

**Paweł Baranowski, Jan Jacek Sztaudynger**

Uniwersytet Łódzki

e-mail: baranowski@list.pl; sztaud@uni.lodz.pl

---

## WPLYW ŚWIATOWYCH CEN ROPY NAFTOWEJ NA CENY W POLSCE

---

**Streszczenie:** Cena ropy naftowej na rynkach światowych jest dla większości krajów egzogenicznym, a równocześnie ważnym czynnikiem kształtującym ceny wszystkich towarów i usług (m.in. transportu). Próbujemy oszacować krótko- i długookresowy wpływ światowych cen ropy naftowej na ceny producenta i konsumenta w Polsce za pomocą modelu wektorowej korekty błędem. Od strony ekonomicznej stosujemy kosztowe ujęcie inflacji, tzn. poza ceną ropy uwzględniamy m.in.: wynagrodzenia i kurs walutowy. Z analizy relacji długookresowych (kointegrujących) wynika silniejsza reakcja cen producenta na zmianę cen światowych ropy naftowej (elastyczność ok. 0,15) niż cen konsumenta (elastyczność ok. 0,05). Z analizy relacji krótkookresowych (odpowiedzi na impuls) wnioskujemy, że siły reakcji cen producenta oraz cen konsumenta na impulsowy wzrost cen ropy są zbliżone. Reakcja ceny producenta następuje nieco szybciej od cen konsumenta.

**Słowa kluczowe:** cena ropy naftowej, ceny producenta, ceny konsumenta, model wektorowej korekty błędem.

DOI: 10.15611/ekt.2014.2.01

### 1. Wstęp

Cena ropy naftowej na rynkach światowych jest dla większości krajów egzogenicznym, a równocześnie istotnym komponentem cen wszystkich rynków i towarów (m.in. transportu). Powstaje zatem ważne pytanie, na które spróbujemy odpowiedzieć: jakie są siła i dynamika wpływu światowych cen ropy naftowej na ceny towarów i usług konsumpcyjnych (ceny konsumenta) i ceny producenta w Polsce.

W artykule badamy, czy światowe ceny ropy naftowej, po ich przeliczeniu na złote, wpływają na pozostałe ceny. Należy przypomnieć, że ceny te stanowią w Polsce ok. 35%-50% ceny ropy naftowej (pozostałe składowe to akcyza, VAT i opłata paliwowa)<sup>1</sup>. W naszym badaniu założyliśmy, z dużym uproszczeniem, że podatko-

---

<sup>1</sup> Podatki te stanowią ok. 10% dochodów budżetu państwa.

we komponenty ceny ropy naftowej są doliczane według względnie stałego udziału i dlatego mogą być pominięte.

W badaniu próbujemy oszacować krótko- i długookresowy wpływ cen ropy naftowej na ceny producenta i konsumenta w Polsce za pomocą modelu wektorowej korekty błędem. Od strony ekonomicznej stosujemy kosztowe ujęcie inflacji, tzn. poza ceną ropy uwzględniamy m.in.: wynagrodzenia i kurs walutowy.

W części początkowej identyfikujemy zależności długookresowe (kointegrujące), a następnie wyznaczamy reakcje krótkookresowe (odpowiedzi na impuls).

## 2. Dane i metoda estymacji

Badamy:

$cpi_t$  – indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych (styczeń 1999 = 100, dalej: ceny konsumenta),

$ppi_t$  – indeks cen produkcji sprzedanej przemysłu (2010 = 100, dalej: ceny producenta),

$wynagr_t$  – przeciętne wynagrodzenie w sektorze przedsiębiorstw (nominalne, w złotych),

$eurpln_t$  – kurs euro (wyrażony w złotych, średniomiesięczny),

$oilpln_t$  – średnią cenę baryłki ropy naftowej na światowych giełdach surowcowych (średnia ważona z koszyka, przeliczona na złote według średniomiesięcznego kursu złoty/dolar) w okresie styczeń 1999 – listopad 2013 r. (179 obserwacji miesięcznych).

Źródłem danych są Biuletyny Statystyczne GUS, z wyjątkiem danych o światowych cenach ropy naftowej, które są publikowane przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy. Biorąc pod uwagę występowanie w szeregach sezonowości, zdecydowaliśmy się na oczyszczenie ich z sezonowości za pomocą procedury Tramo/Seats.

Ze względu na cel badania oraz niestacjonarność (zintegrowanie w stopniu pierwszym<sup>2</sup>) poziomów wszystkich zmiennych stosujemy model wektorowej korekty błędem, który pozwala jednocześnie oszacować zależności krótko- i długookresowe (zob. [Lütkepohl 2005, s. 237 i nast.; Majsterk 2008, s. 75 i nast.]).

