnej). Grasso i Manera stwierdzili, że nie ma jednoznacznych wyników empirycznych, wskazujących której postaci modelu należy używać, stąd proponują oni wybór modelu na podstawie kryteriów informacyjnych [Grasso, Manera, 2007, s. 163]. Współczynnik τ we wzorach 15 i 17 stanowi wartość progową, która może być wybierana na podstawie tzw. metody przeszukiwania „po kracie” zaproponowanej przez Chana [1993, s. 520–533]. W tym celu dokonujemy wielokrotnej estymacji modelu 15 (lub 17), w którym jako τ przyjmowane są poszczególne wartości oszacowań $\hat{\mu}_t$ posortowane w kolejności rosnącej z odrzuceniem po 15% dolnych i górnych wartości. Wybierane jest takie $\tau = \hat{\mu}_t$, dla którego model 15 (lub 17) będzie przyjmował najniższą wartość sumy kwadratów reszt. Z perspektywy założeń przyjętych w badaniu zastosowanie asymetrii TAR/MTAR wokół zera jest spójne z postawionym celem, którym jest analiza symetryczności reakcji cen paliw na dodatnie i ujemne odchylenia od stanu równowagi relacji pomiędzy cenami paliw i ropy naftowej, dlatego z góry przyjęto, że $\tau = 0$. Po oszacowaniu modelu w dalszej kolejności testowana jest hipoteza o jednoczesnej istotności zmiennych $I_t\mu_{t-1}$, $(1-I_t)\mu_{t-1}$ w równaniu 14. W tym celu weryfikowana jest hipoteza:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0, \quad (18)$$

wobec hipotezy alternatywnej:

$$H_1: \rho_1 \neq 0 \vee \rho_2 \neq 0 \quad (19)$$

przy wykorzystaniu statystyki testowej F zdefiniowanej wzorem 7, gdzie model bez ograniczeń zapisano wzorem 14, a w modelu z restrykcją przyjęto wartości parametrów $\rho_1 = 0$ oraz $\rho_2 = 0$. Odrzucenie hipotezy zerowej pozwala stwierdzić, iż między zmiennymi występuje kointegracja, a μ_t może być przedstawione za pomocą postaci równania TAR lub MTAR. Wartości krytyczne dla tego testu F zostały stabilicowane przez Enders, Siklos [2001, s. 170–173], Wane, Gilbert, Dibooglu [2004, s. 9–16]. Odrzucenie hipotezy o braku istotności współczynników ρ_1 , ρ_2 pozwala przejść do testowania hipotezy zerowej mówiącej o symetryczności relacji:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2, \quad (20)$$

wobec hipotezy alternatywnej:

$$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \quad (21)$$

przez zastosowanie standardowego testu F (zdefiniowanego wzorem 7, por. Grasso, Manera [2007, s. 162], Enders, Siklos [2001, s. 174]). Model z restrykcją względem 14 zawiera ograniczenie co do wartości parametrów ρ_1, ρ_2 ($\rho_1 = \rho_2$). Odrzucając H_0 możemy stwierdzić, iż zmienna $\hat{\mu}_t$ jest stacjonarna, a odchylenia od stanu równowagi między zmiennymi x_t i y_t są asymetryczne oraz możemy je zdefiniować za pomocą modelu TAR. W takim przypadku zależność, która będzie obrazowała wpływ cen danego gatunku ropy naftowej na ceny danego rodzaju paliwa możemy zdefiniować modelem korekty błędem zapisanym dalej (gdzie α_1, α_2 to parametry modelu):

$$\Delta y_t = \alpha_1 I_t \mu_{t-1} + \alpha_2 (1 - I_t) \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_i \Delta x_{t-i} + \varphi_t. \quad (22)$$

Wyniki

Tablica 1 przedstawia wyniki testów stacjonarności ADF przeprowadzone dla poszczególnych zmiennych. Uzyskane wyniki są zgodne z tymi, które zostały do tej pory przedstawione w literaturze – na niestacjonarność cen ropy naftowej oraz gazu ziemnego wskazali m.in. Asche, Misund, Sikveland [2013, s. 215–216], Asche, Gjølborg, Völker [2003, s. 295], Kaufmann, Ullman [2009, s. 553]. W okresie badania analizowane szeregi czasowe były niestacjonarne i zintegrowane w stopniu $I(1)$. Weryfikacja postawionych hipotez dla zmiennych niestacjonarnych $I(1)$ wymaga badania kointegracji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi – cenami paliw (benzyny EuroSuper 95, oleju napędowego, gazu LPG), a cenami ropy naftowej (w tym celu zastosowano ceny ropy Brent, WTI, Urals). Przeprowadzono klasyczne testowanie metodą Engle’a-Grangera, aby wskazać czy reszty z równania równowagi pomiędzy wybranymi cenami ropy naftowej a cenami paliw są stacjonarne. Wyniki testowania stacjonarności tych reszt prezentuje tablica 2. Uzyskane rezultaty pozwalają stwierdzić, iż większość analizowanych par cen paliwa i surowca podlega kointegracji (odrzucaamy hipotezę zerową o braku stacjonarności reszt na rzecz hipotezy alternatywnej dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$). W przypadku analizy kointegracji par cen: benzyny EuroSuper 95 z uwzględnieniem podatków i Brent, Diesiel z uwzględnieniem podatków i Brent odrzucaamy hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej dla poziomu istotności $\alpha = 0, 1$. O istnieniu kointegracji nie możemy mówić w przypadku ceny benzyny EuroSuper 95 i ropy naftowej Urals.

Tablica 2 przedstawia wyniki estymacji asymetrycznych modeli korekty błędem oraz weryfikacji hipotezy o istnieniu relacji asymetrycznej pomiędzy poszczególnymi parami zmiennych. Weryfikacja oszacowanych modeli za pomocą testu t -Studenta oraz testu F pozwala wskazać, iż w niemal wszystkich przypadkach możemy stwierdzić istotność składników korekty błędem. Jedynie w przypadku modelu cen benzyny EuroSuper 95 zależnych od cen Urals nie możemy mówić o istotności zmiennych stojących przy oszacowaniach parametrów θ_1 i θ_2 dla estymowanego modelu.

