

Wpływ cen paliw na procesy inflacyjne w polskiej gospodarce

Katarzyna Leszkiewicz-Kędzior*

Nadesłany: 31 marca 2015 r. Zaakceptowany: 15 maja 2015 r.

Streszczenie

Celem artykułu jest zidentyfikowanie mechanizmów oddziaływania zmian cen paliw na procesy inflacyjne w gospodarce polskiej. Próbę określenia tego wpływu podjęto na przykładzie oleju napędowego jako paliwa o strategicznym znaczeniu dla przemysłu i transportu. Wnioskowanie zostało przeprowadzone w ramach wielowymiarowej analizy kointegracyjnej przy użyciu wektorowego modelu korekty błędem. Obejmowało ono poszukiwanie długookresowych zależności przyczynowo-skutkowych pomiędzy detaliczną ceną produktu rafineryjnego, cenami dóbr i usług konsumpcyjnych oraz kursem walutowym. Wykazano, że wpływ wyłącznie finalnej ceny oleju napędowego na ceny krajowe płacone przez konsumenta, wynikający z efektów pierwszej rundy, jest znacznie wyższy niż bezpośredni udział całej grupy paliw w koszyku konsumpcyjnym, na podstawie którego konstruowany jest indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych. Powoduje to, że znaczna część tej transmisji odbywa się pośrednio, przez ceny producenta, i wynika z istotnej roli paliw jako składnika kosztów produkcji.

Słowa kluczowe: ceny paliw, inflacja, realny kurs walutowy, model CHEER, kointegracja

JEL: C51, E31, F31

* Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych;
e-mail: emfkal@uni.lodz.pl.

1. Wstęp

Obserwowane w ostatniej dekadzie silne wahania cen ropy naftowej na rynkach światowych mogą mieć poważne negatywne skutki dla funkcjonowania gospodarek krajów importujących znaczne ilości tego surowca (por. Lardic, Mignon 2006). Ropa naftowa jest przede wszystkim jednym z najważniejszych czynników wykorzystywanych w produkcji przemysłowej, więc zmiany jej ceny silnie wpływają na całkowite rozmiary produkcji krajowej. Mechanizm ten można opisać następująco. Wzrost ceny ropy naftowej na rynkach światowych prowadzi – zarówno w bezpośrednio, jak i pośrednio, przez wzrost cen paliw – do znacznego wzrostu jednostkowych kosztów produkcji. Jeśli krajowi producenci w reakcji na wyższe koszty surowca decydują się podnieść ceny finalne swoich produktów, wówczas następuje wzrost ogólnego poziomu cen w gospodarce, mierzonego np. indeksem cen dóbr i usług konsumpcyjnych. To z kolei prowadzi do wzrostu krajowych stóp procentowych na skutek polityki pieniężnej banku centralnego (por. Brown, Yücel 1999). W rezultacie wysoki rynkowy koszt kapitału przyczynia się do rezygnacji zarówno firm, jak i gospodarstw domowych z finansowania kredytem różnego rodzaju przedsięwzięć, np. zakupu mieszkania, samochodu, rozbudowy fabryki, a zatem do spadku konsumpcji oraz inwestycji, a w dłuższej perspektywie do zmniejszenia produkcji krajowej (efekt podażyowy, por. np. Abel, Bernanke 2001; Brown, Yücel 1999). Należy również dodać, że jeśli hossa na światowym rynku ropy naftowej jest długotrwała, może przyczyniać się do zmian w strukturze produkcji i powodować wzrost bezrobocia. Wzrost cen ropy zmniejsza bowiem rentowność przedsiębiorstw w sektorach energochłonnych, zachęcając do poszukiwania mniej ropochłonnych rozwiązań technologicznych. Wprowadzane zmiany generują następnie realokację kapitału i siły roboczej pomiędzy gałęziami produkcji, co może wpływać na bezrobocie w długim okresie (por. Loungani 1986).

Silne uzależnienie współczesnego przemysłu od importowanej ropy naftowej (szczególnie w krajach rozwiniętych i rozwijających się) stało się bodźcem do rozwoju badań empirycznych. Ich przedmiotem jest zarówno analiza wpływu światowej ceny surowca bezpośrednio na aktywność gospodarczą (por. np. He, Wang, Lai 2010; Huang, Hwang, Peng 2005; Lardic, Mignon 2006; Yeh, Hu, Lin 2012), jak i badanie pośrednich kanałów oddziaływania, tj. związków między ceną ropy naftowej a polityką monetarną (stopami procentowymi), inflacją, rynkiem papierów wartościowych, kursem walutowym i bezrobociem (por. np. Castillo, Montoro, Tuesta 2010; Chen 2009; Chen, Chen 2007; Cologni, Manera 2008; Cuñado, de Gracia 2003; Doğrul, Soytas 2010; Papapetrou 2001; Rahman, Serletis 2010).

Spśród opisanych powyżej mechanizmów transmisji szczególnie interesujący wydaje się efekt inflacyjny. Zanim w wyniku szoku cenowego na globalnym rynku surowców zmiany cen ropy naftowej znajdą pełne odzwierciedlenie w wielkości produkcji krajowej, ceny surowca oraz powstałych na jego bazie produktów gotowych wpływają na krajowy poziom cen. Oddziaływanie cen ropy naftowej oraz paliw na inflację odbywa się kilkoma kanałami. Po pierwsze, ceny produktów rafineryjnych, jako grupy dóbr w koszyku konsumpcyjnym, są bezpośrednio uwzględniane przy konstrukcji indeksu cen dóbr i usług konsumpcyjnych. Po drugie, ropa naftowa oraz produkty pochodne wykorzystywane są w procesach produkcyjnych w wielu branżach przemysłu oraz w transporcie. Wzrost ich cen przyczynia się zatem do zwiększenia kosztów produkcji, co zwykle powoduje wzrost inflacji. Dotychczasowe badania empiryczne efektu inflacyjnego nie są zbyt liczne, przy czym powstałe opracowania ograniczają się zazwyczaj do analizy zależności między inflacją a ceną ropy naftowej (por. np. Álvarez i in. 2011; Castro, Poncela, Senra 2012; Chen 2009; Kiptui 2009; Misztal 2011; O'Brien, Weymes 2010; Shaari, Hussain, Abdullah 2012) albo cenami produktów ropopochodnych (por. np. Bobai 2012; Perera 2009). Ignoruje

się przy tym fakt, że związki te nie są rozłączne. Ropa naftowa jest bowiem podstawowym surowcem stosowanym do produkcji paliw płynnych, co oznacza, że wszelkie zmiany cen na rynkach globalnych znajdują odzwierciedlenie w cenach produktów rafineryjnych. Dodatkowo, większość wymienionych badań opiera się na modelach jednowymiarowych (np. modele korekty błędem, modele autoregresyjne), podczas gdy wpływ cen ropy naftowej i produktów paliwowych na inflację ma charakter złożony, a zatem analiza empiryczna wymaga w tym przypadku zastosowania metod wielowymiarowych.

W prezentowanym badaniu podjęto próbę kwantyfikacji wpływu cen paliw na ogólny poziom cen w polskiej gospodarce. W tym celu skonstruowany został model inflacji uwzględniający kanały oddziaływania zmian ceny baryłki ropy Brent (ceny referencyjnej w Europie) oraz finalnej ceny oleju napędowego (jako paliwa o największym udziale w krajowym zużyciu produktów ropopochodnych) na indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych. Ze względu na silny związek krajowego sektora rafineryjnego ze światowym rynkiem surowców oraz produktów ropopochodnych istotna część badania dotyczyła również modelowania kursu walutowego. Wnioskowanie przeprowadzono za pomocą wektorowego modelu korekty błędem (VECM) w ramach wielowymiarowej analizy kointegracyjnej na podstawie szeregów czasowych obejmujących okres od stycznia 2000 r. do grudnia 2012 r.

2. Związki między cenami paliw a procesami inflacyjnymi

Oddziaływanie zmian cen ropy naftowej i paliw na ogólny poziom cen w gospodarce zilustrowano na schemacie 1. Należy dodać, że wprawdzie cena surowca na rynku globalnym determinowana jest przez wiele czynników: makroekonomicznych, geopolitycznych, związanych z łańcuchem dostaw (por. np. Leszkiewicz-Kędzior 2014; Schofield 2007), jednak cena ropy naftowej traktowana jest w analizowanym systemie jako zmienna egzogeniczna, a jej zmiany stanowią impuls pierwotny, uruchamiający rozważany mechanizm transmisji.

Wzrost ceny ropy naftowej (w USD) na rynkach światowych powoduje, zgodnie z efektem transferu dobrobytu, deprecjację waluty krajowej względem dolara amerykańskiego. Rosnące ceny importowanej ropy naftowej, przy jednocześnie niskiej elastyczności cenowej popytu krajowego, prowadzą bowiem do wzrostu zobowiązań z tytułu importu surowca i deficytu bilansu płatniczego gospodarki importera, co wpływa na osłabienie waluty narodowej. Następnie wzrost kursu waluty krajowej wobec dolara oraz globalnej ceny surowca powoduje podwyżkę ceny ropy naftowej wyrażonej w walucie narodowej. Wraz z narzutami podatkowymi prowadzi to ostatecznie do wzrostu ceny finalnej produktu ropopochodnego (poszczególne etapy kreacji detalicznej ceny paliwa w Polsce opisane zostały w pracach Leszkiewicz-Kędzior 2014 oraz Leszkiewicz-Kędzior i Welfe 2014).

Na kolejnym etapie oddziaływanie zmian cen paliw na procesy inflacyjne można podzielić na tzw. efekty pierwszej i drugiej rundy (ang. *first- and second-round effects*, por. O'Brien, Weymes 2010). Pierwszy z efektów polega na impulsowym wpływie zmian detalicznych cen paliw na ceny konsumenta i następuje dwoma kanałami. Po pierwsze, wzrost cen wyrobów rafineryjnych znajduje bezpośrednie odzwierciedlenie w ogólnym poziomie cen w gospodarce, w stopniu równym udziałowi tej grupy dóbr w koszyku konsumpcyjnym, na podstawie którego konstruowany jest indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych (w Polsce udział ten waha się w przedziale 5–7%). Po drugie, transmisja zmian cen paliw następuje pośrednio przez podniesienie cen producenta, gdyż wzrost cen produktów ropopochodnych powoduje zwiększenie kosztów produkcji pozostałych dóbr i usług, szczególnie w energochłonnych sektorach

przemysłu, oraz wzrost kosztów transportu i dystrybucji. W rezultacie rzeczywisty wpływ cen paliw na procesy inflacyjne w gospodarce narodowej, wynikający z efektów pierwszej rundy, jest połączeniem efektu bezpośredniego i pośredniego. Efekty drugiej rundy, w przeciwieństwie do opisanej powyżej impulsowej transmisji zmian cen, mogą wywoływać długotrwałe tendencje inflacyjne, stąd postrzegane są jako bardziej niebezpieczne dla stabilności cen w gospodarce. Wzrost cen konsumpcyjnych, będący efektem pierwszej rundy, może bowiem prowadzić do zwiększenia oczekiwań inflacyjnych, który następnie wywoła presję na wzrost cen w przyszłości. Efekty drugiej rundy mogą również uruchamiać sprzężenie cenowo-płacowe (spiralę inflacyjną). Próby opisu spirali inflacyjnej w polskiej gospodarce podejmowano m.in. w pracach: Kęblowski, Majsterek, Welfe (2008), Majsterek, Welfe (2012), Welfe, Majsterek, Florczak (1994); Welfe, Kelm, Majsterek (2002) oraz Welfe, Majsterek (1999; 2001).

3. Postać modelu

W celu kwantyfikacji łącznego wpływu (bezpośredniego i pośredniego) zmian detalicznej ceny oleju napędowego na indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych, wynikającego z tzw. efektów pierwszej rundy, zweryfikowano empirycznie system równań opisujących zależności długookresowe pomiędzy cenami dóbr i usług konsumpcyjnych, ceną finalną netto oleju napędowego oraz kursem walutowym (małe litery oznaczają logarytmy zmiennych):

$$ex_t + ex_t^* + p_t^* - p_t = \beta_4^{ex} (LT_t - LT_t^*) + \beta_6^{ex} \left(\frac{WIG_t}{DAX_t} \right) + \beta_{12}^{ex} \quad (1a)$$

$$rp_t^{ON} = \beta_8^{rp} (bdol_t + ex_t) + (1 - \beta_8^{rp}) tax_t^{ON} + \beta_{12}^{rp} \quad (1b)$$

$$p_t = \beta_7^p rp_t^{ON} + \beta_{10}^p (wc - az) + (1 - \beta_7^p - \beta_{10}^p) imp_t + \beta_{12}^p \quad (1c)$$

gdzie:

- ex – nominalny kurs walutowy PLN/USD,
- ex^* – nominalny kurs walutowy USD/EUR,
- p – ceny dóbr i usług konsumpcyjnych w Polsce,
- p^* – ceny dóbr i usług konsumpcyjnych w strefie euro,
- LT – długookresowa stopa procentowa w Polsce,
- LT^* – długookresowa stopa procentowa w strefie euro,
- WIG – polski indeks giełdowy WIG,
- DAX – niemiecki indeks giełdowy DAX,
- rp^{ON} – cena detaliczna oleju napędowego,
- $bdol$ – cena baryłki ropy Brent (w USD),
- tax^{ON} – narzuty podatkowe na cenę oleju napędowego,
- wc – średnia nominalna płaca brutto w przemyśle,
- z – wydajność pracy w przemyśle,
- imp – ceny transakcyjne dóbr importowanych.

