

DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 4–6 września 2007 w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Paweł Miłobędzki
Uniwersytet Gdański

Orlen czy Lotos? Kto kształtuje ceny na hurtowym rynku benzyn silnikowych w Polsce?

1. Wstęp

Hurtowy rynek benzyn silnikowych w Polsce jest zdominowany przez dwóch producentów: PKN Orlen S.A. oraz grupę Lotos S.A., których łączny udział w rynku zbliżony jest do 84%. Pozostałych 16% udziału w rynku przypada na wielu importerów¹. Z uwagi na łatwość importu i to, że żaden z importerów nie dysponuje znaczącą siłą rynkową, rynek benzyn można uznać za duopolistyczny, a konkurencję na nim – za cenową. Niemniej w stanowieniu cen – poza zachowaniem konkurenta – każdy duopolista musi uwzględniać światowe ceny benzyny oraz kurs wymiany dolara amerykańskiego na złotego, na którego wystawiane są kontrakty importowe.

Celem pracy jest identyfikacja mechanizmu stanowienia cen hurtowych benzyn silnikowych. Przedmiotem dociekań jest w niej w szczególności to, który z krajowych producentów benzyn pełni na rynku rolę lidera cenowego.

W procesie rozstrzygnięcia powyższej kwestii pokazuje się, że zarówno ceny hurtowe benzyn silnikowych w Polsce, jak i ceny światowe benzyny oraz kurs wymiany dolara amerykańskiego na złotego są zmiennymi zintegrowanymi w stopniu pierwszym. Zakładając, że na zintegrowanym rynku Unii Europejskiej brak jest możliwości arbitrażu w zakresie paliw płynnych (obowiązuje prawo

¹ Zob. Polski rynek paliw płynnych. Raport 2005, Polska Izba Paliw Płynnych, Warszawa 2007, tab. 8 (sprzedaż benzyn na rynku krajowym przez rafinerie oraz import pozarafineryjny w 2005 roku, tys. ton), s. 8 oraz wykresy 37 i 37a (sprzedaż benzyn przez niezależnych operatorów w 2005 roku, m³), s. 32.

jednej ceny), i że koszt sprowadzenia benzyn do Polski jest stacjonarny², za podstawę identyfikacji mechanizmu stanowienia cen przyjmuje się wektorowy, trójwymiarowy model korekty błędem (VECM)³. W modelu tym zmiennymi endogenicznymi są hurtowe ceny benzyny produkowanej przez Orlen i Lotos oraz światowa cena benzyny, a zmienną egzogeniczną – kurs wymiany dolara amerykańskiego na złotego. W procesie jego budowy i weryfikacji stosuje się procedurę Johansena⁴, a szacuje się go na podstawie dziennych szeregów cen hurtowych benzyny bezołowiowej 95-oktanowej produkowanej przez Orlen i Lotos, ceny natychmiastowej FOB tej benzyny w Rotterdamie (ARA) oraz kursu sprzedaży dolara USA w Narodowym Banku Polskim z okresu 5 stycznia 2004-26 stycznia 2007⁵. Do obliczeń używa się pakietu Microfit 4.0.

Przeprowadzone badanie prowadzi do ogólnego wniosku, że ceny krajowe i cena światowa benzyny bezołowiowej 95-oktanowej wykazują wspólny wzorzec zmienności stochastycznej. Stwierdza się występowanie 2 wektorów kointegrujących, które wyznaczają relacje równowagi długookresowej pomiędzy cenami krajowymi oraz jedną z cen krajowych a ceną światową. Na odchylenia od pierwszej relacji w krótkim okresie reaguje tylko cena Orlenu; na odchylenia od drugiej relacji – reagują ceny obu producentów. Impulsy cenowe przebiegają od ceny światowej do cen krajowych oraz od kursu wymiany waluty amerykańskiej na złotego do cen krajowych. Zależności ceny światowej od cen krajowych oraz wzajemnych interakcji cen krajowych nie obserwuje się. Ceny obu producentów nie są uwarunkowane ich własnymi cenami z przeszłości. Na podstawie powyższych stwierdzeń można wnosić, że tylko PKN Orlen S.A. w aktywny sposób kształtuje ceny benzyny bezołowiowej 95-oktanowej i jest liderem cenowym na jej krajowym rynku hurtowym. Grupa Lotos S.A. dostosowuje swoją cenę benzyny wyłącznie do ceny światowej i pod wpływem zmiany kursu dolara amerykańskiego.