Tablica 1. Testowanie stacjonarności zmiennych – wyniki testów ADF oraz wartości p-value w nawiasach

Gatunek ropy naftowej/paliwa					
Testowane hipotezy	WTI	Brent	Urals	EuroSuper 95 at-the-pump	Diesel at-the-pump
test bez wyrazu wolnego					
$H_0: I(1), H_1: I(0)$	-0,7039 (0,4122)	-0,8647 (0,3416)	-1,0895 (0,2501)	-0,4118 (0,5354)	-0,5154 (0,4936)
$H_0: I(2), H_1: I(1)$	-4,1252 (0,0000)	-6,8811 (0,0000)	-21,7079 (0,0000)	-7,8848 (0,0000)	-9,5540 (0,0000)
test z wyrazem wolnym					
$H_0: I(1), H_1: I(0)$	-2,2080 (0,2035)	-1,5176 (0,5249)	-1,0342 (0,7421)	-2,2178 (0,2000)	-1,8752 (0,3444)
$H_0: I(2), H_1: I(1)$	-4,1497 (0,0001)	-6,9195 (0,0000)	-21,7385 (0,0000)	-7,8841 (0,0000)	-9,5555 (0,0000)

Gatunek ropy naftowej/paliwa				
Testowane hipotezy	LPG at-the-pump	EuroSuper 95 bez podatków	Diesel bez podatków	LPG bez podatków
test bez wyrazu wolnego				
$H_0: I(1), H_1: I(0)$	-0,1146 (0,6443)	-2,1236 (0,2354)	-0,5824 (0,4653)	-0,1482 (0,6327)
$H_0: I(2), H_1: I(1)$	-9,1565 (0,0000)	-8,5081 (0,0000)	-9,1453 (0,0000)	-8,7862 (0,0000)
test z wyrazem wolnym				
$H_0: I(1), H_1: I(0)$	-2,1236 (0,2354)	-2,6093 (0,0910)	-1,8141 (0,3741)	-2,5656 (0,1002)
$H_0: I(2), H_1: I(1)$	-9,1449 (0,0000)	-8,5163 (0,0000)	-9,1509 (0,0000)	-8,7751 (0,0000)

W ramach przedstawionego testowania przyjęto poziom istotności $\alpha = 0,05$. Oznaczenia użyte w zapisie hipotez zerowej (H_0) i alternatywnej (H_1): $I(2)$ – szereg zintegrowany w stopniu 2, $I(1)$ – szereg zintegrowany w stopniu 1, $I(0)$ – szereg stacjonarny. Wyniki zapisane **pogrubioną czcionką** – odrzucamy hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej przy zadanym poziomie istotności. Oznaczenia zmiennych: WTI – logarytm naturalny cen ropy naftowej WTI (USD za baryłkę), Brent – logarytm naturalny cen ropy naftowej Brent (USD za baryłkę), Urals – logarytm naturalny cen ropy naftowej Urals (USD za baryłkę), EuroSuper 95 – logarytm naturalny cen benzyny EuroSuper 95 (USD za litr), Diesel – logarytm naturalny cen oleju napędowego (USD za litr), LPG – logarytm naturalny cen autogazu (USD za litr). W powyższych oznaczeniach sformułowanie „at-the-pump” odnosi się do ceny finalnej, jaką konsument płaci na stacji, a „bez podatków” do ceny finalnej pomniejszonej o obciążenia podatkowe (VAT, akcyzę, opłatę paliwową).

Źródło: opracowanie własne.

Rezultaty weryfikacji hipotezy o asymetrycznym wpływie na ceny paliw odchylen od stanu równowagi relacji pomiędzy cenami ropy naftowej a cenami paliw (zdefiniowanej przy wykorzystaniu asymetrycznego modelu ECM) za pomocą testu F dla nałożonych restrykcji liniowych pozwalają stwierdzić, iż ceny benzyny reagują symetrycznie na zmiany cen surowca, z którego są produkowane (tabl. 2). Analiza dla cen gatunków ropy naftowej WTI, Brent i Urals nie pozwala wskazać na istotność różnic w oszacowaniu parametrów

θ_1 i θ_2 . Również analiza relacji kointegrującej zdefiniowanej modelem TAR nie pozwala mówić o ich asymetrycznym wpływie na ceny benzyny (tabl. 3 i 4).

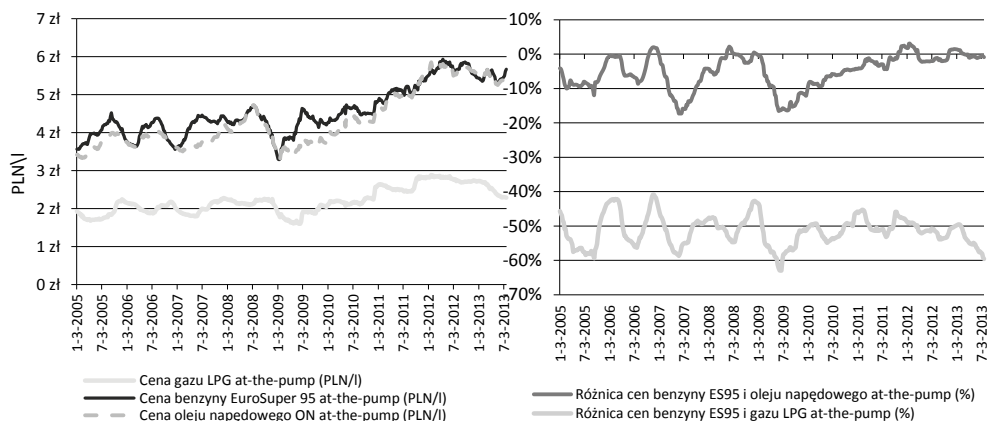
O asymetrycznym charakterze wpływu zmian cen ropy naftowej Urals na ceny paliwa możemy mówić w przypadku oleju napędowego (zarówno dla ceny oleju po opodatkowaniu, jak i przed opodatkowaniem)⁶. Wzrost cen ropy naftowej Urals przekłada się na szybsze dostosowanie do stanu długookresowej równowagi cen paliwa typu diesel, niż gdy mamy do czynienia ze spadkiem cen tego gatunku ropy naftowej (w modelu przy wykorzystaniu cen netto $\hat{\theta}_1 = -0,0459$, $\hat{\theta}_2 = -0,0911$). Może to wskazywać, że krajowe rafinerie szybciej przekładają wyższy koszt surowca na ceny detaliczne, niż w przypadku, gdy ten koszt ulegnie obniżce. Odchylenie od długookresowej równowagi pomiędzy cenami finalnymi oleju napędowego do cen Urals korygowane jest w jednym okresie w 9,1% w przypadku ujemnego odchylenia i 4,6% dla dodatniego, a więc pełna korekta wymaga odpowiednio 10,9 i 21,7 tygodnia. W przypadku cen gazu LPG przed opodatkowaniem możemy mówić o asymetrycznej reakcji, choć różnice między tempem dostosowań nie są znaczne ($\hat{\theta}_1 = -0,051$, $\hat{\theta}_2 = -0,045$). Analiza przy wykorzystaniu relacji kointegrującej zdefiniowanej w postaci modelu TAR i MTAR potwierdza rezultaty otrzymane za pomocą asymetrycznego modelu ECM (tabl. 3 i 4). W przypadku modelu TAR zarówno dla oleju napędowego, jak i gazu LPG (przed i po opodatkowaniu) dostosowanie powstałych dodatnich i ujemnych odchylenia od stanu długookresowej równowagi jest asymetryczne.