Równanie (1a) definiuje kurs walutowy PLN/EUR jako kurs krzyżowy, wynikający z iloczynu kursów walutowych PLN/USD i USD/EUR. Równanie to stanowi pewnego rodzaju kompromis między bezpośrednim wprowadzaniem do modelu kursu walutowego PLN/EUR a modelowaniem za pomocą zależności przyczynowo-skutkowych kursu PLN/USD (por. Leszkiewicz-Kędzior 2011). W pierwszym przypadku konieczne jest bowiem wyrażenie ceny ropy naftowej w walucie europejskiej, podczas gdy w rzeczywistości ceny surowca i paliw notowane są na rynkach światowych w dolarach. Dolar amerykański pełni bowiem funkcję waluty globalnej. Oznacza to, że jego kurs odzwierciedla m.in. zmiany awersji do ryzyka w gospodarce światowej, np. na skutek turbulencji na rynkach finansowych, katastrof naturalnych czy działań wojennych. Coraz częściej obserwuje się zatem dywergencję pomiędzy notowaniami dolara a czynnikami o charakterze fundamentalnym, co znacznie utrudnia objaśnianie relacji walutowych, w których jedną stronę stanowi waluta amerykańska. Z kolei modelowanie kursu PLN/EUR jest uzasadnione z punktu widzenia polskiej gospodarki. Głównym partnerem handlowym Polski są bowiem Niemcy, z którymi wymiana stanowi około 25% całkowitego handlu zagranicznego (w 2011 r. udział obrotów handlu z Niemcami wyniósł 24,1%). Biorąc pod uwagę wszystkie kraje członkowskie strefy euro, wymiana w walucie europejskiej stanowi już niemal 50% wartości przepływów pieniężnych z tytułu handlu międzynarodowego ogółem (w 2011 r. udział obrotów handlu zagranicznego pomiędzy Polską a krajami wspólnego obszaru walutowego wyniósł 46%). Dodatkowo, znaczna część transakcji kapitałowych oraz inwestycyjnych jest rozliczana w euro, co świadczy o tym, że kurs PLN/EUR ma strategiczne znaczenie dla polskiej gospodarki.

Równanie detalicznej ceny netto oleju napędowego (1b) przedstawia w uproszczony sposób proces kreacji finalnej ceny paliwa (por. Leszkiewicz-Kędzior 2014; Leszkiewicz-Kędzior, Welfe 2014). Jako jego podstawę przyjęto relację, która bezpośrednio łączy detaliczną cenę produktu rafineryjnego z wyrażoną w złotych ceną ropy naftowej, a więc skrajne ogniwa procesu cenotwórczego, tj. cenę surowca i finalną cenę gotowego produktu, będącego efektem przetworzenia tego surowca. Dodatkowo, specyfikację równania poszerzono o narzuty podatkowe obejmujące akcyzę i opłatę paliwową.

Postać równania ogólnego poziomu cen w gospodarce (1c) jest wynikiem akceptacji kosztowej teorii inflacji (por. np. Welfe, Kelm, Majsterek 2002; Welfe, Majsterek 1999; Welfe, Majsterek 2001). Wśród czynników kosztowych wyodrębniono przy tym koszty paliw jako czynnik odgrywający ważną rolę w procesie kształtowania cen. Wymagało to dodatkowej modyfikacji, polegającej na wyłączeniu z indeksu cen importu ropy naftowej Ural importowanej z Rosji.

Model opisany wzorem (1a)–(1c) jest wynikiem przyjęcia następujących hipotez. Kurs walutowy PLN/EUR, w myśl koncepcji CHEER, kształtuje się w długim okresie zgodnie z parytetem siły nabywczej (zależy od relacji cen w Polsce i strefie euro). W krótkim okresie możliwe jest odchylenie kursu walutowego od długookresowej równowagi ze względu na występowanie niezerowego dysparytetu stóp procentowych pomiędzy Polską a strefą euro. Dodatkowo, specyfikację równania kursu walutowego poszerzono o determinantę zdefiniowaną jako relacja indeksów giełdowych (polskiego i niemieckiego) w celu uwzględnienia wahań na rynku walutowym w wyniku spekulacyjnych przepływów kapitału inwestycyjnego pomiędzy rynkami akcji. Jeśli przyjąć, że kierunek zmian indeksu giełdowego dobrze odzwierciedla rozwój koniunktury w gospodarce, to zmiana relacji polskiego indeksu rynku akcji do indeksu w kraju referencyjnym może stanowić miarę ryzyka dla inwestorów finansowych. Uwzględnienie relacji między indeksami giełdowymi w specyfikacji równania kursu walutowego można więc traktować jako propozycję aproksymacji premii za ryzyko, alternatywną wobec wskaźników wykorzystanych w pracach Kelma (2011), Kelma i Bęży-Bojanowskiej (2005), Kęblowskiego i Welfe (2012) oraz Leszkiewicz-Kędzior (2011).

Cena detaliczna netto oleju napędowego zależy od wyrażonej w złotych ceny baryłki ropy Brent oraz wielkości narzutów podatkowych (akcyzy i opłaty paliwowej). Ceny konsumenta reagują natomiast na zmiany ceny finalnej oleju napędowego, cen transakcyjnych dóbr importowanych (z wyłączeniem ceny ropy naftowej) oraz wzrost kosztów płacowych nieuzasadniony rosnącą wydajnością pracy. Zakłada się przy tym, że nie cały wzrost wydajności pracy jest czynnikiem tłumiącym inflację, ponieważ częściowo kompensuje go podniesienie cen wynikające z lepszej jakości produkowanych wyrobów (por. np. Welfe, Majsterek 2001; Welfe, Kelm, Majsterek 2002).

4. Dane statystyczne i własności procesów stochastycznych

Do badania wpływu cen paliw na procesy inflacyjne w polskiej gospodarce wykorzystano finalną cenę oleju napędowego, jako paliwa o strategicznym znaczeniu dla przemysłu i transportu, zajmującego główną pozycję w strukturze konsumpcji paliw w Polsce. Analiza struktury krajowego zużycia paliw płynnych w analizowanym okresie (lata 2000–2012) wskazuje na wyraźną tendencję wzrostową zużycia tego paliwa. W 2012 r. wykorzystanie oleju napędowego stanowiło 57% całkowitej konsumpcji paliw i od 2000 r. wzrosło o 22 pkt proc., przy jednoczesnym systematycznym spadku udziału benzyn silnikowych.

Finalna cena oleju napędowego, rynkowa cena ropy naftowej oraz narzuty podatkowe zostały wyrażone w postaci indeksów w ujęciu realnym, tj. skorygowanych o inflację za pomocą wskaźnika cen dóbr i usług konsumpcyjnych o podstawie w styczniu 2000 r. Ponieważ podatek od towarów i usług (VAT) jest naliczany *ad valorem*, w analizie wykorzystano cenę detaliczną netto paliwa. Jako cenę ropy naftowej przyjęto cenę baryłki ropy Brent. Ze względu na niedostępność danych dotyczących miesięcznej wielkości produktu krajowego brutto wydajność pracy w gospodarce aproksymowana jest wydajnością pracy w przemyśle, wyznaczoną jako relacja produkcji sprzedanej przemysłu do liczby pracujących w tym sektorze. W związku z tym średnia płaca zdefiniowana jest jako przeciętne nominalne wynagrodzenie brutto w przemyśle. Ceny w Polsce i za granicą reprezentowane są przez indeksy cen dóbr i usług konsumpcyjnych w Polsce i strefie euro o podstawie w styczniu 2000 r. Długookresową stopę procentową w Polsce i za granicą zdefiniowano jako średniomiesięczną rentowność pięcioletnich obligacji skarbowych w Polsce i strefie euro. Indeksy giełdowe polskiego i niemieckiego rynku akcji reprezentowane są przez średniomiesięczne wartości indeksów WIG i DAX, co wynika z możliwości ich bezpośredniego porównania (są to indeksy dochodowe, w których kalkulacji uwzględnia się dochody z dywidend i prawa poboru). Ceny importu reprezentuje indeks cen transakcyjnych dóbr importowanych po wyłączeniu ceny importowanej ropy naftowej, tj. rosyjskiej ropy Ural (REBCO), która stanowi ponad 90% importu surowca ogółem.

Dane ogólnodostępne zaczerpnięte zostały z bazy Głównego Urzędu Statystycznego (indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych, indeks cen transakcyjnych importu, przeciętne nominalne wynagrodzenie brutto w przemyśle), publikacji Narodowego Banku Polskiego (kursy walutowe PLN/EUR i PLN/USD; kurs USD/EUR został wyznaczony jako iloraz tych kursów) oraz bazy Eurostatu (indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych w strefie euro, długookresowa stopa procentowa w Polsce i w strefie euro). Notowania ceny baryłki ropy naftowej (w USD) oraz indeksów giełdowych WIG i DAX pochodzą z serwisu Bloomberg. Źródłem danych o narzutach na cenę paliwa (akcyzie i opłacie paliwowej) oraz średniej detalicznej cenie oleju napędowego jest Biuro Maklerskie Reflex.

Do zbadania stopnia zintegrowania szeregów czasowych wykorzystano dwa standardowe testy pierwiastka jednostkowego: test ADF oraz test KPSS. Rezultaty jednoznacznie wskazują na zintegrowanie w stopniu pierwszym wszystkich procesów stochastycznych generujących zmienne (por. tabela 1).

Należy wspomnieć, że ustalenie stopnia zintegrowania zmiennych, szczególnie w przypadku szeregów bliskich I(2) (ang. *near I(2)*), gdzie występuje słaba relacja sygnału do szumu (ang. *signal to noise ratio*, por. Juselius 2013), powoduje pewne trudności. Wyniki testów jednowymiarowych mogą prowadzić do błędnych wniosków (przykładem są testy z rodziny KPSS, które prowadzą do niedoszacowania stopnia integracji zmiennych). Rezultaty testów wielowymiarowych (np. wielowymiarowego testu LM) ze względu na wyższą moc są bardziej wiarygodne, jednak w przypadku zmiennych bliskich I(2) istnieje ryzyko zawyżenia ich stopnia zintegrowania. Prowadzi się zatem badania, w których przy ocenie stopnia integracji zmiennych budzących pewne wątpliwości (np. ceny) traktuje się te zmienne jako szeregi o cechach I(2) bez przeprowadzenia formalnego testowania (por. Juselius 2006; Kelm 2013; Majsterek 2008). Wynika to z przekonania, że te same zmienne w pewnych systemach mogą wykazywać cechy procesów zintegrowanych w stopniu pierwszym, a w innych w stopniu drugim, choć w rzeczywistości nie są procesami I(2). Wszystko zależy zatem od postaci modelu, do którego zmienne te zostaną wprowadzone, a więc od zestawu pozostałych regresorów (por. Juselius 2013). Przykładem są ceny, które w modelach opartych na kosztowej teorii inflacji dobrze kointegrują się z szeregami zintegrowanymi w stopniu pierwszym (takie podejście zastosowano w niniejszym artykule), podczas gdy zgodnie z monetarną teorią inflacji konieczne byłoby przeprowadzenie analizy w dziedzinie I(2).

5. Wpływ cen paliw na inflację – analiza empiryczna

Wnioskowanie dotyczące wpływu cen paliw na inflację w polskiej gospodarce przeprowadzono w ramach wielowymiarowej analizy kointegracyjnej przy użyciu modelu VAR z restrykcją kointegracji (por. Johansen 1995; Welfe 2009), tzn. modelu VECM:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{A} \mathbf{B}^T \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \mathbf{\Gamma}_s \Delta \mathbf{y}_{t-s} + \mathbf{\Psi} \mathbf{d}_t + \xi_t \quad (2)$$

gdzie:

- $\mathbf{y}_t$ – wektor M zmiennych stochastycznych ($M \times 1$),
- $\mathbf{A}$ – macierz wag ($M \times R$),
- $\mathbf{B}$ – macierz R bazowych (liniowo niezależnych) wektorów kointegrujących ($M \times R$),
- $\mathbf{\Gamma}_s$ – macierz parametrów krótkookresowych ($M \times M$),
- $\mathbf{\Psi}$ – macierz parametrów związanych ze zmiennymi deterministycznymi ($M \times J$),
- $\mathbf{d}_t$ – wektor zmiennych deterministycznych ($J \times 1$),
- ξ_t – wektor białoszumowych składników losowych ($M \times 1$).

W sytuacji, gdy w systemie zidentyfikowano wektor zmiennych słabo egzogenicznych, model VECM przekształcono do postaci modelu warunkowego (ang. *conditional model*):

$$\Delta \mathbf{y}_t^E = \mathbf{A}^E \mathbf{B}^T \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \tilde{\mathbf{\Gamma}}_s \Delta \mathbf{y}_{t-s} + \mathbf{\Theta} \Delta \mathbf{y}_t^X + \mathbf{\Psi} \mathbf{d}_t + \xi_t^E \quad (3)$$

gdzie:

- $\mathbf{y}_t^X$ – wektor zmiennych słabo egzogenicznych $(H \times 1)$,
- $\mathbf{y}_t^E$ – wektor zmiennych endogenicznych $((M - H) \times 1)$,
- $\mathbf{A}^E$ – macierz wag $((M - H) \times R)$,
- $\tilde{\mathbf{\Gamma}}_s$ – macierz parametrów krótkookresowych $((M - H) \times M)$,
- $\mathbf{\Theta}$ – macierz parametrów związanych ze zmiennymi słabo egzogenicznymi $((M - H) \times H)$,
- $\mathbf{\Psi}$ – macierz parametrów związanych ze zmiennymi deterministycznymi $((M - H) \times J)$,
- $\boldsymbol{\xi}_t^E$ – wektor białoszumowych składników losowych $((M - H) \times 1)$.

W celu zidentyfikowania długookresowej struktury rozważanego systemu zastosowano standardową strategię modelowania (por. Greenslade, Hall, Henry 2002), obejmującą wnioskowanie o rzędzie kointegracji (liczbie bazowych związków kointegrujących), badanie słabej egzogeniczności zmiennych oraz weryfikację powyżej sformułowanych hipotez ekonomicznych. Parametry struktury długookresowej oraz dostosowań krótkookresowych oszacowano metodą największej wiarygodności z pełną informacją (FIML).