## 3. Zależności długookresowe (kointegrujące)

Pierwszym krokiem była konstrukcja modelu wektorowej autoregresji (VAR), składającego się z pięciu zmiennych (opisanych w poprzedniej części), wprowadzonych w postaci logarytmów:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^K \mathbf{A}_i \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\epsilon}_t,$$

<sup>2</sup> Wyniki testów pierwiastka jednostkowego przedstawimy na życzenie.

gdzie:

$y_t = [\ln cpi_t \ln ppi_t \ln wynagr_t \ln eurpln_t \ln oilpln_t]$  – wektor obserwacji zmiennych endogenicznych w okresie  $t$ ,

$a_0, A_i$  – wektor stałych oraz macierze parametrów związanych z opóźnieniem rzędu  $i = 1, \dots, K$ ,

$\varepsilon_t$  – wektor składników losowych.

Konstrukcja modelu jest zbliżona do modelu przedstawionego w pracy [Baranowski, Hałka 2012]. Główną różnicą jest to, że ze względu na cel badania w niniejszej pracy, zamiast cen importu, wprowadzono dwie zmienne: ceny ropy naftowej oraz kurs euro/złoty.

Początkowo dokonaliśmy sprawdzenia rzędu opóźnień, w oparciu o standardowo stosowane kryteria informacyjne (zob. np. [Lütkepohl 2005, rozdz. 4.3, s. 146 i nast.]):

**Tabela 1.** Rząd opóźnień modelu VAR

Rząd opóźnień	Kryterium Akaikego	Kryterium Hannana-Quinna	Kryterium Schwarza
$K = 1$	-31,2	-31,0	-30,7
$K = 2$	-32,2	-31,9	<b>-31,3*</b>
$K = 3$	-32,4	<b>-31,9*</b>	-31,1
$K = 4$	<b>-32,5*</b>	-31,7	-30,7
$K = 5$	-32,4	-31,5	-30,1
$K = 6$	-32,4	-31,3	-29,7
$K = 7$	-32,4	-31,1	-29,2
$K = 8$	-32,4	-30,9	-28,7

\* Wartość minimalna kryterium (wskazująca na optymalne opóźnienie).

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z tab. 1, kryteria wskazują na rząd opóźnień o długości od 2 (kryterium Schwarza) do 4 miesięcy (kryterium Akaikego). Kierując się własnościami statystycznymi składników losowych modelu VAR, a także biorąc pod uwagę długość próby<sup>3</sup>, zdecydowaliśmy się przyjąć  $K = 3$ . Ponadto można zauważyć, że różnica wartości kryterium Akaikego dla  $K = 2$  i  $K = 3$  była bardzo niewielka. Dodatkowo, w celu potwierdzenia odporności modelu na dobór opóźnień, przeprowadzono obliczenia dla krótszego ( $K = 2$ ) rzędu opóźnień. Jak się okazało, skrócenie rzędu opóźnień nie wpłynęło znacząco na wyniki.

<sup>3</sup> Model składa się z pięciu równań, co sprawia, że każde dodatkowe opóźnienie zwiększa liczbę szacowanych parametrów o pięć w każdym równaniu.

W kolejnym kroku dokonaliśmy testowania liczby wektorów kointegrujących, reprezentujących strukturalne zależności pomiędzy zmiennymi. Zarówno test śladu, jak i test maksymalnej wartości własnej wskazywał na dwa wektory kointegrujące. Identyfikacji tych wektorów dokonaliśmy następująco. Po pierwsze założono, że ceny konsumenta nie wpływają w długim okresie na ceny producenta. Po drugie założono, że w długim okresie ceny konsumenta nie zależą bezpośrednio od kursu euro (co oznacza, że wpływ ten odbywa się jedynie pośrednio – po deprecjacji euro względem złotego następuje wzrost cen producenta, co następnie wpływa na wzrost cen konsumenta)<sup>4</sup>.

Ponadto testowaliśmy kolejno zerowe restrykcje na parametry krótkookresowych dostosowań. W rezultacie wprowadzono zerowe restrykcje dla dwu składników korekty błędem odpowiadających: pierwszemu wektorowi kointegracyjnemu w równaniu cen konsumenta oraz drugiemu wektorowi kointegracyjnemu w równaniu cen ropy naftowej.