Asymetryczny wpływ cen ropy naftowej Urals na ceny gazu LPG i oleju napędowego oraz symetryczny wpływ na ceny benzyny może być tłumaczone na tle struktury krajowego rynku paliw. Po pierwsze, olej napędowy i gaz LPG to paliwa tańsze od benzyny silnikowej (różnice prezentuje rysunek 3). W analizowanym okresie różnica między cenami jednego litra benzyny a paliwa diesel wahały się od kilku groszy do niemal 50 gr – w ostatnich trzech latach dostosowanie do prawa unijnego wymogło podwyższenia akcyzy na tym typie paliwa, co doprowadziło do zrównania cen tych paliw. Cena jednostkowa gazu LPG jest niemal dwukrotnie niższa niż benzyny, choć rzeczywista różnica jest mniejsza ze względu na większe spalanie autogazu niż benzyny. Symetria w reakcji zmian cen ropy naftowej na zmiany cen benzyny może być wymuszana ze względu na wysokie koszty jakie ponoszą konsumenci tego typu paliwa w stosunku do pozostałych paliw płynnych. Stigler wskazuje, że skłonność do poszukiwania informacji na temat cen jest wyższa w przypadku droższych dóbr oraz wyższej częstotliwości ich zakupu [Stigler, 1961, s. 219]. W okresie spadku cen ropy naftowej stacjom paliw trudniej jest utrzymywać stałe ceny benzyny niż oleju napędowego czy gazu LPG. Niższe koszty zakupu tych paliw mogą spowodować, że różnice cenowe między konkurencyjnymi

⁶ Wyniki świadczące o możliwości istnienia asymetrii lub jej braku w odniesieniu do różnych gatunków paliw na danym rynku przedstawili m.in. Rodrigues [2009, s. 22–24] dla rynku europejskiego (analiza dla wybranych państw europejskich z lat 2004–2008), Lamotte, Porcher, Schalck, Silvestre [2012, s. 459–460] dla rynku francuskiego (dane z okresu od maja 1990 r. do kwietnia 2011 r.).

stacjami benzynowymi nie skłaniają konsumentów do poszukiwań „tańszych” punktów sprzedaży, gdyż mogą oni postrzegać ceny tych paliw jako i tak relatywnie niższe w porównaniu z głównym wyznacznikiem cen na rynku, jakim jest bez wątpienia cena benzyny. Tym samym stacje mogą dostosowywać poziom ceny mimo spadku ceny surowca. Adilov i Samavati doszli do wniosku, że wysoka zmienność cen ropy naftowej obserwowana po roku 2004 może zmieniać zachowania konsumentów i skłaniać ich do poszukiwania informacji o różnicach w cenach paliw między różnymi stacjami benzynowymi [Adilov, Samavati, 2009, s. 62]. Borenstein, Cameron, Gilbert zwracali uwagę, że rozumienie trendów rynkowych przez konsumentów stanowi istotny czynnik, który może przyczyniać się do braku asymetrii [Borenstein, Cameron, Gilbert, 1997, s. 328–329]. Po drugie, warto zwrócić uwagę na strukturę popytu na te paliwa – w profesjonalnym transporcie, w przedsiębiorstwach dominuje olej napędowy, wśród konsumentów benzyny i gazu LPG przeważają gospodarstwa domowe (zob. POPIHN [2013]). Sprzedawcy paliw płynnych, świadomi różnic w strukturze odbiorców poszczególnych typów paliw płynnych, mogą szybciej dostosowywać do spadków cen ropy naftowej ceny benzyny, której odbiorcami są głównie konsumenci indywidualni, niż ceny oleju napędowego, którego odbiorcami są głównie podmioty gospodarcze. Efekt poszukiwania przez podmioty gospodarcze najniższych cen na rynku może być niezadawalający (do kręgu tych przedsiębiorstw nie wliczając profesjonalnego transportu)⁷.

Rysunek 3. Ceny *at-the-pump* benzyny, oleju napędowego i gazu LPG (marzec 2005 r.–maj 2013 r.; PLN/l) oraz różnica w cenach benzyny, oleju napędowego i gazu LPG (w %)



Źródło: opracowanie własne.

⁷ Do podobnych wniosków doszli m.in. Liu, Margaritis, Tourani-Rad [2010, s. 930] wskazując, że klienci indywidualni są bardziej podatni na odnotowywanie różnic cenowych między stacjami paliw, niż ma to miejsce w przypadku przedsiębiorstw. Istnienie asymetrii w odniesieniu do niektórych, a nie wszystkich rodzajów paliwa na danym rynku staje się szczególnie widoczne, gdy istnieje wyraźny podział między różnymi grupami konsumentów ze względu na wykorzystywane przez nie rodzaje paliwa.

Tablica 2. Wyniki testowania kointegracji metodą Engle'a-Grangera oraz analizy asymetrycznego modelu korekty błędem dla poszczególnych par zmiennych