Oszacowano efekt konkurencji jakościowej, tj. parametr a w równaniu (1c), mierzący, jaka część wzrostu wydajności pracy jest czynnikiem tłumiącym inflację, a tym samym jaka część – będąca konsekwencją postępu technicznego i innowacji – wpływa na wzrost, a nie na spadek cen (parametr $(1 - a)$). W tym celu przeprowadzono pomocniczą analizę kointegracyjną w systemie zmiennych potencjalnie determinujących długookresową trajektorię równowagi indeksu cen dóbr i usług konsumpcyjnych:

$$\mathbf{y}_t = [p_t \quad rp_t^{ON} \quad wc_t \quad z_t \quad imp_t] \quad (4)$$

Jako punkt wyjścia posłużył zatem wektorowy model korekty błędem (VECM) z pięcioma zmiennymi. Wykorzystano też zbiór zmiennych deterministycznych, obejmujący wyraz wolny należący do przestrzeni kointegrującej, jak również pozostające poza strukturą długookresową zmienne sztuczne odzwierciedlające efekty sezonowe oraz odpowiednie zmienne zero-jedynkowe wyrażające impulsowe zmiany w gospodarce na skutek akcesji Polski do Unii Europejskiej, nasilenie ogólnoswiatowego kryzysu gospodarczego rynków finansowych (kryzysu *subprime*) czy obawy przed interwencją militarną w Iraku.

Rząd opóźnienia w modelu VAR określono na podstawie kryteriów informacyjnych Schwarz'a i Hannana-Quinna oraz wskazań testów mnożnika Lagrange'a i testów długości opóźnienia. Uzyskane rezultaty dają podstawę do przyjęcia założenia, że optymalna długość opóźnienia wynosi trzy (por. tabela 2). Własności stochastyczne systemu są wówczas w pełni akceptowalne, o czym świadczą wyniki jedno- i wielowymiarowych testów autokorelacji, normalności składników losowych oraz testów na obecność efektu ARCH (por. tabela 3).

Wnioskowanie o rzędzie kointegracji zostało przeprowadzone na podstawie wskazań testu śladu. Na poziomie istotności równym 5% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zakładającej istnienie w systemie jednej niezależnej relacji kointegrującej. Wnioski pozostają bez zmian po uwzględnieniu korekty Bartletta dla krótkich prób (por. tabela 4).

Następnie, przy założeniu, że rząd kointegracji wynosi jeden, przeprowadzono test słabej egzogeniczności zmiennych (por. tabela 5). Wyniki wskazują, iż na poziomie istotności 0,05 nie ma podstaw

do odrzucenia hipotezy, że w długim okresie słabo egzogeniczne są: nominalne wynagrodzenie brutto w przemyśle, ceny transakcyjne dóbr importowanych oraz detaliczna cena netto oleju napędowego.

Po dokonaniu marginalizacji systemu powtórnie weryfikowano liczbę niezależnych wektorów kointegrujących. Wyniki testu śladu okazały się odporne na redukcję systemu długookresowego i nadal wskazują na istnienie jednej bazowej relacji kointegrującej (por. tabela 6).

Ostatecznie, zidentyfikowana relacja długookresowa została znormalizowana względem indeksu cen dóbr i usług konsumpcyjnych, co pozwoliło na zapisanie następującego równania:

$$p_t = \beta_0 + \beta_2 rp_t^{ON} + \beta_3 wc_t + \beta_4 z_t + \beta_5 imp_t \quad (5)$$

W wyniku estymacji uzyskano następujące oceny parametrów długookresowych (w nawiasach znajdują się wartości statystyk t Studenta) oraz parametrów korekty błędem w macierzy wag (wiersze w macierzy $\mathbf{A}$ odpowiadają kolejno zmiennym endogenicznym p, z):

$$\hat{p}_t = 0,081 + 0,107 rp_t^{ON} + 0,535 wc_t - 0,156 z_t + 0,268 imp_t \quad (6)$$

(7,159) (3,230) (14,658) (-3,628) (6,161)

$$\hat{\mathbf{A}} = \begin{bmatrix} -0,066 \\ (-6,682) \\ -0,432 \\ (-3,907) \end{bmatrix} \quad (7)$$

Otrzymane rezultaty wskazują, że wszystkie uwzględnione w równaniu determinanty silnie wpływają na ceny konsumenta. Porównując wartości oszacowań poszczególnych elastyczności, można stwierdzić, że koszty płacowe, z elastycznością równą 0,535, stanowią główny czynnik inflacyjny. Wartości pozostałych elastyczności wynoszą: 0,268 przy indeksie cen transakcyjnych importu oraz 0,107 przy cenie detalicznej oleju napędowego. Świadczy to, że wskazane czynniki pozapłacowe mają duże znaczenie w procesie cenotwórczym. Dodatkowo, wartość bezwzględna elastyczności przy wydajności pracy (0,156) jest wyraźnie niższa od płacowej elastyczności cen. Potwierdza to słuszność sformułowanej wcześniej hipotezy, że nie cały wzrost wydajności pracy jest czynnikiem tłumiącym inflację, występuje bowiem presja na wzrost cen związana z wyższą jakością wyrobów wprowadzanych na rynek.

Należy zaznaczyć, że analiza reszt z relacji (6) wskazuje na stacjonarność zdefiniowanej zależności (por. wykres 1), a wyniki estymacji rekursywnej parametrów macierzy $\mathbf{B}$ świadczą o stabilności uzyskanych ocen parametrów (por. wykres 2). Stanowi to mocne potwierdzenie, że między rozważanymi zmiennymi zidentyfikowano długookresowe związki o charakterze przyczynowo-skutkowym.

Analiza reszt z równań systemu zmarginalizowanego jest również zadowalająca (por. tabela 7). Wyniki testu Doornika-Hansena potwierdzają, że składniki losowe pochodzą z rozkładów normalnych. Przy standardowo przyjmowanym poziomie istotności 0,05 nie ma także podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji składnika losowego pierwszego i wyższych rzędów oraz efektów ARCH.

Ostatecznie, parametr a , mierzący efekt konkurencji jakościowej, został wyznaczony w następujący sposób:

$$a = \frac{|\hat{\beta}_4|}{\hat{\beta}_3} = \frac{0,156}{0,535} = 0,292 \approx 0,3 \quad (8)$$

Jego wartość równa 0,3 oznacza, że tylko około 30% wzrostu wydajności pracy jest czynnikiem tłumiącym inflację, podczas gdy pozostałe 70% przyczynia się do wzrostu jakości produkowanych wyrobów, a w rezultacie do wzrostu, a nie do spadku cen. Jest to zgodne z wynikami badania sprzężenia cenowo-płacowego otrzymanymi przez Welfe, Kelma i Majsterka (2002), gdzie wartość współczynnika a została ustalona na poziomie 0,3 na podstawie serii eksperymentów.

Zidentyfikowanie długookresowej, stabilnej relacji przyczynowo-skutkowej może uzasadniać kalibrację parametru a na poziomie 0,3 w równaniu cen (1c), które w dalszej analizie, przeprowadzonej na tej samej próbie, stanowiło fragment bardziej rozbudowanego systemu.

Kolejny krok badania polegał na analizie kointegracyjnej pełnego systemu zmiennych:

$$y_t = [ex_t \quad ex_t^* \quad p_t^* \quad p_t \quad LT_t \quad LT_t^* \quad WIG_t/DAX_t \quad rp_t^{ON} \quad bdol_t \quad tax_t^{ON} \quad wc_t \quad z_t \quad imp_t]$$

Punktem wyjścia był wektorowy model korekty błędem (VECM), zawierający 13 zmiennych oraz zmienne deterministyczne: wyraz wolny należący do przestrzeni kointegrującej, jak również pozostałe poza strukturą długookresową odpowiednie zmienne zero-jedynkowe (odzwierciedlające głównie okres napięć na rynku rafineryjnym związanych z konfliktem zbrojnym w Iraku oraz okres kryzysu finansowego), a także zmienne sztuczne uwzględniające miesięczne efekty sezonowe. Ze względu na trudności wynikające ze zbyt dużej liczby zmiennych w relacji do liczby dostępnych obserwacji, trzeba było zmniejszyć rozmiary systemu. W rezultacie zamiast pojedynczych zmiennych wprowadzono zmienne zdefiniowane jako $ex_t^* + p_t^*$ oraz $wc_t + 0,3z_t$ (kalibracji parametru a na poziomie 0,3 dokonano na podstawie wyników opisanej powyżej pomocniczej analizy kointegracyjnej).

Długość opóźnienia w modelu VAR wybrano na podstawie wskazań kryteriów informacyjnych Schwarza (BIC) i Hannana-Quinna (HQC) oraz wyników testów mnożnika Lagrange'a, dotyczących autokorelacji składnika losowego pierwszego rzędu i wyższych. Otrzymane rezultaty nie są jednoznaczne i sugerują, że optymalna długość opóźnienia wynosi jeden (kryteria informacyjne BIC i HQC) lub trzy, gdy pod uwagę bierze się wskazania testów autokorelacji LM (por. tabela 8). Ponieważ testy rzędu kointegracji (testy śladu) są dość wrażliwe na występowanie autokorelacji składnika losowego, priorytetem przy wyborze opóźnienia powinno być zapewnienie odpowiednich własności stochastycznych modelu, co sugeruje model VAR(3). Ze względu na duże rozmiary systemu i związane z tym problemy obliczeniowe rząd opóźnień został wstępnie ustalony na poziomie $S = 1$, przy którym możliwe było dalsze konkluzywne wnioskowanie.

Weryfikacja rzędu kointegracji przeprowadzona została na podstawie wyników standardowego testu śladu oraz testu śladu z korektą Bartletta dla krótkich prób. Wstępne wyniki empiryczne wskazują, że w systemie 11 zmiennych występuje sześć niezależnych relacji kointegrujących (por. tabela 9).

Następnie, przy założeniu, że rząd kointegracji wynosi sześć, testowano słabą egzogeniczność zmiennych. Wyniki wskazują, iż na poziomie istotności 0,05 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że w rozważanym zbiorze zmiennych w długim okresie egzogeniczne są: cena baryłki ropy Brent, obciążenia podatkowe (suma akcyzy i opłaty paliwowej), relacja między polskim indeksem giełdowym WIG a indeksem niemieckim DAX oraz długookresowa stopa procentowa w Polsce i w strefie euro (por. tabela 10).

Po dokonaniu marginalizacji modelu, w wyniku której nałożono restrykcje słabej egzogeniczności na pięć zmiennych, ponownie testowano optymalną długość opóźnienia. Zgodnie ze wskazaniami

kryterium informacyjnego HQC oraz testów LM autokorelacji składnika losowego (pierwszego rzędu i wyższych rzędów) liczbę opóźnień ustalono na poziomie $S = 2$ (por. tabela 11).

Na kolejnym etapie powtórzono testowanie rzędu kointegracji dla modelu warunkowego. Wyniki standardowego testu śladu potwierdzają obecność pięciu niezależnych wektorów kointegrujących, podczas gdy uwzględnienie korekty Bartletta prowadzi do identyfikacji tylko dwóch bazowych relacji długookresowych (por. tabela 12). W przypadku sprzecznych wskazań testów jako rozstrzygające przyjęto wyniki analizy modułów wartości własnych macierzy towarzyszącej (ang. *companion matrix*, por. Juselius 2006). Sugerują one rozważenie dwóch wspólnych trendów stochastycznych, a zatem czterech niezależnych relacji kointegrujących (por. tabela 13).

Z powtórnego badania słabej egzogeniczności (przy założeniu, iż są cztery bazowe wektory kointegrujące) wynika natomiast, że do zbioru wcześniej zidentyfikowanych zmiennych słabo egzogenicznych należy dołączyć indeks cen transakcyjnych importu oraz koszty płacowe (por. tabela 14). Warto zauważyć, że wynik testu pozwalający zegzogenizować zmienną wyrażającą wielkość kosztów płacowych może mylnie sugerować, iż efekty drugiej rundy (odpowiadające za długotrwałe tendencje inflacyjne) nie uruchamiają sprzężenia cenowo-płacowego. Pozostawienie kosztów płacowych w zbiorze zmiennych endogenicznych powodowałoby jednak konieczność rozszerzenia systemu o długookresowe determinanty wynagrodzeń (m.in. obciążenia podatkowe czy stopę bezrobocia) oraz rozbudowy modelu o dodatkowe równanie. Przy rozważanej liczbie zmiennych byłoby to trudne do zrealizowania.

Rewizji wniosków o rzędzie kointegracji dokonano na podstawie wskazań testów śladu oraz analizy macierzy towarzyszącej (por. tabele 15 i 16). Rezultaty testów rzędu kointegracji (standardowego i z korektą Bartletta dla krótkich prób) sugerują obecność w systemie trzech niezależnych relacji długookresowych. Należy jednak zauważyć, że graniczny poziom istotności w przypadku testu śladu z korektą Bartletta, zakładającego występowanie tylko dwóch bazowych wektorów kointegrujących, wynosi 0,073. Oznacza to, że przy standardowym poziomie istotności 0,05 można przyjąć, iż rząd kointegracji jest równy dwa. Na podstawie wyników analizy modułów wartości własnych macierzy towarzyszącej ustalono natomiast, że w rozważanym systemie występuje jeden wspólny trend stochastyczny (jeden pierwiastek charakterystyczny leży blisko krawędzi koła jednostkowego). Liczba niezależnych relacji długookresowych w zredukowanym systemie wynosi zatem trzy.