Pozostała część pracy zorganizowana jest w 2 oddzielne części. Pierwsza poświęcona jest identyfikacji mechanizmu stanowienia hurtowych cen benzyny w Polsce. Najpierw przedstawia się w niej własności szeregów czasowych zmiennych wykorzystanych w badaniu, a następnie wyniki estymacji modelu VECM oraz wnioskowania w zakresie struktury przyczynowości cen benzyny bezołowiowej 95-oktanowej. Całość kończą syntetyczne wnioski.

² Na koszt sprowadzenia benzyny na rynek krajowy prócz ceny światowej składa się m.in. koszt transportu, kurs wymiany dolara USA na złotego, akcyza oraz opłata paliwowa.

³ Por. Brenner, Kroner (1995).

⁴ Zob. Johansen (1988), (1991).

⁵ Ceny hurtowe benzyny bezołowiowej 95-oktanowej uzyskano z portali internetowych producentów, cenę natychmiastową FOB tej benzyny w Rotterdamie (ARA) – z portalu internetowego U.S. Department of Energy, Energy Information Administration, a kurs sprzedaży dolara USA – z portalu internetowego NBP.

2. Identyfikacja mechanizmu stanowienia hurtowych cen benzyny

Szeregi czasowe zmiennych wykorzystanych w badaniu empirycznym są szeregami zintegrowanymi w stopniu pierwszym, o czym zaświadcza próbkowe wartości statystyk ADF_{\max} Leybourne'a oraz KPSS zestawione w tabeli 1⁶. Z kolei wzrokowa analiza rys. 1, na którym przedstawiono kształtowanie się dziennych cen hurtowych benzyny bezołowiowej 95-oktanowej, produkowanej przez obu producentów, oraz jej ceny natychmiastowej FOB w Rotterdamie sugerują, że wykazują one wspólny wzorec zmienności stochastycznej⁷.

Powyższe przypuszczenie znajduje wsparcie teoretyczne w braku możliwości arbitrażu na hurtowym rynku benzyn silnikowych. Jeśli jest prawdziwe, ceny producentów na rynku krajowym winny pozostawać w relacji równowagi długookresowej, $p_{1t} = p_{2t}$ ($i=1$ dla Orlenu oraz $i=2$ dla Lotosu), a jedna z nich w relacji równowagi długookresowej z ceną zagraniczną (w Rotterdamie), $p_{it} = p_{3t} + x_t$, gdzie: p_{3t} – zagraniczna cena benzyny, x_t – kurs wymiany dolara amerykańskiego na złoto (wszystkie zmienne w logarytmach naturalnych). Wówczas na mocy twierdzenia Grangera o reprezentacji⁸ ceny benzyny można modelować za pomocą modelu VECM:

$$\Delta p_{it} = \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^{s-1} \delta_{i,jk} \Delta p_{jt-k} + \gamma_{ik} \sum_{k=1}^{s-1} \Delta x_{t-k} + \sum_{l=1}^2 \varphi_{il} e_{lt-1} + \xi_{it} \quad (1)$$

gdzie $e_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1} p_{1t} + \beta_{i2} p_{2t} + \beta_{i3} p_{3t} + \beta_{i4} x_t$, w którym zachodzi: $\beta_{10} = 0$, $\beta_{11} = 1$, $\beta_{12} = -1$, $\beta_{13} = \beta_{14} = 0$ oraz $\beta_{21} = 0$, $\beta_{22} = 1$, $\beta_{23} = -1$, $\beta_{24} = -1$.