Gatunek ropy naftowej	Gatunek paliwa					
	EuroSuper 95 at-the-pump	Diesel at-the-pump	LPG at-the-pump	EuroSuper 95 bez podatków	Diesel bez podatków	LPG bez podatków
WTI	ADF -5,257 (0,000) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,09 [-2,15] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,11 [-2,83] ^b $F_1 = 5,60^b$ $F_2 = 0,16$	ADF -4,90 (0,000) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,217 [-4,62] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,183 [-4,73] ^b $F_1 = 19,01^b$ $F_2 = 0,37$	ADF -4,97 (0,000) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,106 [-3,56] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,105 [-3,83] ^b $F_1 = 12,82^b$ $F_2 = 0,002$	ADF -4,25 (0,001) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,123 [-3,16] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,078 [-1,98] ^b $F_1 = 6,21^b$ $F_2 = 0,79$	ADF -3,69 (0,004) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,158 [-3,198] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,129 [-3,29] ^b $F_1 = 8,25^b$ $F_2 = 0,28$	ADF -5,16 (0,000) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,11 [-3,84] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,10 [-3,75] ^b $F_1 = 13,41^b$ $F_2 = 0,07$
Brent	ADF -2,72 (0,069) ^a $\hat{\theta}_1$ -0,054 [-1,86] ^a $\hat{\theta}_2$ -0,061 [-2,08] ^b $F_1 = 3,91^b$ $F_2 = 0,03$	ADF -2,72 (0,069) ^a $\hat{\theta}_1$ -0,145 [-3,54] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,124 [-3,82] ^b $F_1 = 11,69^b$ $F_2 = 0,18$	ADF -3,78 (0,003) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,062 [-2,68] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,056 [-2,78] ^b $F_1 = 7,17^b$ $F_2 = 0,04$	ADF -5,12 (0,000) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,103 [-2,65] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,121 [-3,42] ^b $F_1 = 8,15^b$ $F_2 = 0,12$	ADF -3,46 (0,009) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,24 [-5,25] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,191 [-5,62] ^b $F_1 = 24,88^b$ $F_2 = 0,83$	ADF -4,47 (0,000) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,08 [-3,30] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,0598 [-2,94] ^b $F_1 = 9,20^b$ $F_2 = 0,44$
Urals	ADF -2,27 (0,180) $\hat{\theta}_1$ -0,0243 [-0,65] $\hat{\theta}_2$ -0,0949 [-2,33] ^b $F_1 = 1,98$ $F_2 = 0,33$	ADF -3,65 (0,005) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,0101 [2,29] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,0917 [-1,91] ^a $F_1 = 4,82^b$ $F_2 = 3,93^a$	ADF -3,56 (0,007) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,0406 [1,86] ^a $\hat{\theta}_2$ -0,0644 [-2,35] ^b $F_1 = 2,52^a$ $F_2 = 1,88$	ADF -4,85 (0,000) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,0527 [-1,27] $\hat{\theta}_2$ -0,1971 [-4,92] ^b $F_1 = 6,71^b$ $F_2 = 1,25$	ADF -3,90 (0,002) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,0459 [-6,11] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,0911 [-4,28] ^b $F_1 = 24,04^b$ $F_2 = 5,91^b$	ADF -4,14 (0,000) ^b $\hat{\theta}_1$ -0,051 [-1,97] ^b $\hat{\theta}_2$ -0,045 [-2,27] ^b $F_1 = 9,17^b$ $F_2 = 3,88^a$

W ramach przeprowadzonego badania dokonano osiemnastu estymacji równania 4, oddzielnie dla poszczególnych kombinacji par zmiennych: gatunek paliwa – gatunek ropy naftowej. Logarytm naturalny cen danego gatunku paliwa w równaniu 4 odgrywa rolę zmienną endogeniczną, a logarytm cen danego gatunku ropy naftowej odgrywa rolę zmienną egzogeniczną.

Oznaczenia zmiennych i wyników:

WTI – logarytm naturalny cen ropy naftowej WTI (USD za baryłkę), Brent – logarytm naturalny cen ropy naftowej Brent (USD za baryłkę), Urals – logarytm naturalny cen ropy naftowej Urals (USD za baryłkę), EuroSuper 95 – logarytm naturalny cen benzyny EuroSuper 95 (USD za litr), Diesel – logarytm naturalny cen oleju napędowego (USD za litr), LPG – logarytm naturalny cen autogazu (USD za litr). W powyższych oznaczeniach sformułowanie „at-the-pump” odnosi się do ceny finalnej, jaką płaci na stacji konsument, a „bez podatków” do ceny finalnej pomniejszonej o obciążenia podatkowe (VAT, akcyze, opłatę paliwową);

ADF – test pierwiastka jednostkowego dla reszt z równania długookresowej relacji dla par zmiennych cen paliwa i ceny gatunku ropy naftowej – wyniki testu ADF dla wariantu bez wyrazu wolnego (wartości p-value w nawiasach). Testowany zespół hipotez postaci H_0 : reszty zintegrowane w stopniu I(1), H_1 : reszty stacjonarne I(0). Odrzucenie hipotezy zerowej wskazuje na stacjonarność reszt, a tym samym kointegrację analizowanych zmiennych;

$\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$ – oszacowania parametrów z równania 4 (statystyki testu t w nawiasach);

F_1, F_2 – wyniki testów F (równanie 7) dla zespołów hipotez zdefiniowanych wzorami odpowiednio 5 i 6 (F_1) oraz 9 i 10 (F_2).

Pogrubioną czcionką: relację między cenami możemy uznać za asymetryczną.

^a odrzucamy hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$

^b odrzucamy hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$

Źródło: opracowanie własne.

Tablica 3. Wyniki analizy modelu ECM z asymetryczną relacją kointegrującą zdefiniowaną modelem TAR dla poszczególnych par zmiennych

Gatunek ropy naftowej	Gatunek paliwa					
	EuroSuper 95 at-the-pump	Diesel at-the-pump	LPG at-the-pump	EuroSuper 95 bez podatków	Diesel bez podatków	LPG bez podatków
Model TAR ($r = 0$)						
WTI	$\hat{\rho}_1 = -0,145$ [-3,67] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,176$ [-4,69] ^b $F_1 = 17,70^b$ $F_2 = 0,31$	$\hat{\rho}_1 = -0,176$ [-4,11] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,140$ [-3,97] ^b $F_1 = 16,33^b$ $F_2 = 0,43$	$\hat{\rho}_1 = -0,089$ [-3,19] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,060$ [-2,33] ^b $F_1 = 7,79^b$ $F_2 = 0,57$	$\hat{\rho}_1 = -0,176$ [-4,79] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,132$ [-3,55] ^b $F_1 = 17,77^b$ $F_2 = 0,68$	$\hat{\rho}_1 = -0,173$ [-4,08] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,141$ [-4,06] ^b $F_1 = 16,58^b$ $F_2 = 0,35$	$\hat{\rho}_1 = -0,086$ [-3,18] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,054$ [-2,14] ^b $F_1 = 7,34^b$ $F_2 = 0,73$
Brent	$\hat{\rho}_1 = -0,089$ [-2,84] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,113$ [-3,64] ^b $F_1 = 10,67^b$ $F_2 = 0,29$	$\hat{\rho}_1 = -0,156$ [-3,93] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,101$ [-3,22] ^b $F_1 = 12,89^b$ $F_2 = 1,19$	$\hat{\rho}_1 = -0,067$ [-2,83] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,029$ [-1,44] $F_1 = 5,04^a$ $F_2 = 1,39$	$\hat{\rho}_1 = -0,175$ [-4,51] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,141$ [-3,94] ^b $F_1 = 17,94^b$ $F_2 = 0,42$	$\hat{\rho}_1 = -0,199$ [-4,46] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,123$ [-3,70] ^b $F_1 = 16,82^b$ $F_2 = 1,89$	$\hat{\rho}_1 = -0,0735$ [-3,03] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,0274$ [-1,33] $F_1 = 5,47^a$ $F_2 = 2,20$
Urals	$\hat{\rho}_1 = -0,107$ [-3,35] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,097$ [-3,11] ^b $F_1 = 10,44^b$ $F_2 = 0,05$	$\hat{\rho}_1 = -0,181$ [-4,63] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,078$ [-2,49] ^b $F_1 = 13,80^b$ $F_2 = 4,25^b$ $\hat{\alpha}_1 = -0,023$ [-0,84] $\hat{\alpha}_2 = -0,061$ [-1,73] ^a	$\hat{\rho}_1 = -0,075$ [-3,16] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,023$ [-1,09] $F_1 = 5,59^a$ $F_2 = 2,71^a$	$\hat{\rho}_1 = -0,189$ [-4,89] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,124$ [-3,49] ^b $F_1 = 18,04^b$ $F_2 = 1,55$	$\hat{\rho}_1 = -0,242$ [-5,52] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,097$ [-2,87] ^b $F_1 = 19,37^b$ $F_2 = 6,85^b$ $\hat{\alpha}_1 = -0,016$ [-0,53] $\hat{\alpha}_2 = -0,050$ [-1,32]	$\hat{\rho}_1 = -0,084$ [-3,39] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,021$ [-2,01] ^b $F_1 = 6,25^b$ $F_2 = 3,73^a$ $\hat{\alpha}_1 = -0,039$ [-1,99] ^b $\hat{\alpha}_2 = -0,044$ [-2,30] ^b