Model wektorowej korekty błędem z powyższymi restrykcjami cechował się poprawnymi własnościami statystycznymi (brak autokorelacji i heteroskedastyczności). W wyniku zastosowania procedury Johansena otrzymano następujące oszacowania zależności długookresowych (w nawiasach podano statystyki t-Studenta):

$$\ln ppi_t = -1,643 + 0,226 \ln \text{wynagr}_t + 0,210 \ln \text{eurpln}_t + 0,152 \ln \text{oilpln}_t$$

(5,5)                                 (4,9)                                 (8,7)

$$\ln cpi_t = -1,251 + 0,140 \ln ppi_t + 0,351 \ln \text{wynagr}_t + 0,046 \ln \text{oilpln}_t$$

(1,9)                                 (10,2)                                 (4,1).

Zaprezentowane wyniki oceniamy jako prawidłowe z ekonomicznego punktu widzenia (wszystkie elastyczności są dodatnie i mniejsze od jedności). Parametry długookresowe można interpretować następująco:

- wzrost cen ropy naftowej o 10% spowoduje w długim okresie, *ceteris paribus*, wzrost cen producenta o ok. 1,5% oraz wzrost cen konsumenta o ok. 0,5% (wpływ bezpośredni; uwzględniając pośrednie efekty wpływu, można stwierdzić, że łączny wzrost cen konsumenta wyniósłby ok. 0,7%),
- wzrost wynagrodzeń o 10% spowoduje w długim okresie, *ceteris paribus*, wzrost cen producenta o ok. 2,3% oraz wzrost cen konsumenta o ok. 3,5%,
- wzrost cen producenta o 10% spowoduje w długim okresie, *ceteris paribus*, wzrost cen konsumenta o ok. 1,4%,
- spadek kursu złotego względem euro o 10% spowoduje w długim okresie, *ceteris paribus*, wzrost cen producenta o ok. 2,1%.

---

<sup>4</sup> Alternatywnie założono restrykcję braku długookresowego wpływu cen producenta na ceny konsumenta, dopuszczając bezpośredni wpływ kursu euro na ceny konsumenta. Nie zmieniało to długookresowych elastyczności wpływu ceny ropy na ceny konsumenta i producenta.

Elastyczność cen konsumenta na ceny ropy naftowej jest zbliżona do udziału paliw w koszyku CPI (który w okresie, jaki obejmowała próba, kształtował się w granicach ok. 4-5%). Przyjmując udział podatków i obowiązkowych opłat w cenie paliw rzędu 50%-65% (zob. np. [Gradzewicz i in. 2013, s. 67]) oraz jednostkową elastyczność wpływu ceny ropy naftowej na ceny paliw w Polsce przed opodatkowaniem, można zauważyć, że oznaczałoby to, że bezpośredni wpływ cen ropy naftowej na ceny konsumenta jest silniejszy niż wynikałoby to z samego udziału paliw w koszyku. Sądzymy, że kategoriami cen najsilniej związanymi z cenami ropy naftowej mogą być ceny transportu, a nieco słabiej – np. usług w zakresie rekreacji i kultury lub naprawy sprzętu domowego.

Z kolei elastyczność wpływu cen ropy naftowej na ceny producenta jest dość znaczna (ok. 0,15), co naszym zdaniem wynika z silnego związku cen ropy naftowej z innymi nośnikami energii (np. cenami gazu ziemnego).

Suma elastyczności wpływu poszczególnych zmiennych w każdym z równań jest znacznie niższa od jedności, co może świadczyć o pominięciu niektórych czynników kształtujących ceny (np. wydajności pracy, czynników popytowych czy innych kategorii kosztów, jak np. cen innych surowców lub cen ustalanych administracyjnie).

Otrzymane szacunki wpływu można odnieść do wyników Boratyńskiego, Plicha i Przybylińskiego [2010]. Autorzy ci, wykorzystując model wielosektorowy dla gospodarki Polski, szacują, że 10-procentowy wzrost cen ropy naftowej skutkuje wzrostem cen konsumenta na poziomie ok. 0,6%. Wynik ten jest bardzo zbliżony do naszych szacunków otrzymanych z użyciem analizy kointegracyjnej.