Następnie trzy zidentyfikowane bazowe relacje kointegrujące zostały znormalizowane kolejno względem kursu walutowego PLN/USD, detalicznej ceny netto oleju napędowego oraz indeksu cen dóbr i usług konsumpcyjnych:

$$ex_t = \beta_2^{ex}(ex_t^* + p_t^*) + \beta_3^{ex} p_t + \beta_4^{ex} LT_t + \beta_5^{ex} LT_t^* + \beta_6^{ex} \left(\frac{WIG_t}{DAX_t} \right) + \beta_7^{ex} rp_t^{ON} + \beta_8^{ex} bdol_t + \beta_9^{ex} tax_t^{ON} + \beta_{10}^{ex}(wc_t - 0,3z_t) + \beta_{11}^{ex} imp_t + \beta_{12}^{ex} \quad (9a)$$

$$rp_t^{ON} = \beta_1^{rp} ex_t + \beta_2^{rp}(ex_t^* + p_t^*) + \beta_3^{rp} p_t + \beta_4^{rp} LT_t + \beta_5^{rp} LT_t^* + \beta_6^{rp} \left(\frac{WIG_t}{DAX_t} \right) + \beta_8^{rp} bdol_t + \beta_9^{rp} tax_t^{ON} + \beta_{10}^{rp}(wc_t - 0,3z_t) + \beta_{11}^{rp} imp_t + \beta_{12}^{rp} \quad (9b)$$

$$p_t = \beta_0^p + \beta_1^p ex_t + \beta_2^p(ex_t^* + p_t^*) + \beta_4^p LT_t + \beta_5^p LT_t^* + \beta_6^p \left(\frac{WIG_t}{DAX_t} \right) + \beta_7^p rp_t^{ON} + \beta_8^p bdol_t + \beta_9^p tax_t^{ON} + \beta_{10}^p(wc_t - 0,3z_t) + \beta_{11}^p imp_t + \beta_{12}^p \quad (9c)$$

W celu strukturalizacji powyższego systemu na poszczególne parametry długookresowe nałożono następujące restrykcje:

1. W równaniu kursu walutowego:

a) restrykcje wyłączające

$$\beta_7^{ex} = \beta_8^{ex} = \beta_9^{ex} = \beta_{10}^{ex} = \beta_{11}^{ex} = 0,$$

b) warunek symetryczności parametrów przy długookresowych stopach procentowych w Polsce i strefie euro, wynikający z hipotezy UIP

$$\beta_5^{ex} = -\beta_4^{ex},$$

c) warunek homogeniczności długookresowej, wynikający z hipotezy PPP

$$\beta_2^{ex} = -1, \beta_3^{ex} = 1.$$

2. W równaniu detalicznej ceny oleju napędowego:

a) restrykcje wyłączające

$$\beta_2^{rp} = \beta_3^{rp} = \beta_4^{rp} = \beta_5^{rp} = \beta_6^{rp} = \beta_{10}^{rp} = \beta_{11}^{rp} = 0,$$

b) warunek równości elastyczności ceny detalicznej ON względem kursu walutowego PLN/USD oraz ceny baryłki ropy Brent, co wynika bezpośrednio z tożsamości definiującej cenę surowca w walucie krajowej

$$\beta_8^{rp} = \beta_1^{rp},$$

c) restrykcję homogeniczności na parametry przy wyrażonej w złotych cenie ropy naftowej oraz narzutach podatkowych

$$\beta_8^{rp} + \beta_9^{rp} = 1.$$

3. W równaniu indeksu cen dóbr i usług konsumpcyjnych:

a) restrykcje wyłączające

$$\beta_1^p = \beta_2^p = \beta_4^p = \beta_5^p = \beta_6^p = \beta_8^p = \beta_9^p = 0,$$

b) restrykcję homogeniczności na parametry przy detalicznej cenie ON, indeksie cen transakcyjnych dóbr importowanych oraz kosztach płacowych

$$\beta_7^p + \beta_{10}^p + \beta_{11}^p = 1.$$

Wyniki testu ilorazu wiarygodności wykazały, że przy granicznym poziomie istotności 0,295 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o zasadności rozważanego zbioru restrykcji. W tabeli 17 zaprezentowano rezultaty otrzymane w wyniku estymacji parametrów długookresowych metodą największej wiarygodności z pełną informacją.

Uzyskane wyniki potwierdzają, że w długim okresie kurs PLN/EUR kształtuje się zgodnie z hipotezą parytetu siły nabywczej, a więc zależy od relacji cen w Polsce i strefie euro. Potwierdzono również hipotezę nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych. Tym samym wykazano, że zmiany kursu walutowego wynikają ze zmian w dysparytecie między długookresowymi stopami procentowymi w Polsce i we wspólnym obszarze walutowym. Wartość bezwzględna semielastyczności przy różnicy

stóp procentowych interpretowana jest jako horyzont oczekiwań kursowych (w miesiącach). Oszacowanie równe 46,174 wskazuje zatem, że horyzont ten jest bliższy, niż wynikałoby to bezpośrednio z teoretycznego modelu UIP, i wynosi niecałe cztery lata. Dodatkowo wykazano, że czynnikiem silnie wpływającym na zmiany kursu walutowego PLN/EUR są również spekulacyjne przepływy finansowe pomiędzy rynkami kapitałowymi (Giełdą Papierów Wartościowych w Warszawie i Frankfurcką Giełdą Papierów Wartościowych). Z rezultatów badań wynika, że wzrost relacji polskiego indeksu giełdowego WIG do niemieckiego indeksu DAX o jeden prowadzi (przy założeniu *ceteris paribus*) do aprecjacji realnego kursu złotego względem euro o około 8%.

Potwierdzone zostało również, że silną determinantą detalicznej ceny netto oleju napędowego jest światowa cena baryłki ropy Brent wyrażona w walucie krajowej: jednoprocenowy wzrost ceny surowca w złotych prowadzi (przy założeniu *ceteris paribus*) do wzrostu detalicznej ceny netto paliwa o około 0,43%. Ponadto średni udział podatków (akcyzy i opłaty paliwowej) w detalicznej cenie netto oleju napędowego wynosi niemal 60%, co jest równoważne udziałowi tych narzutów w cenie brutto (uwzględniającej podatek VAT w wysokości 23%) na poziomie około 46%. Ponieważ na cenę detaliczną netto paliwa składają się koszty surowca, podatki oraz marża handlowa, oszacowanie wyrazu wolnego może być interpretowane jako uśredniona marża detaliczna, która wynosi około 1,5%. Ze względu na relatywnie małą precyzję oszacowania (statystyka *t* Studenta jest równa około 1,76) należy z ostrożnością podchodzić do tej oceny. Potwierdzają się jednak informacje branżowe, że marże handlowe w przypadku sprzedaży paliw są niższe niż koszty prowadzenia stacji benzynowych. Aby przetrwać na rynku, podmioty te na coraz większą skalę prowadzą zatem sprzedaż produktów pozapaliwowych (m.in. artykułów monopolowych, spożywczych, motoryzacyjnych, gastronomicznych), które generują znacznie wyższe marże.

Oszacowania elastyczności w równaniu indeksu cen dóbr i usług konsumpcyjnych nie odbiegają znacznie od uzyskanych w wyniku analizy kointegracyjnej przeprowadzonej w zredukowanym systemie (por. równanie 6). Elastyczność indeksu cen konsumenta względem ceny detalicznej oleju napędowego została oszacowana na poziomie 0,137. Wskazuje to, że jednoprocenowy wzrost ceny finalnej ON prowadzi (przy założeniu *ceteris paribus*) do wzrostu indeksu CPI, bezpośrednio i pośrednio, o około 0,14%. Wynik ten zdecydowanie potwierdza, że wpływ cen paliw na indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych jest znacznie większy, niż wynika to z udziału tej grupy wyrobów w koszyku konsumpcyjnym. Należy wziąć również pod uwagę, że wynik ten dotyczy tylko jednego gatunku paliwa, podczas gdy dodatkowy wzrost indeksu cen dóbr i usług konsumpcyjnych może być generowany także przez wzrost cen pozostałych gatunków paliw (np. benzyny bezołowiowej 95 oraz gazu LPG). Co więcej, jednoprocenowy wzrost płac prowadzi (przy założeniu *ceteris paribus*) do wzrostu indeksu CPI o nieco ponad 0,5%, podczas gdy około 35% wzrostu cen transakcyjnych dóbr importowanych znajduje odzwierciedlenie w krajowym poziomie cen.

Analiza macierzy wag potwierdza poprawność przyjętej normalizacji wektorów kointegrujących zidentyfikowanych w systemie (por. tabela 17). Porównując poszczególne wartości parametrów dostosowań, można zaobserwować, że zdecydowanie najszybciej na ścieżkę długookresowej równowagi powraca detaliczna cena netto oleju napędowego (korekta odchylenia od stanu równowagi wynosi niemal 25% miesięcznie). W przypadku indeksu CPI i kursu walutowego PLN/EUR dostosowania są natomiast dużo słabsze (miesięczne korekty wynoszą odpowiednio około 7% i 5%).

Za pomocą formuły:

$$HL = \frac{\ln 0,5}{\ln(1 - \alpha)} \quad (10)$$

wyznaczono półokresy wygasania (ang. *half life*), definiowane jako czas potrzebny do redukcji powstałej nierównowagi o połowę (por. np. Ca' Zorzi, Rubaszek 2012; Rubaszek, Serwa, Marcinkowska-Lewandowska 2009). Otrzymane wartości potwierdzają, że w przypadku detalicznej ceny oleju napędowego występuje silna korekta odchylenia od trajektorii równowagi (półokres wygasania trwa niespełna 2,5 miesiąca). Czas połowicznej redukcji nierównowagi w przypadku pozostałych zmiennych jest znacznie dłuższy i wynosi około 9,7 miesiąca w przypadku cen konsumpcyjnych i około 13,5 miesiąca w przypadku kursu walutowego.

Dodatkowo, analiza graficzna wektorów kointegrujących wskazuje na stacjonarność zdefiniowanych zależności. Potwierdza to występowanie długookresowych związków pomiędzy rozważanymi zmiennymi (por. wykresy 3–5).

Istotnym kryterium oceny wyników estymacji jest również stabilność oszacowań parametrów długookresowych. Wyniki estymacji rekursywnej są satysfakcjonujące (por. wykresy 6–8). W przypadku żadnego parametru nie zaobserwowano ani wyraźnych wahań wartości oszacowań, np. na skutek występowania obserwacji nietypowych, ani wyraźnego trendu, którego skala byłaby nieakceptowalna.

Po identyfikacji długookresowych relacji równowagi oszacowano parametry dynamiki krótkookresowej, co pozwoliło na zapisanie poszczególnych równań modelu VECM:

$$\begin{aligned} \Delta ex_t = & \underset{(-4,759)}{-0,050 ec_{1,t-1}} - \underset{(-3,109)}{1,771 \Delta p_{t-1}} + \underset{(3,057)}{0,207 \Delta ex_{t-1}} + \\ & \underset{(-16,089)}{-0,903 \Delta (ex^* + p^*)_t} - \underset{(-2,090)}{0,037 \Delta bdol_t} + \underset{(7,590)}{39,413 \Delta LT_t} - \underset{(-3,110)}{27,832 \Delta LT_t^*} + \\ & \underset{(3,616)}{+0,280 \Delta (ex^* + p^*)_{t-1}} + \underset{(3,867)}{+0,070 U0812_t} + \underset{(5,132)}{+0,050 U0902_t} + \underset{(3,105)}{+0,050 U1109_t} \end{aligned} \quad (11a)$$

$$\begin{aligned} \Delta rp_t = & \underset{(2,734)}{0,024 ec_{1,t-1}} - \underset{(-7,920)}{0,244 ec_{2,t-1}} + \underset{(3,120)}{0,167 \Delta rp_{t-1}} + \underset{(3,941)}{0,221 \Delta ex_{t-1}} + \\ & \underset{(-6,314)}{-0,294 \Delta (e^* + p^*)_t} + \underset{(10,488)}{+0,154 \Delta bdol_t} + \underset{(3,685)}{+0,247 \Delta tax_t} + \underset{(2,299)}{+0,152 \Delta (wc - 0,3z)_t} + \\ & \underset{(2,403)}{+0,154 \Delta (e^* + p^*)_{t-1}} + \underset{(4,413)}{+0,078 \Delta bdol_{t-1}} - \underset{(-3,182)}{14,009 \Delta LT_{t-1}} - \underset{(-3,496)}{0,019 \Delta \left(\frac{WIG}{DAX} \right)_{t-1}} + \\ & \underset{(3,753)}{+0,049 U0302_t} + \underset{(8,088)}{+0,107 U0303_t} + \underset{(4,108)}{+0,054 U0803_t} + \underset{(2,823)}{+0,035 U0805_t} + \underset{(3,321)}{+0,050 U0812_t} + \\ & \underset{(3,912)}{+0,031 U0902_t} \end{aligned} \quad (11b)$$

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \underset{(-3,648)}{-0,017 ec_{2,t-1}} - \underset{(-8,583)}{0,069 ec_{3,t-1}} + \underset{(2,170)}{0,156 \Delta p_{t-1}} + \\ & \underset{(-2,879)}{-0,029 \Delta tax_t} + \underset{(2,113)}{+0,009 \Delta imp_t} - \underset{(-2,446)}{0,028 \Delta tax_{t-1}} - \underset{(-3,399)}{0,003 \left(\frac{WIG}{DAX} \right)_{t-1}} + \\ & \underset{(-2,001)}{-0,009 \Delta imp_{t-1}} + \underset{(4,094)}{+0,008 U0608_t} + \underset{(3,411)}{+0,006 U0105_t} + \\ & \underset{(2,211)}{+0,003 S2_t} - \underset{(-2,522)}{0,004 S6_t} + \underset{(2,640)}{+0,004 S7_t} + \underset{(3,464)}{+0,004 S8_t} + \underset{(2,614)}{+0,005 S11_t} \end{aligned} \quad (11c)$$

gdzie ec_1 , ec_2 i ec_3 oznaczają reszty z wektorów kointegrujących zdefiniowanych, odpowiednio, przez relacje (9a), (9b) oraz (9c), zmienne $S2$, $S6$, $S7$, $S8$ i $S11$ odpowiadają zmiennym sezonowym dla określonych miesięcy, natomiast pozostałe zmienne sztuczne U mają postać zmiennych zero-jedynkowych, przyjmujących wartość 1 w wyróżnionym okresie.

