

Jerzy Rembeza, Katarzyna Waraksa

Politechnika Koszalińska

ASYMETRIA W TRANSMISJI CEN MIĘDZY POLSKIM A MIĘDZYNARODOWYM RYNKIEM PALIW PŁYNNYCH¹

1. Wstęp

Powiązanie rynków za pośrednictwem cen oznacza, że zmiana ceny na jednym rynku powinna uruchamiać proces transmisji cen. Proces ów może mieć różny charakter, może przebiegać w przestrzeni, w czasie, w ramach poszczególnych kanałów marketingowych. Od efektywności tego procesu zależy w dużym stopniu efektywność funkcjonowania poszczególnych rynków.

Podstawową konstrukcją teoretyczną tłumaczącą powiązanie rynków za pośrednictwem cen jest prawo jednej ceny. Zgodnie z nim różnice w poziomie cen produktów homogenicznych na dwóch powiązanych z sobą rynkach nie powinny przekraczać kosztów transferu produktu między rynkami. Na tak rozumianym mechanizmie opierają się klasyczne modele równowagi cen w przestrzeni [Samuelson, 1952, s. 282-303; Takayama, Judge, 1971]. Kwestia zachowania się cen zgodnie z prawem jednej ceny była przedmiotem wielu analiz empirycznych. Zazwyczaj stwierdza się zaburzenia w procesie transmisji cen, których przyczynami mogą być m.in. istnienie struktur niekonkurencyjnych, stosowanie cel i innych restrykcji pozataryfowych, ryzyko w handlu międzynarodowym, opóźnienia w przepływie informacji, odmienne preferencje konsumentów. Czy oznacza to negację prawa jednej ceny – jest już przedmiotem kontrowersji, przy czym analizy empiryczne dają często sprzeczne odpowiedzi, nawet gdy bazują na tym samym zbiorze danych [Ardeni, 1989, s. 661-669; Baffes, 1991, s. 1264-1273]. Jednym z aspektów zaburzeń w transmisji cen jest problem asymetrycznych reakcji cenowych. Ich istota sprowadza się do innej reakcji cen na jednym rynku na spadki cen na drugim rynku, a innej w przypadku wzrostów cen [Meyer, Cramon-Taubadel, 2004, s. 583-586]. Przyczynami asymetrii w transmisji cen są m.in. zróżnicowanie siły rynkowej poszczególnych uczestników rynku, koszty poszukiwań, oczekiwania inflacyj-

¹ Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2009 jako projekt badawczy.

ne, wahania marż w cyklu koniunkturalnym [Azzam, 1999, s. 296-305; Reagan, Weitzman, 1982, s. 410-420]. Szczegółowa analiza S. Peltzman dla ok. 200 rynków produktów w USA wskazywała, że prawie 2/3 z nich wykazywało asymetryczne reakcje [Peltzman, 2000, s. 467].

Jednym z najważniejszych rynków we współczesnej gospodarce jest rynek paliw. Od efektywności jego funkcjonowania w istotnym stopniu zależy efektywność całej gospodarki. Jedną ze specyficznych cech tego rynku jest to, że charakteryzuje się strukturami odbiegającymi od konkurencyjnych. Dotyczy to sfery produkcji, obrotu, przerobu oraz dystrybucji. Dlatego często podejrzewany jest o występowanie asymetrycznych reakcji cenowych. Odwołując się do tego rynku, sformulowano tzw. model „rakiety i piórka”. Analizy charakteru reakcji cenowych na rynku paliw są przeprowadzane w dwóch przekrojach: w ramach struktur zintegrowanych pionowo (ceny surowców a ceny produktów) oraz w ramach struktur powiązanych w przestrzeni. Wyniki przeprowadzonych za granicą analiz nie dają jednoznacznych odpowiedzi na pytanie, czy reakcje cenowe na rynku paliw mają charakter asymetryczny. W części prac potwierdzano istnienie takich reakcji [Borenstein, Shepard, 2002; Brown, Yucel, 2000; Galeotti, Lansa, Manera, 2003]. Część opracowań wykazuje jednak symetryczny charakter reakcji [Bachmeier, Griffin, 2003, s. 772-776; Godby i in., 2000, s. 251-276;]. Różnice mogą wynikać z odmiennej metodyki, okresu analizy, szczegółowości danych.

Polski rynek paliw jest uzależniony od sytuacji na rynku światowym. Z jednej strony niemal całość przerabianej ropy pochodzi z importu, z drugiej znaczna część paliw, zwłaszcza oleju napędowego, jest przedmiotem importu. Wpływ cen na rynkach światowych na ceny w kraju jest więc oczywisty. Z uwagi na silną koncentrację przerobu i obrotu mogą występować w mechanizmie powiązań cenowych rynku polskiego z rynkami zagranicznymi reakcje asymetryczne. W pracy starano się odpowiedzieć na pytanie, czy takie reakcje faktycznie istnieją. Przeprowadzono analizy w stosunku do zagranicznych cen ropy w oraz w stosunku do cen paliw.