W modelu tym współczynniki φ_{il} charakteryzują szybkość dostosowania w krótkim okresie cen benzyny bezołowiowej 95-oktanowej do ich ścieżek równowagi długookresowej, natomiast współczynniki $\delta_{i,jk}$ – strukturę przyczynowości (w rozumieniu Grangera) jej cen. Sytuacja, w której $\beta_{10} < 0$ (> 0) i jednocześnie $\beta_{11} = 1$, $\beta_{12} = -1$, $\beta_{13} = \beta_{14} = 0$, oznaczałaby długotrwałe uzyskiwanie przewagi cenowej przez Orlen (Lotos), natomiast ta, w której $\beta_{23} = \beta_{24} \in (-1, 0)$ – że tylko część zmiany realnej ceny światowej jest przenoszona w długim okresie na ceny krajowe.

⁶ Zob. Leybourne (1995), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (1992).

⁷ Na lewej osi rzędnych odłożono ceny produkowanej przez PKN Orlen S.A. (Orlen) i grupę Lotos S.A. (Lotos) (Pln/m³), a na prawej – cenę natychmiastową FOB tej benzyny w Rotterdamie (Rotterdam) (centy USA/galon).

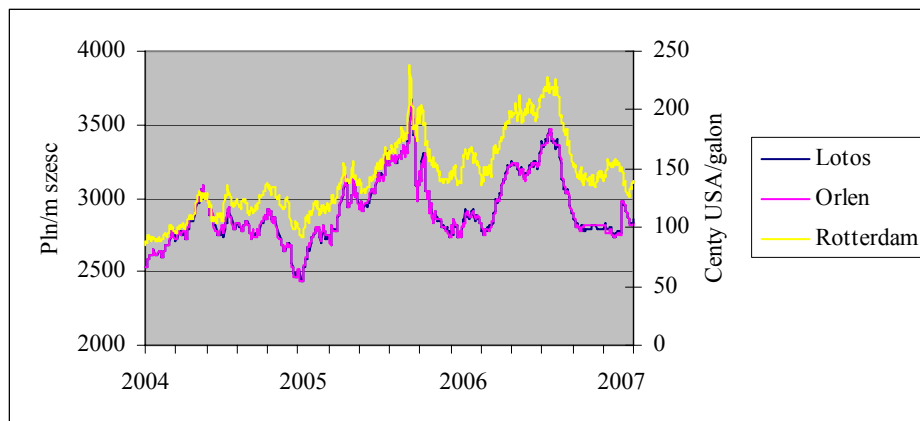
⁸ Zob. Granger (1987).

Tabela 1. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego i stacjonarności dla zmiennych z badania cen benzyny, obserwacje dzienne z okresu 4.01.2005–26.01.2007

Zmienna	Liczba obserwacji	Test						
		Procedura Leybourne'a				KPSS		
		ADF _f	AIC(<i>j</i>)	ADF _r	AIC(<i>j</i>)	KPSS _A	KPSS _B	<i>l</i>
Orlen	789	-2.4628 A	-3798.3 (2)	-1.9146 A	-3801.0 (2)	0.8896	0.1963	20
Lotos	789	-2.4031 A	-3813.5 (2)	-2.3973 A	-3814.7 (2)	0.9070	0.1980	20
Rotterdam	789	-2.0768 A	-2199.4 (1)	-1.2336 A	-2199.8 (1)	2.3214	0.2614	20
Kurs	789	-1.2069	1793.6 (1)	0.9294	1789.1 (1)	2.5807	0.4435	20