Otrzymane rezultaty wskazują, że spośród modelowanych zmiennych wahanom sezonowym podlegają tylko ceny konsumpcyjne. Interesujące jest zatem, że wbrew powszechnemu przekonaniu o wzroście cen paliw w okresach wzmożonego popytu, a więc zimą (sezon grzewczy) oraz latem (sezon wakacyjny) nie zidentyfikowano efektów sezonowych w kształtowaniu się detalicznej ceny netto oleju napędowego. Dla zapewnienia odpowiednich własności stochastycznych systemu konieczne okazało się uwzględnienie w specyfikacji modelu kilku zmiennych zero-jedynkowych, wyrażających obserwacje nietypowe w próbie. Zmienne te związane są głównie z nasileniem się kryzysu finansowego (lata 2008–2009), rozpoczęciem interwencji zbrojnej w Iraku (2003 r.) oraz spekulacyjnymi przepływami kapitału na rynku finansowym (trzeci kwartał 2011 r.).

Wyniki estymacji wskazują na istotność wszystkich zidentyfikowanych wektorów kointegrujących w objaśnianiu zmian modelowanych zmiennych. Kurs walutowy dostosowuje się do pierwszej ścieżki długookresowej. Oznacza to, że wszelkie odchylenia zachodzące między kursem walutowym PLN/EUR a dysparytetem długoterminowych stóp procentowych (w Polsce i w strefie euro) oraz relacją indeksów rynku akcji (polskiego i niemieckiego) przybliżają ten kurs do nowego poziomu równowagi. Detaliczna cena netto oleju napędowego wiąże się z kolei z pierwszą i drugą relacją kointegrującą. Wynika z tego, że zmiana jej poziomu równowagi jest następstwem pojawiających się odchylen między detaliczną ceną ON a wyrażoną w walucie krajowej ceną baryłki ropy Brent i wielkością obciążeń podatkowych doliczanych do ceny paliwa oraz kursem walutowym i jego determinantami. Indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych dostosowuje się natomiast do drugiego i trzeciego wektora kointegrującego. Nowy poziom długookresowej równowagi osiąga zatem w reakcji na odchylenia pomiędzy indeksem cen konsumpcyjnych a ceną detaliczną oleju napędowego, indeksem cen transakcyjnych importu a kosztami płacowymi oraz pomiędzy ceną finalną rozważanego paliwa a uwzględnionymi czynnikami cenotwórczymi.

Własności stochastyczne warunkowego modelu VECM są zadowalające (por. tabela 18). Szczególnie satysfakcjonujące są rezultaty testów wielowymiarowych. Wynik testu Doornika-Hansena potwierdza, że składniki losowe mają wielowymiarowy rozkład normalny, a rezultaty testów mnożnika Lagrang'a świadczą o braku autokorelacji składnika losowego oraz efektu ARCH pierwszego rzędu i wyższych. Wskazania testów jednowymiarowych są również akceptowalne. Przy standardowym poziomie istotności 0,05 nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładów składników losowych oraz braku efektu ARCH(2). Wyjątek stanowi równanie kursu walutowego, w przypadku którego nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku efektu ARCH na poziomie istotności 0,01. Umiarkowane zjawisko warunkowej wariancji składnika losowego nie wpływa jednak na asymptotyczne własności estymatorów i testów statystycznych stosowanych podczas analizy kointegracyjnej (por. Juselius 2006).

Uzyskane wyniki estymacji okazały się w pełni interpretowalne ekonomicznie, akceptowalne statystycznie i stabilne. Pozwala to sądzić, że sformułowane na ich podstawie wnioski są konkluzywne i wiarygodnie poszerzają wiedzę o badanych procesach.

6. Podsumowanie

Zaprezentowane badanie polegało na identyfikacji mechanizmów oddziaływania zmian cen paliw na procesy inflacyjne w gospodarce polskiej oraz próbie kwantyfikacji wpływu produktów ropopochodnych na ogólny poziom cen na przykładzie oleju napędowego, jako paliwa o najwyższym udziale w zużyciu wyrobów rafineryjnych ogółem w Polsce. Badanie przeprowadzono w ramach wielowymiarowej analizy kointegracyjnej, która pozwoliła zidentyfikować długookresowe zależności między detaliczną ceną netto oleju napędowego a kursem walutowym i ogólnym poziomem cen w gospodarce, mierzonym za pomocą indeksu cen dóbr i usług konsumpcyjnych.

Na podstawie wyników estymacji sformułowano następujące wnioski. Po pierwsze potwierdzono, że silną determinantą finalnej ceny paliwa jest wyrażona w walucie krajowej cena surowca (cena baryłki ropy Brent, będącej gatunkiem referencyjnym na rynku europejskim). Oddziałuje ona jedynie na mniej więcej połowę wartości ceny produktu rafineryjnego w Polsce, gdyż pozostałą część ceny paliwa stanowią obciążenia podatkowe (akcyza i opłata paliwowa) oraz marża. Po drugie dowiedziono, że detaliczna cena oleju napędowego stanowi – oprócz kosztów płacowych oraz cen transakcyjnych dóbr importowanych, standardowo uwzględnianych w równaniu indeksu CPI – istotny czynnik inflacjogeny. Wpływ ceny oleju napędowego na ceny konsumpcyjne, wynikający z efektów pierwszej rundy, został oszacowany na poziomie około 0,14. Znacznie przewyższa to udział całej grupy paliw w koszyku konsumpcyjnym, na podstawie którego konstruowany jest indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych. Tym samym udowodniono, że wpływ paliw na procesy inflacyjne jest dużo silniejszy, niż wynika to z bezpośredniego udziału produktów ropopochodnych w indeksie kosztów utrzymania. Znaczna część tej transmisji odbywa się zatem pośrednio, przez ceny producenta, i wiąże się z istotną rolą paliw jako składnika kosztów produkcji. Dodatkowo, wyniki pomocniczej analizy kointegracyjnej, przeprowadzonej w systemie zredukowanym, potwierdziły hipotezę, że nie cały wzrost wydajności pracy jest czynnikiem tłumiącym inflację. Wykazano, że tylko około 30% wzrostu wydajności pracy hamuje procesy inflacyjne, podczas gdy pozostałe 70% prowadzi do wzrostu jakości produkowanych wyrobów, a w rezultacie do zwiększenia ich cen.

Modelowanie kursu walutowego PLN/EUR w ramach koncepcji CHEER okazało się uzasadnione. Potwierdzono, że w długim okresie kurs ten kształtuje się zgodnie z hipotezą parytetu siły nabywczej, natomiast odchylenia od poziomu równowagi następują na skutek niezerowego dysparytetu stóp procentowych (w Polsce i w strefie euro) oraz w wyniku spekulacyjnych przepływów kapitału inwestycyjnego pomiędzy polskim a niemieckim rynkiem akcji. Szczególnie interesujące wydaje się stwierdzenie, że relacja krajowego indeksu giełdowego do indeksu w kraju referencyjnym determinuje kurs walutowy. Może być ona traktowana – alternatywnie wobec zmiennych fiskalnych i kontraktów CDS – jako aproksymacja premii za ryzyko postrzegane przez inwestorów finansowych.

Zaprezentowana analiza stanowi rozszerzenie dotychczasowych badań procesów inflacyjnych, polegające na powiązaniu cen konsumpcyjnych z cenami z rynku rafineryjnego. Wiedza o tym, z jaką siłą oraz jakimi kanałami zmiany cen produktów ropopochodnych oddziałują na ogólny poziom cen, pozwala zrozumieć wpływ sektora paliwowego na gospodarkę narodową. Jest to szczególnie uzasadnione w przypadku Polski, która jako importer netto ropy naftowej jest uzależniona od sytuacji na globalnym rynku surowców.

Bibliografia

- Abel A.B., Bernanke B.S. (2001), *Macroeconomics*, Addison Wesley Longman, Boston.
- Álvarez L.J., Hurtado S., Sánchez I., Thomas C. (2011), The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation, *Economic Modeling*, 28, 422–431.
- Bobai F.D. (2012), An analysis of the relationship between petroleum prices and inflation in Nigeria, *International Journal of Business and Commerce*, 1, 1–7.
- Brown S.P.A., Yücel M.K. (1999), Oil prices and U.S. aggregate economic activity: a question of neutrality, *Economic and Financial Review*, Second Quarter, 16–53, <http://www.dallasfed.org/assets/documents/research/efr/1999/efr9902b.pdf>.
- Castillo P., Montoro C., Tuesta V. (2010), *Inflation, oil price volatility and monetary policy*, Banco Central de Reserva del Perú, Working Papers 2010-002, <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2010/Documento-de-Trabajo-02-2010.pdf>.
- Castro C., Poncela P., Senra E. (2012), *Oil prices and inflation in the euro area and its main countries: Germany, France, Italy and Spain*, The 32nd International Symposium On Forecasting, June 24–27, Boston, http://www.forecasters.org/proceedings12/Castro_Cesar.pdf.
- Ca' Zorzi M., Rubaszek M. (2012), Real exchange rate forecasting: a calibrated half-life PPP model can beat the random walk, NBP Working Paper, 123, Narodowy Bank Polski, Warsaw.
- Chen S.-S. (2009), Oil price pass-through into inflation, *Energy Economics*, 31, 126–133.
- Chen S.-S., Chen H.-C. (2007), Oil prices and real exchange rates, *Energy Economics*, 29, 390–404.
- Cognigni A., Manera M. (2008), Oil prices, inflation, and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries, *Energy Economics*, 30, 856–888.
- Cuñado J., de Gracia F.P. (2003), Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries, *Energy Economics*, 25, 137–154.
- Davidson R., MacKinnon J.G. (1993), *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press, London.
- Doğrul H.G., Soytaş U. (2010), Relationship between oil prices, interest rate, and unemployment: evidence from an emerging market, *Energy Economics*, 32, 1523–1528.
- Greenslade J.V., Hall S.G., Henry S.G.B. (2002), On the identification of cointegrated systems in small samples: a modelling strategy with an application to UK wages and prices, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26, 1517–1537.
- He Y., Wang S., Lai K.K. (2010), Global economic activity and crude oil prices: a cointegration analysis, *Energy Economics*, 32, 868–876.
- Huang B.-N., Hwang M.J., Peng H.-P. (2005), The asymmetry of the impact of oil price shocks on economic activities: an application of the multivariate threshold model, *Energy Economics*, 27, 455–476.
- Johansen S. (1995), *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press, New York.
- Juselius K. (2006), *Cointegrated VAR model. Methodology and applications*, Oxford University Press, Oxford.
- Juselius K. (2013), *Testing for near I(2) trends when the signal to noise ratio is small*, Working Paper, 14-01, University of Copenhagen, Copenhagen.

- Kelm R. (2011), Ryzyko walutowe i wahania kursu PLN/EUR w latach 1999–2009, *Bank i Kredyt*, 2, 31–66.
- Kelm R. (2013), *Kurs złoty/euro: teoria i empiria*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kelm R., Bęza-Bojanowska J. (2005), Polityka monetarna i fiskalna a odchylenia realnego kursu złoty/euro od kursu równowagi w okresie styczeń 1995 r. – czerwiec 2004 r., *Bank i Kredyt*, 10, 4–19.
- Kębłowski P., Majsterek M., Welfe A. (2008), Price-wage system with taxation: I(1) and I(2) analysis, w: W. Welfe, A. Welfe (red.), *Proceedings of the 34th Conference Macromodels'2007*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kębłowski P., Welfe A. (2012), A risk-driven approach to exchange-rate modelling, *Economic Modelling*, 29, 1473–1482.
- Kiptui M. (2009), *Oil price pass-through into inflation in Kenya*, Proceedings from 14th annual conference on econometric modeling for Africa, 1–14, <http://www.africametrics.org/documents/conference09/papers/Kiptui.pdf>.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
- Lardic S., Mignon V. (2006), Oil prices and economic activity: an asymmetric cointegration approach, *Energy Economics*, 30, 847–855.
- Leszkiewicz-Kędzior K. (2011), Modelling fuel prices. An I(1) analysis, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 2, 75–95.
- Leszkiewicz-Kędzior K. (2014), *Asymetryczne dostosowania cenowe na rynku paliw w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe A. (2014), Asymmetric price adjustments in the fuel market, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 3, 105–127.
- Loungani P. (1986), Oil price shocks and the dispersion hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, 58, 536–539.
- Majsterek M. (2008), *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Majsterek M., Welfe A. (2012), Price-wage nexus and the role of a tax system, *Economic Change and Restructuring*, 1/2, 121–133.
- Misztal P. (2011), *Oddziaływanie światowych cen ropy naftowej na procesy inflacyjne w Polsce w okresie 1990–2010*, Zeszyty Naukowe „Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów”, 112, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
- O'Brien D., Weymes L. (2010), The impact of oil prices on Irish inflation, *Central Bank of Ireland Quarterly Bulletin*, Third Quarter, 66–82.
- Papapetrou E. (2001), Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece, *Energy Economics*, 23, 511–532.
- Perera W.T.K. (2009), The impact of petroleum prices on inflation in Sri Lanka, *Staff Studies Central Bank of Sri Lanka*, 35, 107–127.
- Rahman S., Serletis A. (2010), The asymmetric effects of oil price and monetary policy shocks: a nonlinear VAR approach, *Energy Economics*, 32, 1460–1466.
- Rubaszek M., Serwa D., Marcinkowska-Lewandowska W. (2009), *Analiza kursu walutowego*, C.H. Beck, Warszawa.
- Schofield N.C. (2007), *Commodity derivatives. Markets and applications*, John Wiley & Sons, Chichester.