2. Metoda analizy i dane

W analizie transmisji cen stosowane są różne procedury ekonometryczne, m.in. modele autoregresyjne, modele częściowych dostosowań, modele z mechanizmem korekty błędem. W opracowaniu wykorzystano ostatnią z nich, będącą jedną z popularniejszych procedur. Odwołuje się ona do pojęcia integracji i kointegracji, różnicując mechanizm transmisji na reakcje krótkookresowe i długookresowe [Engle, Granger, 1987 s. 251-276]. Przyjęta w pracy procedura badawcza obejmowała kolejno następujące kroki:

- analizę stopnia integracji poszczególnych zmiennych, którą przeprowadzono przy użyciu testu ADF;
- analizę kointegracji między parami zmiennych. Z uwagi na możliwość odmiennej reakcji cenowej w okresie horyzontalnego trendu cenowego na rynku

paliw (lata 1996-2001) i trendu rosnącego (lata 2002-2006) do równania kointegrującego wprowadzono zmienną zero-jedynkową [Gregory, Hansen, 1996, s. 99-126]. Przedmiotem analizy była ocena stacjonarności reszt z następującego równania kointegrującego:

$$P_{H,t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 DU(\lambda) + \alpha_3 P_{F,t} + e_t,$$

gdzie: $P_{H,t}$ – ceny na rynku krajowym w okresie t ,

$P_{F,t}$ – ceny na rynku zagranicznym w okresie t ,

t – zmienna czasowa,

DU – zmienna zero-jedynkowa, gdzie $\lambda = 0$ przyjęto dla lat 1996-2001 r.,
a $\lambda = 1$ dla okresu późniejszego,

e_t – składnik resztowy;

- testowanie transmisji cen z użycie modelu z mechanizmem korekty błędem o postaci:

$$\Delta P_{H,t} = \alpha_0 + \alpha_1(L)\Delta P_{H,t-1} + \alpha_2\Delta P_{F,t} + \alpha_3(L)\Delta P_{F,t-1} + \alpha_4 ECT_{t-1}^+ + \alpha_5 ECT_{t-1}^- + e_t,$$

gdzie ECT^+ i ECT^- to odpowiednio dodatnie i ujemne reszty z równania kointegrującego. Nierówność współczynników α_4 i α_5 wskazuje na występowanie reakcji asymetrycznych.

W opracowaniu wykorzystano notowania tygodniowe cen następujących produktów:

- L95 – cena rafineryjna benzyny bezołowiowej 95 z rafinerii Grupy Lotos,
- PKN 95 – cena rafineryjna benzyny bezołowiowej 95 z rafinerii PKN ORLEN,
- LON – cena rafineryjna oleju napędowego Grupy Lotos,
- PKN ON – cena rafineryjna oleju napędowego z rafinerii PKN ORLEN,
- ARA – notowania ceny benzyny bezołowiowej na giełdzie Amsterdam-Rotterdam-Antwerpia,
- ARAon – notowania ceny oleju napędowego na giełdzie Amsterdam-Rotterdam-Antwerpia,
- Brent – ceny „f.o.b” europejskiej ropy typu Brent, z dostawą do terminalu na wyspie Sullom Voe na Morzu Północnym,
- WTI – ceny „f.o.b” teksańskiej ropy typu West Texas Intermediate z dostawą do terminalu w Cushing – Oklahoma,
- Ural – cena rosyjskiej ropy Ural z dostawą do portów na Morzu Śródziemnym.

Poza cenami dla rynku polskiego uwzględniono więc ceny surowca na rynkach zagranicznych oraz ceny paliw. Dla wyeliminowania zmian podatków pośrednich na poziom cen na rynku polskim ceny oczyszczono z ich wpływu. Wykorzystano dane o notowaniach tygodniowych za okres.... We wszystkich analizach posługiwano się logarytmami cen. Z uwagi na możliwość wystąpienia zmian w procesie transmisji cen w okresie dominacji trendu bocznego cen paliw na rynkach światowych (lata 1996-2001) oraz w okresie trendu rosnącego (lata 2002-2006) szczegółowe analizy wykonano również odrębnie dla poszczególnych podokresów.

3. Wyniki analiz empirycznych

Zgodnie z metodyką analizy rozpoczęto od testowania stopnia integracji poszczególnych zmiennych. Wyniki, niezależnie od postaci testu ADF, wskazują, że wszystkie zmienne były zintegrowane w stopniu 1. Oznacza to, że stacjonarne były dopiero ich pierwsze różnice. Zjawisko to jest typowe dla takich zmiennych jak ceny i wskazuje, że analizy oparte na zmiennych na ich poziomach mogą być obarczone błędem.