W ramach przeprowadzonego badania dokonano osiemnastu estymacji równań 14, 15 i 22 oddzielnie dla poszczególnych kombinacji par zmiennych: gatunek paliwa – gatunek ropy naftowej. Logarytm naturalny cen danego gatunku paliwa w modelu odgrywa rolę zmiennej endogenicznej, a logarytm cen danego gatunku ropy naftowej odgrywa rolę zmiennej egzogenicznej.

Oznaczenia zmiennych i wyników:

WTI – logarytm naturalny cen ropy naftowej WTI (USD za baryłkę), Brent – logarytm naturalny cen ropy naftowej Brent (USD za baryłkę), Urals – logarytm naturalny cen ropy naftowej Urals (USD za baryłkę), EuroSuper 95 – logarytm naturalny cen benzyny EuroSuper 95 (USD za litr), Diesel – logarytm naturalny cen oleju napędowego (USD za litr), LPG – logarytm naturalny cen autogazu (USD za litr). W powyższych oznaczeniach sformułowanie „at-the-pump” odnosi się do ceny finalnej, jaką płaci na stacji konsument, a „bez podatków” do ceny finalnej pomniejszonej o obciążenia podatkowe (VAT, akcyze, opłatę paliwową);

$\hat{\rho}_1, \hat{\rho}_2$ – oszacowanie parametrów ρ_1 i ρ_2 z równania 14 (statystyki testu t w nawiasach) reprezentującego relację kointegrującą zdefiniowaną modelem TAR;

F_1, F_2 – wyniki test F (zob. równanie 7) dla zespołów hipotez zdefiniowanych wzorami odpowiednio 18 i 19 (F_1) oraz 20 i 21 (F_2);

$\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2$ – oszacowanie parametrów α_1, α_2 z równania 22 (statystyki testu t w nawiasach) reprezentującego model ECM z relacją kointegrującą zdefiniowaną modelem TAR.

Pogrubioną czcionką: relację między cenami możemy uznać za asymetryczną.

^a odrzucamy hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$.

^b odrzucamy hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Źródło: opracowanie własne.

Tablica 4. Wyniki analizy modelu ECM z asymetryczną relacją kointegrującą zdefiniowaną modelem MTAR dla poszczególnych par zmiennych

Gatunek ropy naftowej	Gatunek paliwa					LPG bez podatków
	EuroSuper 95 at-the-pump	Diesel at-the-pump	LPG at-the-pump	EuroSuper 95 bez podatków	Diesel bez podatków	
Model TAR ($\tau = 0$)						
WTI	$\hat{\rho}_1 = -0,189$ [-4,69] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,142$ [-3,86] ^b $F_1 = 18,39^b$ $F_2 = 0,73$	$\hat{\rho}_1 = -0,152$ [-3,67] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,159$ [-4,38] ^b $F_1 = 16,34^b$ $F_2 = 0,02$	$\hat{\rho}_1 = -0,058$ [-1,99] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,089$ [-3,53] ^b $F_1 = 8,23^b$ $F_2 = 0,66$	$\hat{\rho}_1 = -0,207$ [-5,43] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,109$ [-3,04] ^b $F_1 = 19,37^b$ F2 = 3,43a $\hat{a}_1 = -0,007$ [-0,24] $\hat{a}_2 = -0,086$ [-3,23] ^b	$\hat{\rho}_1 = -0,210$ [-5,55] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,099$ [-2,64] ^b $F_1 = 18,89^b$ F2 = 4,32b $\hat{a}_1 = 0,053$ [1,92] ^a $\hat{a}_2 = 0,008$ [0,26]	$\hat{\rho}_1 = -0,064$ [-2,25] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,076$ [-3,09] ^b $F_1 = 7,30^b$ $F_2 = 0,10$
Brent	$\hat{\rho}_1 = -0,123$ [-3,94] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,081$ [-2,60] ^b $F_1 = 11,17^b$ $F_2 = 0,94$	$\hat{\rho}_1 = -0,144$ [-4,02] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,103$ [-3,03] ^b $F_1 = 12,68^b$ $F_2 = 0,69$	$\hat{\rho}_1 = -0,038$ [-1,68] $\hat{\rho}_2 = -0,056$ [-2,60] ^b $F_1 = 4,79$ $F_2 = 0,36$	$\hat{\rho}_1 = -0,162$ [-4,33] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,152$ [-4,07] ^b $F_1 = 17,66^b$ $F_2 = 0,04$	$\hat{\rho}_1 = -0,165$ [-4,20] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,137$ [-3,77] ^b $F_1 = 15,96^b$ $F_2 = 0,26$	$\hat{\rho}_1 = -0,044$ [-1,94] ^a $\hat{\rho}_2 = -0,052$ [-2,35] ^b $F_1 = 4,65$ $F_2 = 0,06$
Urals	$\hat{\rho}_1 = -0,123$ [-3,86] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,083$ [-2,66] ^b $F_1 = 10,99^b$ $F_2 = 0,75$	$\hat{\rho}_1 = -0,144$ [-4,29] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,089$ [-2,49] ^b $F_1 = 12,31^b$ $F_2 = 1,26$	$\hat{\rho}_1 = -0,075$ [-3,39] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,189$ [-2,84] ^b $F_1 = 6,10^a$ F2 = 3,19a $\hat{a}_1 = -0,052$ [-2,38] ^b $\hat{a}_2 = -0,063$ [-2,42] ^b	$\hat{\rho}_1 = -0,197$ [-5,42] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,108$ [-2,86] ^b $F_1 = 18,76^b$ $F_2 = 1,91$ $\hat{a}_1 = -0,084$ [-1,36] $\hat{a}_2 = -0,177$ [-5,43] ^b	$\hat{\rho}_1 = -0,209$ [-5,62] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,089$ [-2,29] ^b $F_1 = 18,44^b$ F2 = 5,02b $\hat{a}_1 = -0,005$ [-0,15] $\hat{a}_2 = -0,050$ [-2,51] ^b	$\hat{\rho}_1 = -0,076$ [-3,39] ^b $\hat{\rho}_2 = -0,019$ [-0,85] $F_1 = 6,12^a$ F2 = 3,04a $\hat{a}_1 = -0,048$ [-2,45] ^b $\hat{a}_2 = -0,047$ [-2,39] ^b