Orlen (Lotos, Rotterdam) – hurtowa cena benzyny bezołowiowej 95-oktanowej produkowanej przez PKN Orlen S.A. (grupę Lotos S.A., jej cena natychmiastowa FOB w Rotterdamie (ARA); Kurs – kurs sprzedaży dolara USA w NBP; ADF_f, ADF_r – wartości statystyk testu ADF dla obserwacji uporządkowanych chronologicznie (f) oraz występujących w porządku odwróconym (r) z wyrazem wolnym (A) oraz wyrazem wolnym i trendem (B); AIC(*j*) – wartość kryterium informacyjnego Akaike w relacji pomocniczej testu ADF wraz rzędem opóźnień (*j*) likwidującym autokorelację; *l* – parametr obciążenia (truncation lag); asymptotyczne wartości krytyczne dla ADF_f: -3,41 dla relacji pomocniczej ze stałą i trendem (B), -2,86 dla relacji pomocniczej ze stałą (A), -1,95 dla relacji pomocniczej bez elementów deterministycznych (pozostałe przypadki); wartości krytyczne testu KPSS_A: 0,463 (hipoteza o stacjonarności względem stałej), KPSS_B: 0,1416 (hipoteza o stacjonarności względem trendu); wszystkie wartości krytyczne podane są dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 1. Dienne ceny benzyny bezołowiowej 95-oktanowej, 4.01.2005–26.01.2007

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Wyniki testów kointegracji hurtowych cen krajowych benzyny bezołowiowej 95-oktanowej (Orlen, Lotos) oraz jej ceny światowej (Rotterdam), obserwacje dzienne z okresu 4.01.2005–26.01.2007⁹

Test									
Max wart własnej					Śladu				
Hipoteza		Statystyka testowa	Wartość krytyczna		Hipoteza		Statystyka testowa	Wartość krytyczna	
H ₀	H _A		5%	10%	H ₀	H _A		5%	10%
r=0	r=1	65.5771	25.5400	22.9800	r=0	r≥1	90.2204	42.4000	39.1200
r≤1	r=2	18.6342	18.8800	16.7400	r≤1	r≥2	24.6432	25.2300	22.7600
r≤2	r=3	6.0090	12.4500	10.5000	r≤2	r≥3	25.2300	12.4500	10.5000

W modelu VAR w relacjach kointegrujących występują wyrazy wolne; poza relacjami kointegrującymi nie występuje zmienna czasowa, rząd opóźnień VAR $s = 7$ wyznaczono stosując kryterium informacyjne Akaike (zob. Lütkepohl (2005), rozdz. 4); zmienne egzogeniczne I(1) uwzględnione w modelu: Kurs

Źródło: obliczenia własne.

Liczbę wektorów kointegrujących $r = 2$ potwierdzono w oparciu o testy maksymalnej wartości własnej oraz śladu macierzy¹⁰. Wyniki stosownych procedur testowych zestawiono w tabeli 2.

W celu normalizacji obu relacji równowagi długookresowej ze względu na ceny benzyn produkowanych przez Orlen i Lotos i dalszego testowania kointegrujących własności spreadów cenowych benzyn modelowanie strukturalne rozpoczęto od nałożenia na wektory kointegrujące $\beta_i^T = [\beta_{i0}, \beta_{i1}, \dots, \beta_{i4}]$ ($i = 1, 2$), zawierające współczynniki stojące przy cenach benzyn bezołowiowych 95-oktanowych oraz kursie wymiany dolara amerykańskiego na złotego, następujących restrykcji: $\beta_{11} = 1$, $\beta_{13} = 0$, $\beta_{21} = 0$, $\beta_{22} = 1$. Otrzymano oszacowania relacji równowagi długookresowej zestawione w tabeli 3.

Następnie stosując test ilorazu wiarygodności zweryfikowano oddzielnie 3 hipotezy o kointegrujących własnościach spreadów cenowych benzyn, wynikających z założenia braku arbitrażu: (H₁) o obowiązywaniu prawa jednej ceny w układzie Orlen-Lotos, (H₂) o obowiązywaniu prawa jednej ceny w układzie Lotos (Orlen)-Rotterdam oraz (H₃) o obowiązywaniu prawa jednej w układzie Orlen-Lotos-Rotterdam. Nakładano w tym celu odpowiednio następujące dodatkowe restrykcje: (H₁) $\beta_{10} = 0$, $\beta_{12} = -1$, $\beta_{14} = 0$, (H₂) $\beta_{20} = 0$, $\beta_{23} = -1$, $\beta_{24} = 0$ (H₃) $\beta_{10} = 0$, $\beta_{12} = -1$, $\beta_{14} = 0$, $\beta_{20} = 0$, $\beta_{23} = -1$, $\beta_{24} = 0$. Z uwagi na to, że wartości próbkowe stosownych statystyk testowych o rozkładzie χ^2 z odpowiednio 3, 3 oraz 6 stopniami swobody wyniosły 1.3279, 17.6384 oraz 20.9979, przy zwyczajowym 5% poziomie istotności nie znaleziono podstaw do