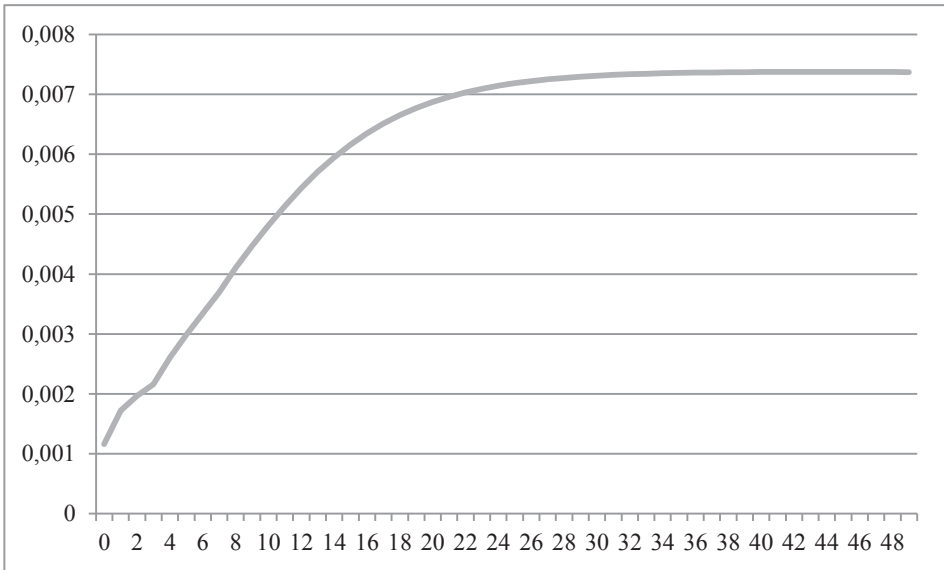
#### **4. Analiza krótkookresowa – odpowiedzi na impuls**

Dokonując identyfikacji szoków, zdecydowaliśmy się przyjąć najprostszą i zarazem najbardziej popularną dekompozycję Choleskiego. W modelu występuje pięć szoków, co dawałoby 120 możliwych strukturalizacji. Jednak zdecydowaliśmy się przyjąć, że ceny ropy są zmienną „najbardziej egzogeniczną”, tzn. w okresie bieżącym reagują tylko na szok cen ropy. Przy takim założeniu uporządkowanie czterech pozostałych szoków nie ma znaczenia.

Wyniki (reakcja na impuls w postaci szoku cen ropy naftowej, o wielkości 1 odchylenia standardowego tego szoku) przedstawiają rys. 1 i 2.

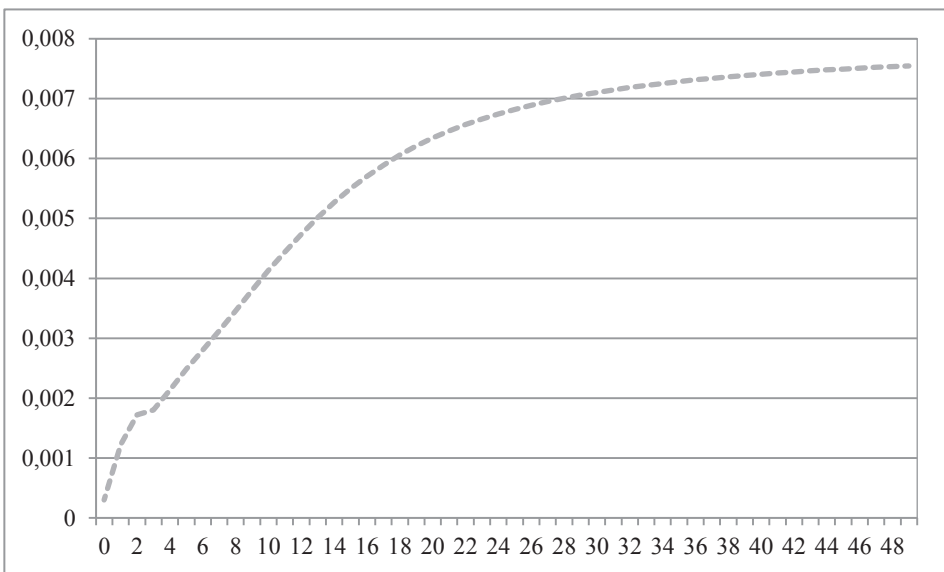
Krótkookresowa reakcja cen krajowych na impulsowy wzrost cen ropy naftowej jest, podobnie jak w przypadku zależności długookresowych, prawidłowa ekonomicznie – wzrost cen ropy naftowej zwiększa ceny konsumenta i producenta. Analizując dynamikę reakcji, możemy zauważyć, że działanie szoku jest względnie powolne – połowa impulsu wygasa po 7 miesiącach (ceny producenta) lub po 9 miesiącach (ceny konsumenta).

Bieżąca (jednoczesna) reakcja cen konsumenta jest pomijalna. Biorąc pod uwagę w miarę duży udział cen paliw w koszyku CPI, może to wskazywać, że – wbrew



**Rys. 1.** Reakcja cen producenta na szok ropy naftowej (1 odchylenie standardowe)

Źródło: opracowanie własne.