- Shaari M.S., Hussain N.E., Abdullah H. (2012), The effects of oil price shocks and exchange rate volatility on inflation: evidence from Malaysia, *International Business Research*, 5, 106–112.
- Welfe A. (2009), *Ekonometria – metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Welfe A., Kelm R., Majsterek M. (2002), Agregatowy model inflacji, *Przegląd Statystyczny*, 3, 15–31.
- Welfe A., Majsterek M. (1999), Długookresowe związki płacowo-cenowe w gospodarce polskiej, *Ekonomista*, 6, 709–721.
- Welfe A., Majsterek M. (2001), Długookresowy model sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej okresu transformacji, *Ekonomista*, 5, 619–633.
- Welfe A., Majsterek M., Florczak W. (1994), Model pętli inflacyjnej w gospodarce polskiej – analiza kointegracyjna, *Przegląd Statystyczny*, 3, 245–264.
- Yeh F.-Y., Hu J.-L., Lin C.-H. (2012), Asymmetric impacts of international energy shocks on macroeconomic activities, *Energy Policy*, 44, 10–22.

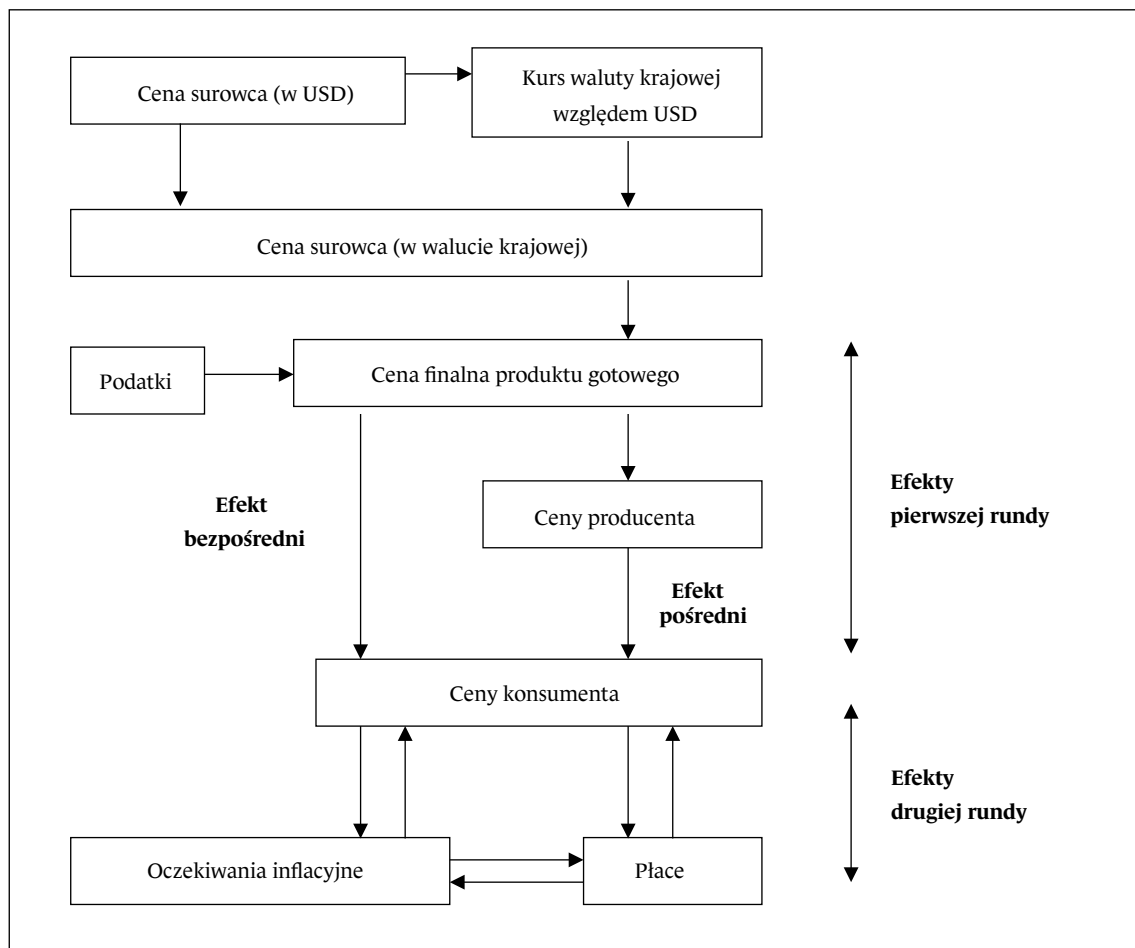
Podziękowania

Badanie częściowo sfinansowane z grantu Narodowego Centrum Nauki (grant MAESTRO 4 nr UMO-2013/08/A/HS4/00612).

Aneks

Schemat 1

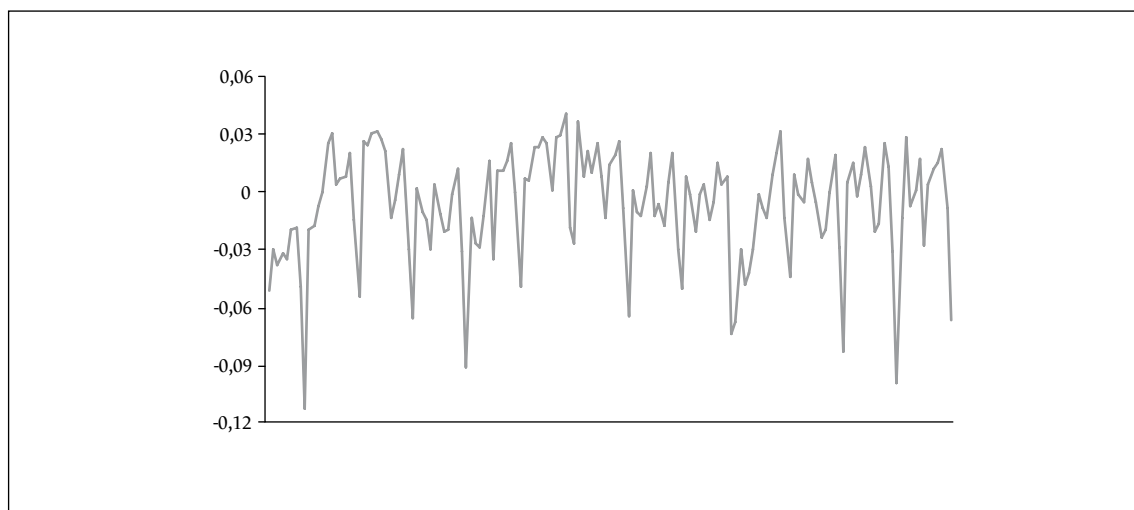
Kanały oddziaływania zmian cen ropy naftowej i paliw na ceny krajowe



Źródło: opracowanie na podstawie O'Brien, Weymes (2010).

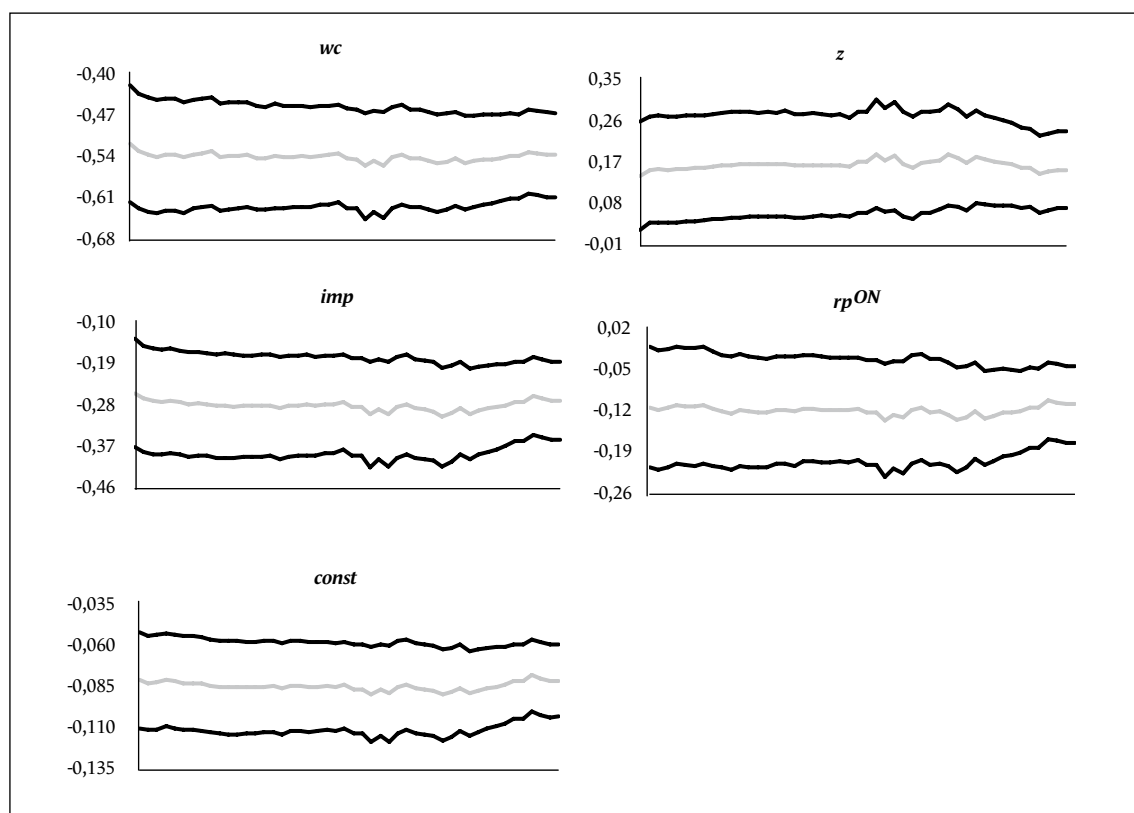
Wykres 1

Ceny konsumenta – relacja kointegrująca



Wykres 2

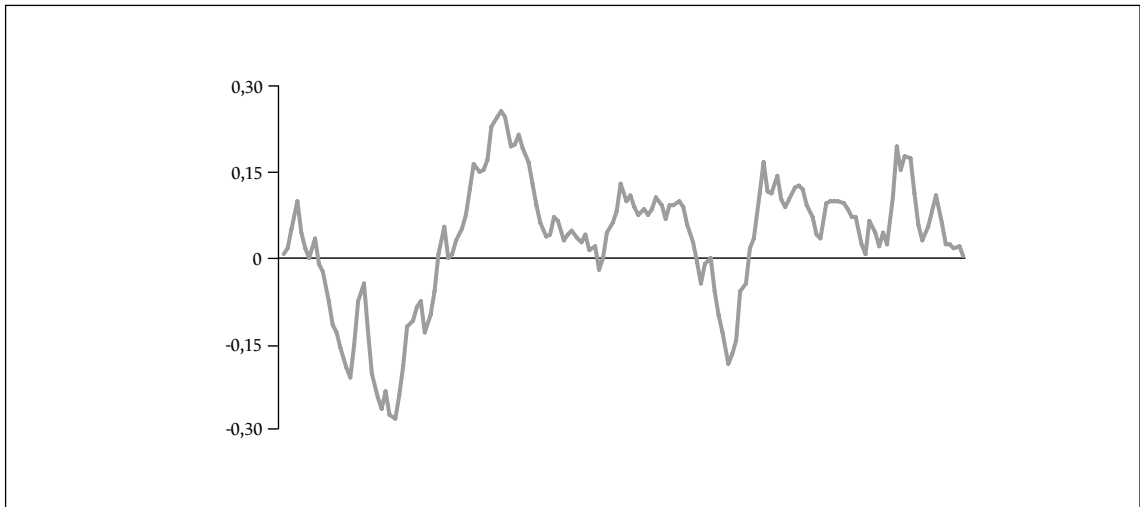
Estymacja rekursywna parametrów długookresowych



Uwaga: czarne linie oznaczają 95-procentowy przedział ufności, a linia szara oszacowaną wartość parametru.