W ramach przeprowadzonego badania dokonano osiemnastu estymacji równań 14, 17 oraz 22 oddzielnie dla poszczególnych kombinacji par zmiennych: gatunek paliwa – gatunek ropy naftowej. Logarytm naturalny cen danego gatunku paliwa w modelu odgrywa rolę zmiennej endogenicznej, a logarytm cen danego gatunku ropy naftowej odgrywa rolę zmiennej egzogenicznej.

Oznaczenia zmiennych i wyników: WTI – logarytm naturalny cen ropy naftowej WTI (USD za baryłkę), Brent – logarytm naturalny cen ropy naftowej Brent (USD za baryłkę), Urals – logarytm naturalny cen ropy naftowej Urals (USD za baryłkę), EuroSuper 95 – logarytm naturalny cen benzyny EuroSuper 95 (USD za litr), Diesel – logarytm naturalny cen oleju napędowego (USD za litr), LPG – logarytm naturalny cen autogazu (USD za litr). W powyższych oznaczeniach sformułowanie „at-the-pump” odnosi się do ceny finalnej, jaką płaci na stacji konsument, a „bez podatków” do ceny finalnej pomniejszonej o obciążenia podatkowe (VAT, akcyzę, opłatę paliwową);

$\hat{\rho}_1, \hat{\rho}_2$ – oszacowanie parametrów ρ_1 i ρ_2 z równania 14 (statystyki testu t w nawiasach) reprezentującego relację kointegrującą zdefiniowaną modelem MTAR;

F_1, F_2 – wyniki test F (zob. równanie 7) dla zespołów hipotez zdefiniowanych wzorami odpowiednio 18 i 19 (F_1) oraz 20 i 21 (F_2);

\hat{a}_1, \hat{a}_2 – oszacowania parametrów a_1, a_2 z równania 22 (statystyki testu t w nawiasach) reprezentującego model ECM z relacją kointegrującą zdefiniowaną modelem MTAR.

Pogrubioną czcionką: relację między cenami możemy uznać za asymetryczną.

a) odrzucamy hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$

b) odrzucamy hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$

Źródło: opracowanie własne.

Analiza cen ropy naftowej WTI oraz Brent wskazuje, że choć nie możemy wykluczyć istnienia relacji długookresowej między tymi cenami a cenami paliw, to nie możemy również mówić o istnieniu asymetrii pomiędzy cenami paliw a cenami tych gatunków. Jedynie w przypadku modelu MTAR istotna statystycznie okazała się asymetria w reakcji cen benzyny i oleju napędowego przed opodatkowaniem na odchylenia od równowagi między tymi cenami i cenami gatunku WTI (tabl. 4). W pozostałych testach nie otrzymano podobnej zależności. Socha wykazał, że po 2004 r. widoczne jest zachwianie obowiązujących w latach wcześniejszych relacji pomiędzy cenami WTI, Brent i Urals oraz spadek znaczenia ropy naftowej WTI, co może wyjaśniać przyczynę, dla której asymetria nie jest widoczna w relacji pomiędzy cenami paliw a cenami ropy naftowej WTI i Brent [Socha, 2013, s. 29]. Kliesen i Owyang starali się wskazać, czy zachwianie dyferencjału pomiędzy ropą naftową Brent a WTI, do jakiego doszło po 2009 r., ma wpływ na prognozowanie cen produktów rafineryjnych, i który z tych gatunków paliwa będzie bardziej przewidywalny pod względem ceny [Kliesen, Owyang, 2011, s. 1–2]. Na podstawie danych z okresu od stycznia 2009 r. do lipca 2011 r. stwierdzili, że od stycznia 2011 r. predykcje oparte na ropie naftowej Brent przyniosły mniejsze błędy szacunku, niż te oparte na WTI. Ropa naftowa Urals nie stanowi jednoznacznego odzwierciedlenia cen WTI i Brent, a po części kształtowana jest przez niezależne trendy – np. wzrost popytu na ropę naftową ze strony państw azjatyckich powoduje, że Rosja podejmuje działania dla ustanowienia w handlu międzynarodowym własnego benchmarku cenowego tj. cen gatunku ESPO.

Podsumowanie

Wbrew powszechnie uznawanej za prawdziwą dla polskiego rynku paliwowego opinii, że spadek cen ropy naftowej przekłada się wolniej na zmianę cen benzyny niż wzrost cen surowca, na podstawie otrzymanych rezultatów możemy uznać za wysoce prawdopodobne, iż w przypadku polskiego rynku detalicznego paliw płynnych nie mamy do czynienia z występowaniem takiej asymetrii w analizowanej próbie. Krajowy rynek paliwowy jest silnie zależny od cen rosyjskiej ropy naftowej Urals, która bezpośrednio determinuje wahania cen benzyny EuroSuper 95, oleju napędowego oraz gazu LPG. Brak asymetrii w przypadku cen benzyny może stanowić również przesłankę do przypuszczenia, że struktura rynku wolna jest od mechanizmów ograniczających wolnorynkowe kształtowanie się cen tego paliwa, mimo iż na polskim rynku paliwowym 56% stacji benzynowych kontrolowanych jest przez koncerny (21% to koncerny zagraniczne, 35% koncerny krajowe), a jedynie 35% to firmy niezrzeszone w grupach zakupowych lub franczyzach powiązanych z największymi koncernami naftowymi. Ważnym elementem, który wpływa na zachowania części detalicznej rynku paliw w Polsce może być rynek hurtowy – jedynie dwa podmioty na krajowym rynku przetwarzają ropę naftową na paliwa płynne, tym