⁹ W badaniu empirycznym oryginalny szereg czasowy ceny benzyny w Rotterdamie przekształcono w taki sposób, aby jednostką wycenianą w dolarach USA był zamiast galona jej m³. W tym celu cenę wyrażoną w centach za galon przemnożono przez stałą równą 2.641721.

¹⁰ Zob. np. Johansen (1988), (1991).

odrzućcenia hipotezy o obowiązywaniu prawa jednej ceny tylko w pierwszym przypadku. W związku z powyższym weryfikacji poddano słabszą wersję hipotezy H_3 o obowiązywaniu prawa jednej ceny na krajowym rynku hurtowym benzyny oraz długookresowym oddziaływaniu na ceny krajowe realnej ceny światowej (nałożono dodatkowe restrykcje: $\beta_{10} = 0$, $\beta_{12} = -1$, $\beta_{14} = 0$, $\beta_{23} = \beta_{24}$). Próbkowa wartość statystyki testowej o rozkładzie χ^2 z 4 stopniami swobody równa 5.1905 nie dała podstaw do jej odrzucenia. Z uwagi na to, że $\hat{\beta}_{23} = \hat{\beta}_{24} = -0.3174 \in (-1, 0)$ oraz $\hat{S}(\hat{\beta}_{23}) = \hat{S}(\hat{\beta}_{24}) = 0.0495$, stwierdzono, iż tylko część zmiany realnej ceny światowej jest przenoszona w długim okresie na ceny krajowe.

Tabela 3. Oceny wektorów kointegrujących uzyskane MNW z restrykcjami jednoznacznie identyfikującymi

Zmienna	β_1	β_2
const	-0.0595 (0.0734)	-6.0953 (0.4136)
p_1	1 (-)	0.0 (-)
p_2	-0.9924 (0.0087)	1 (-)
p_3	0.0 (-)	-0.2895 (0.0514)
x	0.0008 (0.0060)	-0.1370 (0.1244)
Asymptotyczne błędy standardowe szacunku w nawiasach pod ocenami parametrów strukturalnych		

Źródło: obliczenia własne.

Analizę zależności między cenami benzyny bezołowiowej 95-oktanowej w układzie Orlen-Lotos-Rotterdam kończy estymacja wektorowego modelu korekty błędem z wektorami kointegrującymi uzyskanymi dla ostatniego z rozpatrywanych przypadków obowiązywania prawa jednej ceny. Jej rezultaty przedstawiono w tabeli 4. Z danych zestawionych w tej tabeli wynikają następujące wnioski odnoszące się do oddziaływań krótkookresowych: (a) w układzie cen benzyny bezołowiowej 95-oktanowej Orlen-Lotos-Rotterdam nie stwierdza się przyczynowości w rozumieniu Grangera oraz oddziaływania zmian historycznych temp wzrostu cen benzyny produkowanej przez Orlen i Lotos na ich bieżące tempa wzrostu (zob. tabela 4, próbkowe oceny statystyk W1-W2); (b) impulsy cenowe przebiegają od ceny w Rotterdamie do cen krajowych oraz od kursu wymiany dolara amerykańskiego na złotego do cen krajowych (zob. próbkowe oceny statystyk W3-W4); (c) cena benzyny w Rotterdamie jest martyngałem (zob. próbkowe oceny statystyk W6 oraz ARCH(1) i ARCH(5)); (d) spread cenowy na rynku krajowym relatywnie silnie oddziałuje na cenę benzyny bezołowiowej 95-oktanowej produkowanej przez PKN Orlen S.A.; nie stwierdza się jego oddziaływania na cenę tej benzyny produkowanej przez gru-