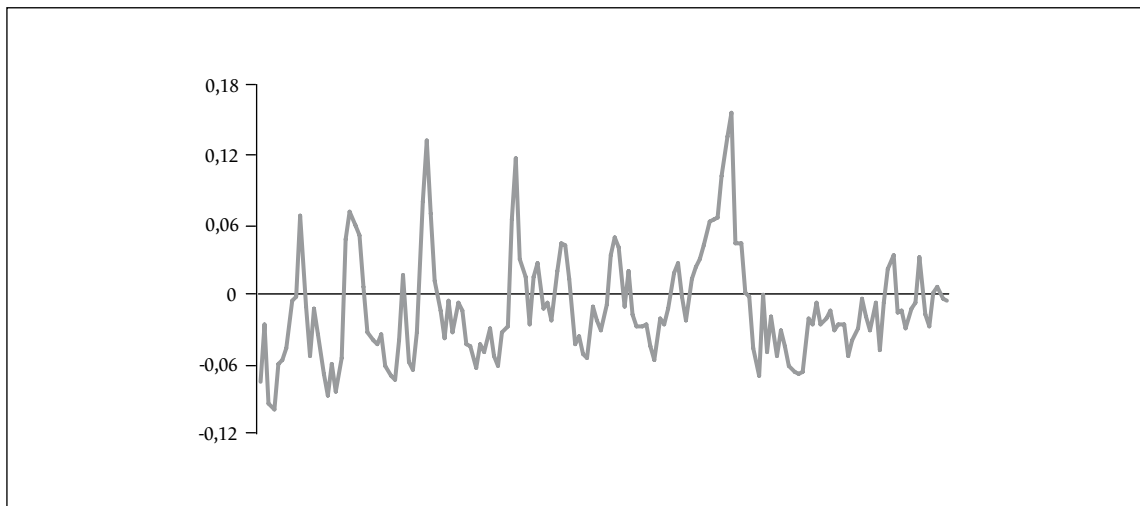
Wykres 3

Kurs walutowy PLN/EUR – relacja kointegrująca



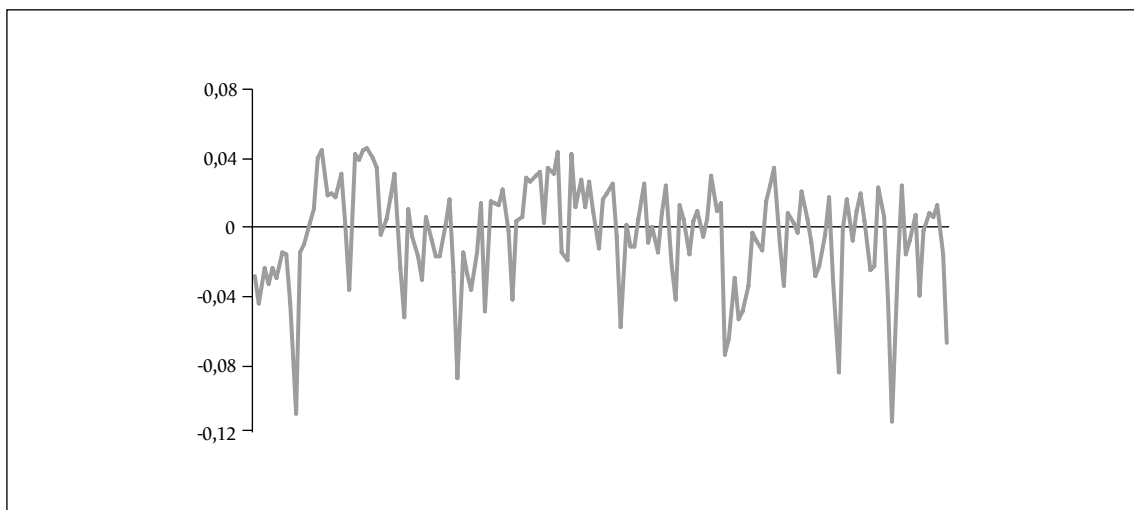
Wykres 4

Cena detaliczna netto oleju napędowego – relacja kointegrująca



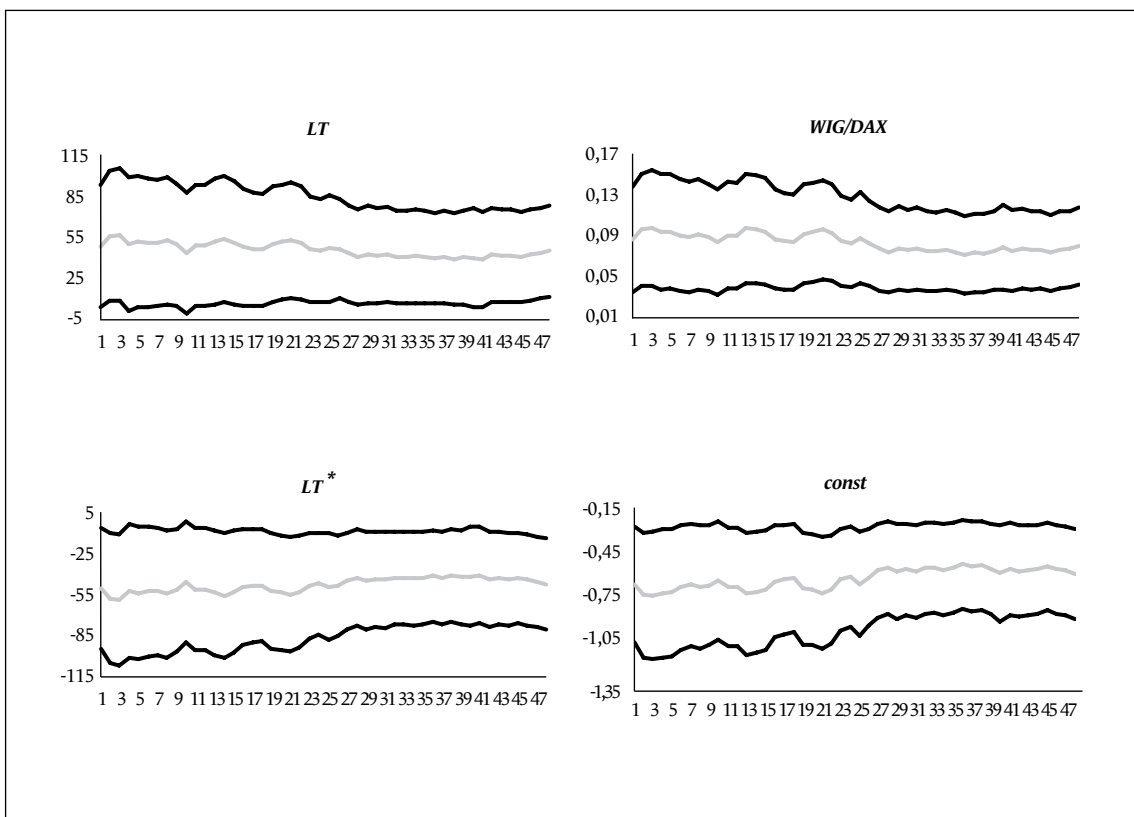
Wykres 5

Indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych – relacja kointegrująca



Wykres 6

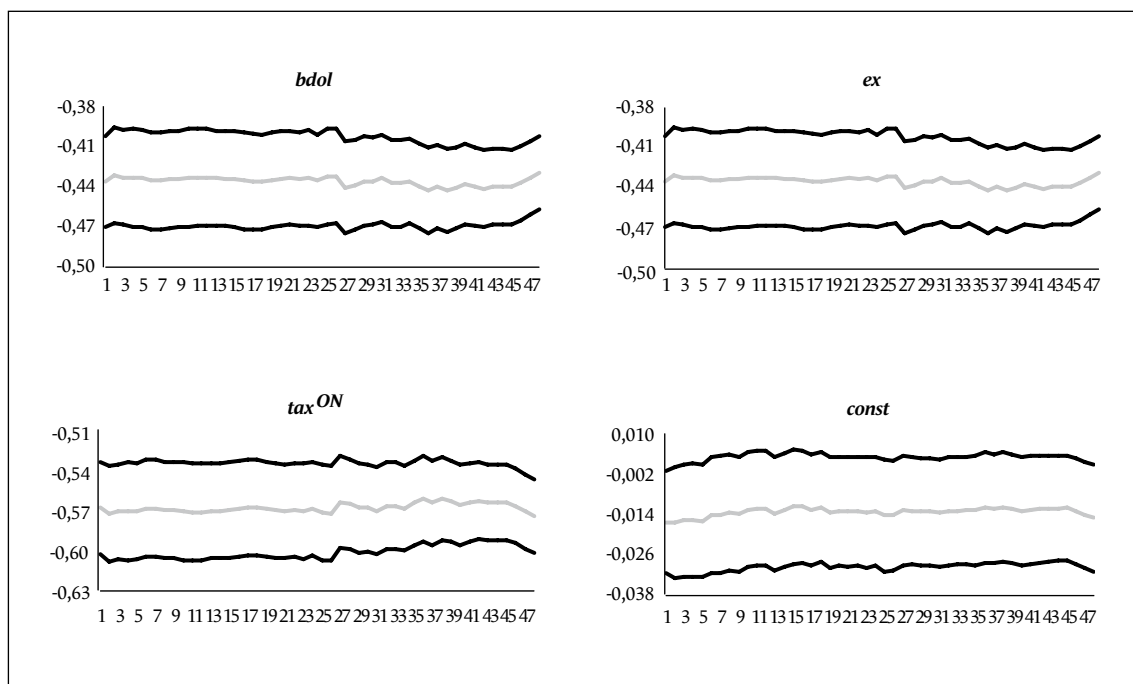
Estymacja rekursywna parametrów długookresowych – wektor kursu PLN/EUR



Uwaga: czarne linie oznaczają 95-procentowy przedział ufności, a linia szara oszacowaną wartość parametru.

Wykres 7

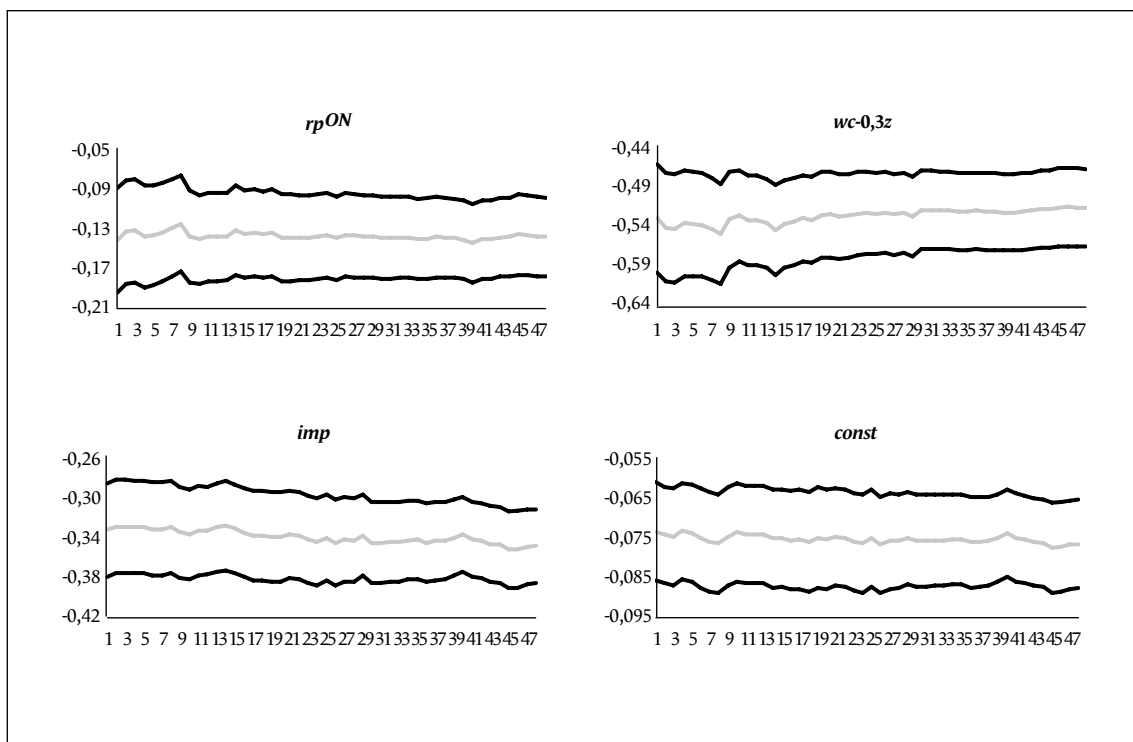
Estymacja rekursywna parametrów długookresowych – wektor ceny ON



Uwaga: czarne linie oznaczają 95-procentowy przedział ufności, a linia szara oszacowaną wartość parametru.

Wykres 8

Estymacja rekursywna parametrów długookresowych – wektor indeksu CPI



Uwaga: czarne linie oznaczają 95-procentowy przedział ufności, a linia szara oszacowaną wartość parametru.

Tabela 1

Testy stopnia integracji zmiennych

Symbol / transformacja zmiennnej	Wartość statystyki testu ADF	Wartość statystyki testu KPSS	Symbol / transformacja zmiennnej	Wartość statystyki testu ADF	Wartość statystyki testu KPSS
Hipoteza ADF: I(1) vs. I(0) KPSS: I(0) vs. I(1)			Hipoteza ADF: I(2) vs. I(1) KPSS: I(1) vs. I(2)		
rp^{ON}	-1,425 ^s	5,759	Δrp^{ON}	-8,035 ^s	0,046
tax^{ON}	-2,532	1,768	Δtax^{ON}	-12,736	0,088
$bdol$	-1,396	6,163	$\Delta bdol$	-10,281	0,043
p	-0,193 ^s	7,624	Δp	-7,936 ^s	0,138
imp	-2,732	2,991	Δimp	-17,156	0,021
wc	-0,100 ^s	7,649	Δwc	-11,005 ^s	0,015
z	-2,140 ^s	7,232	Δz	-16,924 ^s	0,071
ex	-2,317	4,897	Δex	-5,654	0,085
ex^*	-1,617	5,763	Δex^*	-9,076	0,114
LT	-1,949	4,320	ΔLT	-8,417	0,165
LT^*	-0,995	5,194	ΔLT^*	-8,381	0,105
p^*	-0,255 ^s	7,773	Δp^*	-3,675 ^s	0,023
WIG/DAX	-1,728	4,946	$\Delta(WIG/DAX)$	-11,911	0,366

Uwagi: symbol Δ oznacza pierwszą różnicę. Wnioskowanie przeprowadzono na poziomie istotności 0,05. Wszystkie równania testowe zawierały wyraz wolny. Superskrypt s oznacza, że do równania testu dołączono dodatkowo zmienne zero-jedynkowe uwzględniające efekty sezonowe. Wartość krytyczna dla testu ADF wynosi 2,86 (por. Davidson, MacKinnon 1993), natomiast dla testu KPSS 0,463 (por. Kwiatkowski i in. 1992).