samym zaopatrują 75% stacji benzynowych, ale są to podmioty kontrolowane przez Skarb Państwa, a więc w ich interesie nie leży opóźnianie dostosowań cen hurtowych do sytuacji na światowym rynku. Asymetria w reakcji cen paliw na odchylenia od długookresowej równowagi z cenami ropy naftowej Urals widoczna jest w przypadku cen oleju napędowego i gazu LPG. Taki stan rzeczy może być tłumaczony na tle struktury konsumpcji tych paliw i różnic cenowych w okresie badania. W przypadku polskiego rynku widoczne są różnice w relacjach cen ropy naftowej i benzyny oraz cen ropy naftowej i oleju napędowego, co może być wyjaśniane na gruncie teorii poszukiwań. Za wysoce prawdopodobne możemy uznać wnioski nawiązujące do tych przedstawionych przez Al-Gudhea, Kenca i Dibooglu oraz Adilova i Samavatiego, którzy wskazują, że istota asymetrii może być warunkowana ze względu na stopień skłonności konsumentów do poszukiwania informacji na temat cen paliw na różnych stacjach [Al-Gudhea, Kenc, Dibooglu, 2007, s. 573; Adilov, Samavati, 2009, s. 62–63]. Benzyna stanowi podstawowy wyznacznik sytuacji na krajowym rynku paliwowym, jest paliwem o najwyższej cenie i w głównej mierze nabywanym przez gospodarstwa domowe. Otrzymane wyniki mogą świadczyć o tym, że stacje paliw, konkurując między sobą, będą w pierwszej kolejności dostosowywały jej ceny do zmian zachodzących na światowych rynkach, świadome, iż dla konsumentów stanowi ona kluczowy punkt do kształtowania percepcji o poziomie cen danego sprzedawcy na tle rynku. Gaz LPG to paliwo o cenie o ok. 60% niższej od ceny benzyny, a więc stacjom paliw łatwiej jest utrzymać cenę w okresie spadku cen ropy naftowej. Spowodowane jest to również tym, że klienci nie są w stanie łatwo odnieść obniżek cen benzyny na mechanizm determinujący ceny gazu LPG. Olej napędowy stanowi w głównej mierze paliwo wykorzystywane przez przedsiębiorstwa, a więc możemy mówić o istnieniu pewnej możliwości utrzymywania stałego poziomu cen w okresach spadku cen ropy naftowej, w szczególności jeśli nie mówimy o przedsiębiorstwach, dla których cena paliwa stanowi jeden ze wskaźników ryzyka prowadzonej działalności gospodarczej (np. profesjonalny transport).

W przedmiotowej literaturze podobne badania dotyczące wpływu cen ropy naftowej na ceny paliw prowadzone były przy wykorzystywaniu różnych modeli oraz danych o różnej częstotliwości. Co więcej, Perdiguero-García wskazuje, że obecnie, w okresie wysokiej zmienności cen ropy naftowej możliwości na istnienie asymetrii mogą być coraz bardziej ograniczone [Perdiguero-García, 2010, s. 20]. Kolejnym etapem zgłębienia przedstawionej w artykule problematyki mogłaby być analiza przestrzenna regionalnych rynków paliw na poziomie np. województw, dzięki czemu można starać się odpowiedzieć na pytanie, w jaki sposób koncentracja regionalnego rynku wpływa na szybkość dostosowań cen produktów finalnych na wahania ceny surowca. Na przykład dla rynku amerykańskiego, Duffy-Deno wskazuje, że globalne spojrzenie uśrednia lokalne różnice, a wyniki mogą być różne jeśli rozpatrujemy problem na poziomie rynku paliw w skali kraju i skali stanu [Duffy-Deno, 1996, s. 83]. Uzyskane w ten sposób wyniki pozwoliłyby określić, czy otrzymane w ramach

przeprowadzonego badania empirycznego wnioski mają charakter ogólny w skali całego kraju, czy na poziomie regionalnym istnieją od niej odstępstwa oraz w przypadku potwierdzenia tych przypuszczeń możliwa byłaby próba odpowiedzi na pytanie, co leży u podłoża różnic.

Bibliografia

- Adilov N., Samavati H. [2009], *Pump prices and Oil Prices: A Tale of Two Directions*, "Atlantic Economic Journal", vol. 37, no. 1, s. 51–64.
- Al-Gudhea S., Kenc T., Dibooglu S. [2007], *Do Retail Gasoline Prices Rise More Readily than they Fall? A Threshold Cointegration Approach*, "Journal of Economics and Business", vol. 59, no. 6, s. 560–574.
- Amano R.A., van Norden S. [1998], *Oil Prices and the Rise and Fall of the US Real Exchange Rate*, "Journal of International Money and Finance", vol. 17, no. 2, s. 299–316.
- Asche F., Gjøølberg O., Völker T. [2003], *Price Relationships in the Petroleum Market: an Analysis of Crude oil and Refined Product Prices*, "Energy Economics", vol. 25, no. 3, s. 289–301.
- Asche F., Misund B., Sikveland M. [2013], *The Relationship Between Spot and Contract Gas Prices in Europe*, "Energy Economics", vol. 38, no. 3, s. 212–217.
- Bachmeier L.J., Griffin J.M. [2003], *New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses*, The MIT Press, "The Review of Economics and Statistics", vol. 85, no. 3, s. 772–776.
- Bacon R.W. [1991], *Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of U.K. Retail Gasoline Prices to Cost Changes*, "Energy Economics", vol. 13, no. 3, s. 211–218.
- Bakhat M., Würzburg K. [2013], *Co-Integration of Oil and Commodity Prices: A Comprehensive Approach*, "Economics of Energy", Working Papers, s. 1–24.
- Balke N.S., Brown S.P.A., Yücel M.K. [1998], *Crude Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship?*, "Economic and Financial Policy Review", vol. 13, no. 1, s. 2–11.
- Borenstein S., Cameron C.A., Gilbert R. [1997], *Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?*, "The Quarterly Journal of Economics", vol. 112, no. 1, s. 305–339.
- Chan K.S. [1993], *Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model*, "The Annals of Statistics", vol. 21, no. 1, s. 520–533.
- Chen L.-H., Finney M., Lai K.S. [2005], *A Threshold Cointegration Analysis of Asymmetric Price Transmission from Crude Oil to Gasoline Prices*, "Economics Letters", vol. 89, no. 2, s. 233–239.
- Chou K.-W., Chang Ch.-Y., Hu F. [2013], *An Empirical Study of Asymmetric Pricing in Retail Gasoline and Diesel Markets in Taiwan, Japan, South Korea and Singapore*, "International Journal of Financial Research", vol. 4, no. 3, s. 35–42.
- Duffy-Deno K.T. [1996], *Retail Price Asymmetries in Local Gasoline Markets*, "Energy Economics", vol. 18, no. 1–2, s. 81–92.
- Enders W., Granger C.W.J. [1998], *Unit-root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates*, "Journal of Business and Economic Statistics", vol. 16, no. 3, s. 304–311.
- Enders W., Siklos P.L. [2001], *Cointegration and Threshold Adjustment*, "Journal of Business and Economic Statistics", vol. 19, no. 2, s. 166–176.