pę Lotos S.A. (na przyrost różnicy temp wzrostu krajowych cen hurtowych o jeden punkt procentowy w okresie t Orlen reaguje spadkiem ceny produkowanej przez siebie benzyny w okresie następnym o 0,32 punktu procentowego; zob. próbkowe oceny parametrów φ_{11}); (e) Lotos silniej od Orlenu reaguje na odchylenia własnej ceny hurtowej benzyny od jej ceny równowagi długookresowej, wyznaczanej przez urealnioną kursom wymiany dolara USA na złotego cenę światową (zwiększenie tego odchylenia o jeden punkt procentowy powyżej (poniżej) relacji równowagi długookresowej powoduje spadek (wzrost) jego ceny hurtowej o 0,033 punktu procentowego; w przypadku Orlenu spadek (wzrost) ten jest o 25% mniejszy; zob. próbkowe oceny parametrów φ_{21}).

Tabela 4. Oszacowania równań modelu (1)

Zmienna (statystyka)	Równanie		
	Δp_{1t}	Δp_{2t}	Δp_{3t}
e_{1t-1}	-0.3201 (0.0881)	0.0952 (0.0821)	0.3816 (0.2912)
e_{2t-1}	-0.0246 (0.0092)	-0.0329 (0.0086)	0.0299 (0.0304)
R^2	0.4466	0.5295	0.0363
LM(1)	0.9713	1.0433	0.1775
LM(5)	7.0051	6.4052	9.0660
ARCH(1)	0.1272	0.5475	10.1264
ARCH(5)	0.5184	1.2922	17.5958
W1	8.5691	5.9289	-
W2	9.6580	10.7133	-
W3	447.1759	682.3345	-
W4	47.2602	60.8051	-
W5	10.8710	2.3526	-
W6	-	-	29.1625

$e_{1t-1} = p_{1t} - p_{2t}$, $e_{2t} = p_{2t} - 5.7123 - 0.3174(p_{3t} - x_t)$; błędy standardowe szacunku parametrów strukturalnych w nawiasach pod ich ocenami; statystyki: LM(k) – LM Godfrey’a dla rzędu autokorelacji k , ARCH(s) – LM Engle-Bollersleva dla efektów typu ARCH rzędu s ; Walda dla ograniczeń: Wj: $\delta_{j1} = \delta_{j2} = \dots = \delta_{js-1} = 0$; W4: $\gamma_{11} = \gamma_{12} = \dots = \gamma_{is-1} = 0$; W5: $\varphi_{11} = \varphi_{12}$; W6: $\delta_{6jk} = \gamma_{6k} = \varphi_{6l} = 0$ ($i, j = 1, 2, 3; k = 1, \dots, s-1; l = 1, 2$); oceny statystyk W1–W6 podane grubą czcionką – istotność na poziomie istotności 5%

Źródło: obliczenia własne.

3. Zakończenie

Empiryczna analiza mechanizmu stanowienia hurtowych cen benzyn silnikowych w Polsce na przykładzie benzyny bezołowiowej 95-oktanowej wykazała, że impulsy cenowe przebiegają od ceny światowej tej benzyny i kursu wymiany dolara amerykańskiego na złotego do cen krajowych. Nie stwierdzono zależności ceny światowej od cen krajowych oraz wzajemnych interakcji cen krajowych. Z uwagi na to, że na odchylenia od relacji równowagi długookresowej na rynku krajowym zmianą swojej ceny w krótkim okresie reaguje tylko Orlen, to on może być uznany za lidera cenowego na tym rynku.

Literatura

- Brenner, R.J., Kroner, K.F. (1995), Arbitrage, Cointegration, and Testing the Unbiasedness Hypothesis in Financial Markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 23–42.
- Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- 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, 157–178.
- Leybourne, S.J. (1995), Testing for Unit Root Using Forward and Reverse Dickey-Fuller Regressions, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 559–571.
- Lütkepohl, H. (2005), *New introduction to multiple time series analysis*, Springer, Berlin.
- Polski rynek paliw płynnych. Raport 2005* (2007), Polska Izba Paliw Płynnych, Warszawa.