Tabela 2

Testy rzędu opóźnienia modelu VAR (I)

Opóźnienie w modelu VAR	Kryterium informacyjne		Test mnożnika Lagrange'a		Test długości opóźnienia
	kryterium Schwarza	kryterium Hannana- Quinna	LM(1)	LM(k)	VAR(s) vs. VAR(s + 1)
5	-36,522	-38,776	0,906	0,826	–
4	-37,231	-39,188	0,863	0,921	0,826
3	-37,913	-39,574	0,804	0,895	0,614
2	-38,108	-39,473	0,000	0,002	0,000
1	-37,879	-38,947	0,000	0,000	0,000

Uwaga: dla testów autokorelacji LM oraz długości opóźnienia podano graniczne poziomy istotności (*p-values*).

Tabela 3

Testy własności stochastycznych modelu VAR

Testy jednowymiarowe			
równanie	test normalności składnika losowego		test na obecność efektu ARCH(3)
Δp	2,362 (0,307)		0,608 (0,894)
Δp^{ON}	2,290 (0,318)		7,517 (0,057)
Δwc	1,671 (0,434)		5,003 (0,172)
Δz	0,934 (0,627)		5,166 (0,160)
Δimp	0,424 (0,809)		7,529 (0,057)
Testy wielowymiarowe			
test autokorelacji składnika losowego			
LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)
30,016 (0,224)	24,079 (0,515)	16,677 (0,893)	26,725 (0,370)
test na obecność efektu ARCH			
LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(12)
240,045 (0,234)	470,374 (0,245)	747,829 (0,027)	2295,000 (1,000)
test normalności składnika losowego			
		13,266 (0,209)	

Uwagi: LM(s) w przypadku testu autokorelacji składnika losowego oznacza test LM autokorelacji rzędu s, podczas gdy w przypadku testu na obecność efektu ARCH oznacza test LM efektu ARCH rzędu s. W nawiasach podano graniczne poziomy istotności (*p-values*).

Tabela 4

Testy rzędu kointegracji (I)

Rząd kointegracji	Test śladu				
	statystyka testu	statystyka testu ^{BC}	wartość krytyczna	graniczny poziom istotności	graniczny poziom istotności ^{BC}
0	112,460	100,437	76,813	0,000	0,000
1	53,268	37,957	53,945	0,058	0,579
2	28,025	19,194	35,070	0,243	0,774
3	12,267	4,733	20,164	0,434	0,981
4	4,688	2,002	9,142	0,330	0,774

Uwaga: BC oznacza korektę Bartletta.

Tabela 5

Testy słabej egzogeniczności zmiennych (I)

Zmienna	Test ilorazu wiarygodności	
	statystyka testu	graniczny poziom istotności
<i>p</i>	30,291	0,000
<i>wc</i>	1,829	0,176
<i>z</i>	12,031	0,001
<i>imp</i>	1,838	0,175
<i>rp^{ON}</i>	0,303	0,582

Uwaga: wartość krytyczna testu LR przy poziomie istotności 0,05 wynosi 3,841.

Tabela 6

Testy rzędu kointegracji w systemie warunkowym (I)

Rząd kointegracji	Test śladu				
	statystyka testu	statystyka testu ^{BC}	wartość krytyczna	graniczny poziom istotności	graniczny poziom istotności ^{BC}
0	71,485	67,408	35,854	0,000	0,000
1	16,176	15,500	18,084	0,090	0,111

Uwaga: BC oznacza korektę Bartletta.

Tabela 7

Testy własności stochastycznych modelu warunkowego (I)

Testy jednowymiarowe			
równanie	test normalności składnika losowego	test na obecność efektu ARCH(3)	
Δp	3,031 (0,220)	2,072 (0,558)	
Δz	3,086 (0,214)	5,969 (0,113)	
Testy wielowymiarowe			
test autokorelacji składnika losowego			
LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(12)
3,245 (0,518)	1,875 (0,759)	1,467 (0,832)	1,310 (0,860)
test na obecność efektu ARCH			
LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(12)
11,673 (0,232)	21,729 (0,244)	32,157 (0,226)	110,765 (0,408)
test normalności składnika losowego			
5,906 (0,206)			

Uwagi: LM(s) w przypadku testu autokorelacji składnika losowego oznacza test LM autokorelacji rzędu s, podczas gdy w przypadku testu na obecność efektu ARCH oznacza test LM efektu ARCH rzędu s. W nawiasach podano graniczne poziomy istotności (*p-values*).

Tabela 8

Testy rzędu opóźnienia modelu VAR (II)

Opóźnienie w modelu VAR	Kryterium informacyjne		Test mnożnika Lagrange'a	
	kryterium Schwarza	kryterium Hannana-Quinna	LM(1)	LM(k)
5	-84,210	-94,389	0,349	0,348
4	-86,545	-95,289	0,188	0,067
3	-88,983	-96,291	0,477	0,405
2	-91,288	-97,161	0,031	0,056
1	-92,901	-97,338	0,000	0,000

Uwagi: dla testów autokorelacji LM podano graniczne poziomy istotności (*p-values*).

Tabela 9

Testy rzędu kointegracji (II)

Rząd kointegracji	Test śladu				
	statystyka testu	statystyka testu ^{BC}	wartość krytyczna	graniczny poziom istotności	graniczny poziom istotności ^{BC}
0	684,739	658,158	297,990	0,000	0,000
1	470,091	453,661	251,129	0,000	0,000
2	331,450	321,137	208,267	0,000	0,000
3	219,750	213,749	169,405	0,000	0,000
4	155,095	151,444	134,543	0,002	0,003
5	104,294	102,228	103,679	0,045	0,063
6	65,425	64,371	76,813	0,277	0,312
7	45,386	44,821	53,945	0,239	0,260
8	26,433	26,200	35,070	0,323	0,335
9	13,326	13,256	20,164	0,346	0,352
10	4,450	4,442	9,142	0,361	0,362

Uwaga: BC oznacza korektę Bartletta.

Tabela 10

Testy słabej egzogeniczności zmiennych (II)

Zmienna	Test ilorazu wiarygodności	
	statystyka testu	graniczny poziom istotności
<i>ex</i>	23,945	0,001
<i>ex</i> [*] + <i>p</i> [*]	16,520	0,011
<i>p</i>	163,926	0,000
<i>LT</i>	11,655	0,070
<i>LT</i> [*]	9,255	0,160
<i>WIG/DAX</i>	9,284	0,158
<i>rp</i> ^{ON}	57,877	0,000
<i>bdol</i>	7,395	0,286
<i>tax</i> ^{ON}	10,701	0,098
<i>wc</i> – 0,3z	40,012	0,000
<i>imp</i>	68,118	0,000

Uwaga: wartość krytyczna testu LR przy poziomie istotności 0,05 wynosi 12,592.

Tabela 11

Testy długości opóźnienia w systemie zmarginalizowanym

Opóźnienie w modelu VAR	Kryterium informacyjne		Test mnożnika Lagrange'a	
	kryterium Schwarza	kryterium Hannana-Quinna	LM(1)	LM(k)
5	-41,178	-47,087	0,571	0,348
4	-42,492	-47,617	0,308	0,366
3	-43,842	-48,184	0,535	0,501
2	-44,970	-48,529	0,208	0,076
1	-45,680	-48,457	0,000	0,000

Uwaga: dla testów autokorelacji LM podano graniczne poziomy istotności (*p-values*).

Tabela 12

Testy rzędu kointegracji w systemie warunkowym (II)

Rząd kointegracji	Test śladu				
	statystyka testu	statystyka testu ^{BC}	wartość krytyczna	graniczny poziom istotności	graniczny poziom istotności ^{BC}
0	331,007	304,044	171,127	0,000	0,000
1	236,549	179,803	133,983	0,000	0,000
2	149,599	87,151	100,751	0,000	0,266
3	86,625	47,927	71,376	0,002	0,718
4	50,741	.NA	45,743	0,016	.NA
5	17,300	.NA	23,516	0,239	.NA

Uwaga: BC oznacza korektę Bartletta.

Tabela 13

Analiza macierzy towarzyszącej (I)

Pierwiastek	Część rzeczywista	Część zespolona	Moduł
1	1,011	0,000	1,011
2	0,986	0,000	0,986
3	0,795	0,000	0,795
4	0,745	0,000	0,745
5	0,651	0,000	0,651
6	-0,533	0,000	0,533
7	0,281	0,350	0,449
8	0,281	-0,350	0,449
9	0,293	0,000	0,293
10	0,222	0,000	0,222
11	-0,169	0,000	0,169
12	0,024	0,000	0,024

Uwaga: przyjęto, że liczbę wspólnych trendów stochastycznych określa liczba pierwiastków charakterystycznych leżących blisko okręgu jednostkowego (przyjmujących wartości powyżej 0,9).

Tabela 14

Testy słabej egzogeniczności zmiennych (III)

Zmienna	Test ilorazu wiarygodności	
	statystyka testu	graniczny poziom istotności
<i>ex</i>	16,777	0,002
<i>ex</i> [*] + <i>p</i> [*]	13,036	0,011
<i>p</i>	55,496	0,000
<i>rp</i>	35,185	0,000
<i>wc</i> – 0,3z	4,036	0,401
<i>imp</i>	7,165	0,127

Uwaga: wartość krytyczna testu LR przy poziomie istotności 0,05 wynosi 9,488.

Tabela 15

Testy rzędu kointegracji w systemie warunkowym (III)

Rząd kointegracji	Test śladu				
	statystyka testu	statystyka testu ^{BC}	wartość krytyczna	graniczny poziom istotności	graniczny poziom istotności ^{BC}
0	227,808	212,239	118,888	0,000	0,000
1	140,049	122,566	85,302	0,000	0,000
2	59,741	53,355	55,386	0,021	0,073
3	25,917	23,579	28,741	0,100	0,167

Uwaga: BC oznacza korektę Bartletta.

Tabela 16

Analiza macierzy towarzyszącej (II)

Pierwiastek	Część rzeczywista	Część zespolona	Moduł
1	0,940	0,000	0,940
2	0,787	0,029	0,788
3	0,787	-0,029	0,788
4	0,599	0,000	0,599
5	0,275	0,312	0,416
6	0,275	-0,312	0,416
7	0,361	0,000	0,361
8	0,074	0,000	0,074

Uwaga: przyjęto, że liczbę wspólnych trendów stochastycznych określa liczba pierwiastków charakterystycznych leżących blisko okręgu jednostkowego (przyjmujących wartości powyżej 0,9).

Tabela 17

Oszacowania parametrów modelu VECM – wektory kointegrujące i parametry korekty błędem

	<i>ex</i>	<i>ex</i> [*] + <i>p</i> [*]	<i>p</i>	<i>LT</i>	<i>LT</i> [*]	<i>WIG/DAX</i>	<i>rp</i> ^{ON}	<i>bdol</i>	<i>tax</i> ^{ON}	<i>wc</i> – 0,3 <i>z</i>	<i>imp</i>	<i>cons</i>
<i>LR</i> = 21,793 (0,295)												
β_1	1	1	-1	46,174 (2,682)	-46,174 (-2,682)	0,081 (4,134)	0	0	0	0	0	-0,593 (-3,727)
β_2	-0,429 (-30,338)	0	0	0	0	0	1	-0,429 (-30,338)	-0,571 (-40,379)	0	0	-0,015 (-1,756)
β_3	0	0	1	0	0	0	-0,137 (-6,645)	0	0	-0,516 (-20,277)	-0,347 (-18,057)	-0,076 (-13,343)
α_1	-0,050 (-4,759)	–	-0,001 (-0,733)	–	–	–	0,024 (2,734)	–	–	–	–	–
α_2	-0,039 (-1,037)	–	-0,017 (-3,648)	–	–	–	-0,244 (-7,920)	–	–	–	–	–
α_3	-0,045 (-0,709)	–	-0,069 (-8,583)	–	–	–	0,080 (1,530)	–	–	–	–	–

Uwagi: zmienna zdefiniowana jako $ex^* + p^*$ nie dostosowywała się do żadnego z ustrukturalizowanych wektorów kointegrujących (wszystkie związane z nią parametry korekty błędem były statystycznie nieistotne). Dlatego w ostatecznej wersji modelu została dołączona do grupy zmiennych słabo egzogenicznych.

Tabela 18

Testy własności stochastycznych modelu warunkowego (II)

Testy jednowymiarowe			
równanie	test normalności składnika losowego	test na obecność efektu ARCH(2)	R ²
Δp	1,725 (0,422)	0,309 (0,857)	0,789
Δrp	2,632 (0,268)	2,178 (0,337)	0,834
Δex	1,624 (0,444)	6,612 (0,037)	0,854
Testy wielowymiarowe			
test autokorelacji składnika losowego			
LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)
13,948 (0,124)	5,630 (0,776)	2,893 (0,968)	8,390 (0,495)
test na obecność efektu ARCH			
LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)
37,255 (0,411)	67,080 (0,642)	103,939 (0,593)	141,859 (0,535)
test normalności składnika losowego			
	4,405 (0,622)		

Uwagi: LM(s) w przypadku testu autokorelacji składnika losowego oznacza test LM autokorelacji rzędu s, podczas gdy w przypadku testu na obecność efektu ARCH oznacza test LM efektu ARCH rzędu s. W nawiasach podano graniczne poziomy istotności (*p-values*).

The impact of fuel prices on inflation processes in the Polish economy

Abstract

The aim of this paper is to identify the transmission mechanisms of fuel price changes into inflation processes in the Polish economy and to quantify the magnitude of this impact on the example of diesel oil, which is a strategically important type of fuel for industry and transport. The verification of the assumed influence involved searching for long-run relationships between the retail price of the refinery product, the consumer price index and the exchange rate within a multivariate cointegration framework, with the application of cointegrated VAR models. As demonstrated, the isolated impact of diesel oil final price on domestic prices at the consumer level, which results from the first-round effects, is significantly higher than the direct share of the whole group of fuels in the consumption basket on the basis of which the consumer price index is constructed. This implies that the significant part of transmission takes place via an intermediate channel of producer prices and is due to the important role of fuels as production cost components.

Keywords: fuel prices, inflation, real exchange rate, CHEER model, cointegration