**Rys. 2.** Reakcja cen konsumenta na szok ropy naftowej (1 odchylenie standardowe)

Źródło: opracowanie własne.

powszechnym poglądom, dostosowanie cen paliw następuje po upływie co najmniej 2 miesięcy.

Możemy także zauważyć, że krótkookresowa reakcja cen konsumenta i producenta jest zbliżona do co siły (podczas gdy długookresowa elastyczność wpływu na ceny producenta była 2-, 3-krotnie wyższa niż na ceny konsumenta).

## 5. Podsumowanie

Z analizy relacji długookresowych wynika silniejsza reakcja cen producenta na zmianę cen światowych ropy naftowej (elastyczność ok. 0,15) niż cen konsumenta (elastyczność ok. 0,05). Można to tłumaczyć częściowo tym, że część skutków podnoszenia cen ropy polega na podniesieniu cen producenta, co prowadzi następnie do wzrostu cen konsumenta (elastyczność ok. 0,02, co daje łączną elastyczność cen konsumenta ok. 0,07). Płyne stąd wniosek, że ceny producenta reagują średnio dwa razy silniej niż ceny konsumenta na wzrost cen ropy naftowej. Obie te elastyczności są niższe od pozostałych elastyczności występujących w modelu (tj. od elastyczności kursowej i płacowej).

Z analizy relacji krótkookresowych wnioskujemy, że elastyczności reakcji cen producenta oraz cen konsumenta są zbliżone. Reakcja ceny producenta następuje nieco szybciej od cen konsumenta.

Jak wspomnieliśmy we wstępie, podatki nakładane na ropę naftową (akcyza, VAT i opłata paliwowa) stanowią ok. 10% dochodów budżetu państwa, są więc istotnym elementem równoważenia budżetu państwa. Ten sposób równoważenia budżetu pociąga za sobą wzrost inflacji. Dlatego tak ważne dla polityki podatkowej jest to, by znać dokładnie skutki podnoszenia cen ropy naftowej płaconych przez finalnego odbiorcę.

W dalszych badaniach do światowych cen ropy naftowej przeliczonej na złote powinny zostać dodane tożsamościowo podatki. Umożliwi to przeprowadzenie analizy VECM wpływu bardziej „kompletnej” ceny ropy naftowej. Jeśli rezultaty będą podobne, powrócimy do zaprezentowanej, prostszej analizy z pominięciem podatkowego komponentu cen ropy.

Dodajmy również, że Przybyliński [2012] – na podstawie modeli *input-output* – wskazuje, że siła wpływu cen importu (a więc kategorii szerszej względem cen ropy) jest zróżnicowana w obrębie poszczególnych Unii Europejskiej. W tym kontekście interesującym kierunkiem przyszłych badań byłoby powtórzenie badania dla innych krajów.

## Literatura

- Baranowski P., Hałka A., *Inflacja importowana w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne” 2012, nr 8.  
Boratyński J., Plich M., Przybyliński M., *Krótkookresowe efekty zmian cen energii w polskiej gospodarce*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, 2010, t. 82.

- Gradzewicz M., Hagemeyer J., Hałka A., Baranowski P., Jankiewicz Z., Kołodziejczyk Z., Leszczyńska A., Macias P., Niechciał M., Popowski P., Puchalska P., *Strukturalne uwarunkowania inflacji*, „Materiały i Studia NBP” 2013, nr 297, s. 111.
- Lütkepohl H., *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin-Heidelberg-New York 2005.
- Majsterek M., *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo UŁ, Łódź 2008.
- Przybyliński M., *Wrażliwość krajów Unii Europejskiej na zmiany cen zewnętrznych*, „Przegląd Statystyczny” 2012, t. 59, nr 3.  
[www.imf.org/external/data.htm](http://www.imf.org/external/data.htm).

## WORLD OIL PRICE IMPACT ON PRICES IN POLAND

**Summary:** The world oil price is an exogenous as well as key component and factor influencing domestic prices (especially transportation). The question is: how the oil price influences producer and consumer prices. We focus on a short- and long-term relationship between the domestic prices and oil price (expressed in Polish zloty). We use Vector Error Correction Models, with cost-based specification, i.e. including additionally wages and euro-zloty exchange rate. The degree of estimated long-term pass-through oil prices to producer and consumer prices is 0,15 and 0,05, respectively. Both producer and consumer prices have comparable size of short-term reaction to an oil price shock, but the producer price reaction is more prolonged.

**Keywords:** oil price, producer price, consumer price, Vector Error Correction Model.