- Engle R.F., Granger C.W.J. [1987], *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, "Econometrica", vol. 55, no. 2, s. 251–276.
- Granger C.W.J., Lee T.H. [1989], *Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Non-Symmetric Error Correction Models*, "Journal of Applied Econometrics. Supplement Issue on Topics in Applied Econometrics", vol. 4, s. 145–159.
- Grasso M., Manera M. [2007], *Asymmetric Error Correction Models for the Oil-Gasoline Price Relationship*, "Energy Policy", vol. 35, no. 1, s. 156–177.
- Gujarati D.N. [2004], *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, New York, s. 1002.
- Johnson R.N. [2002], *Search Cost, Lags and Price at the Pump*, "Review of Industrial Organization", vol. 20, no. 1, s. 33–50.
- Kaufmann R., Ullman B. [2009], *Oil Prices, Speculation, and Fundamentals: Interpreting Causal Relations Among Spot and Futures Prices*, "Energy Economics", vol. 31, no. 4, s. 550–558.
- Kliesen K., Owyang M. [2011], *Using Brent and WTI Oil Prices to Predict Gasoline Prices*, "Economic Synopses, Federal Reserve Bank of St. Louis", vol. 36, s. 1–2.
- Lamotte O., Porcher T., Schalck Ch., Silvestre S. [2012], *Asymmetric Gasoline Price Responses in France*, "Applied Economics Letters", vol. 20, no. 5, s. 458–461.
- Liu M.-H., Margaritis D., Tourani-Rad A. [2010], *Is there an Asymmetry in the Response of Diesel and Petrol Prices to Crude Oil Price Changes? Evidence from New Zealand*, "Energy Economics", vol. 32, no. 4, s. 936–932.
- Peltzman S. [2000], *Price Rise Faster than they Fall*, "The Journal of Political Economy", vol. 108, no. 3, s. 466–502.
- Perdiguero-García J. [2010], *Symmetric or Asymmetric Gasoline Prices? A Meta-Analysis Approach*, Working Paper, Research Institute of Applied Economics, Barcelona University, s. 34.
- POGP [2013], *Raport roczny 2012*, red. K. Gera, A. Olechowski, M. Szozda, Polska Organizacja Gazu Płynnego, Warszawa, s. 49.
- POPiHN [2013], *Przemysł i handel naftowy 2012, Raport roczny Polskiej Organizacji Przemysłu i Handlu Naftowego*, Polska Organizacja Przemysłu i Handlu Naftowego, Warszawa, s. 50.
- Potocki W. [2009], *Mechanizmy kształtujące cenę ropy naftowej w teorii i rzeczywistości*, „Gospodarka Narodowa”, nr 10 (218), s. 1–32.
- Radchenko S. [2005a], *Lags in the Response of Gasoline Prices to Changes in Crude Oil Prices: The Role of Short-Term and Long-Term Shocks*, "Energy Economics", vol. 27, no. 4, s. 573–602.
- Radchenko S. [2005b], *Oil Price Volatility and the Asymmetric Response of Gasoline Prices to Oil Price Increases and Decreases*, "Energy Economics", vol. 27, no. 5, s. 708–730.
- Rodrigues J. [2009], *Asymmetries in the Adjustment of Motor Diesel and Gasoline Pump Prices in Europe*, AdC Working Paper no. 37, s. 55.
- Shafiee S., Topal E. [2010], *A Long-Term View of Worldwide Fossil Fuel Prices*, "Applied Energy", vol. 87, no. 3, s. 988–1000.
- Sen A. [2003], *Higher Prices at Canadian Gas Pumps: International Crude Oil Prices or Local Market Concentration? An Empirical Investigation*, "Energy Economics", vol. 25, no. 3, s. 269–288.
- Socha R. [2013], *Analiza relacji cen wybranych gatunków ropy naftowej*, „Polityka Energetyczna”, t. 16, nr 2, s. 17–31.

- Stigler G.J. [1961], *The Economics of Information*, "Journal of Political Economy", vol. 69, no. 3, s. 213–225.
- Wane A., Gilbert S., Dibooglu S. [2004], *Critical Values of the Empirical F-Distribution for Threshold Autoregressive and Momentum Threshold Autoregressive Models*, Discussion Papers, Department of Economics, Southern Illinois University, Discussion Paper, no. 23, s. 1–16.
- Welfe A. [2003], *Ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa, s. 373.
- Zamojska A. [2007], *Zastosowanie modelu TAR w analizie nieliniowych szeregów czasowych*, Dynamiczne Modele Ekonometryczne, X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, Toruń 2007, s. 8.

ASYMMETRY BETWEEN CRUDE OIL AND RETAIL FUEL PRICES IN POLAND

Summary

The article explores an asymmetry between the prices of crude oil on international markets and the prices of fuel at Polish gas stations. According to the author, retail fuel prices in Poland tend to change faster when the price of crude oil increases rather than when it falls. The author conducts an empirical investigation using a cointegration analysis followed by more complex approaches: an asymmetric error correction model (ECM) and an ECM model with threshold cointegration.

The study found an asymmetric relationship between the price of crude oil and pump prices in the case of liquefied petroleum gas (LPG) and diesel fuel and no asymmetry for gasoline, the author says. Moreover, when the price of crude oil increases, diesel fuel prices at Polish gas stations tend to respond almost twice as fast as when the price of crude oil decreases, Socha says. This can be attributed to price differences between various types of fuel and differences in the structure of consumers, according to the author. Gasoline is the most expensive fuel and from a customer's point of view it is a good benchmark for current trends on the Polish fuel market, the author argues. He adds that the rising price of crude oil on the global market after 2004 was the main reason for increased fuel prices at Polish gas stations. In the case of gasoline, retailers have been ready to adjust prices to changes in market conditions almost immediately because gasoline is mostly bought by households, Socha says. In the case of diesel fuel, price adjustment has often been delayed, the author argues, because this type of fuel is predominately purchased by businesses.

Keywords: price, crude oil, liquid fuels, asymmetry, cointegration

JEL classification codes: C22, C52, Q31