Tabela 1. Testy ADF dla notowań za lata 1998-2006

Produkt	I~(0)		I~(1)	
	ze stałą	bez stałej	ze stałą	bez stałej
Ara benzyna	-1,5308	0,6800	-10,0486 ⁴	-10,0194 ⁴
Lotos 95	-1,2382	1,1335	-21,1752 ⁴	-21,1290 ⁴
Ara ON	-0,8695	1,1015	-16,9796 ⁴	-16,9307 ⁴
Lotos ON	-0,7553	1,2697	-21,5240 ⁴	-21,4620 ⁴
PKN ON	-0,7743	1,2162	-22,3805 ⁴	-22,3195 ⁴
PKN 95	-1,2731	1,1589	-20,8442 ⁴	-20,7967 ⁴
Brent	-1,1714	0,9461	-16,8397 ⁴	-16,8043 ⁴
Ural	-1,3343	0,8101	-18,9570 ⁴	-18,9365 ⁴
WTI	-0,9106	1,2723	-16,0238 ⁴	-15,9518 ⁴

1, 2, 3, 4 – istotne odpowiednio na poziomie: 0,1; 0,05; 0,001; 0,0001

Źródło: badania własne.

Tabela 2. Testowanie stacjonarności reszt z regresji kointegrującej

Model	ADF ze stałą		ADF bez stałej	
	<i>t</i>	wartość <i>p</i>	<i>t</i>	wartość <i>p</i>
1. Lotos95/ARA	-7,048196	0,0000	-7,055513	0,0000
2. Lotos ON/ARAon	-7,089685	0,0000	-7,097539	0,0000
3. PKN ON/ARAon	-6,121448	0,0000	-6,128308	0,0000
4. PKN 95/ARA	-7,703659	0,0000	-7,097539	0,0000
5. Lotos 95/Brent	-5,992672	0,0000	-5,999065	0,0000
6. Lotos ON/Brent	-5,832713	0,0000	-5,839085	0,0000
7. PKN 95/Brent	-6,128821	0,0000	-6,135276	0,0000
8. PKN ON/Brent	-5,672766	0,0000	-5,678927	0,0000
9. Lotos 95/Ural	-6,257965	0,0000	-6,264640	0,0000
10. Lotos ON/Ural	-5,708325	0,0000	-5,714536	0,0000
11. PKN 95/Ural	-6,255199	0,0000	-6,261799	0,0000
12. PKN ON/Ural	-5,446761	0,0000	-5,452672	0,0000
13. Lotos 95/WTI	-6,098079	0,0000	-6,104611	0,0000
14. Lotos ON/WTI	-6,270404	0,0000	-6,277299	0,0000
15. PKN 95/WTI	-6,215197	0,0000	-6,221772	0,0000
16. PKN ON/WTI	-6,091442	0,0000	-6,098090	0,0000

Źródło: badania własne.

Tabela 3. Modele transmisji cen dla lat 1996-2006

Zmienna, parametr	Modele							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Stala	0,0016 (0,4853)	-0,0009 (0,7296)	-0,0005 (0,8498)	0,0039 (0,1102)	0,0026 (0,4035)	0,005 (0,1333)	0,00307 (0,3209)	0,0037 (0,2586)
ECT ⁺	-0,2416 (0,0000)	-0,1627 (0,0007)	-0,1710 (0,0003)	-0,3135 (0,0000)	-0,1643 (0,0001)	-0,1958 (0,0000)	-0,1696 (0,0001)	-0,1631 (0,0000)
ECT ⁻	-0,1851 (0,0010)	-0,2284 (0,0001)	-0,2246 (0,0001)	-0,1455 (0,0111)	-0,0991 (0,0388)	-0,0963 (0,0522)	-0,0929 (0,0525)	-0,0973 (0,0402)
P _F	0,6978 (0,0000)	0,7541 (0,0000)	0,7236 (0,0000)	0,6629 (0,0000)	0,5535 (0,0000)	0,4735 (0,0000)	0,5212 (0,0000)	0,4739 (0,0000)
P _{F,-1}					-0,0748 (0,0711)		-0,0813 (0,0523)	
P _{F,-2}	0,0700 (0,0217)		0,1196 (0,0297)	0,0676 (0,0298)				0,0576 (0,1864)
P _{F,-3}			-0,0465 (0,2755)		0,0661 (0,0961)		0,076 (0,0568)	
P _{F,-4}	0,0495 (0,1028)	0,0328 (0,4202)		0,0565 (0,0682)				
P _{D,-1}	-0,1366 (0,0001)	-0,0737 (0,0350)	-0,1397 (0,0002)	-0,1290 (0,0003)		-0,0641 (0,1115)		-0,1119 (0,0057)
P _{D,-2}			-0,0569 (0,1916)		0,0823 0,0334		0,0703 (0,0751)	
P _{D,-3}						-0,0522 (0,1822)		
DW	2,00	2,04	2,02	1,94	2,05	1,99	2,04	2,02
R ²	0,56	0,48	0,46	0,53	0,34	0,3	0,31	0,29
Zmienna, parametr	Modele							
	9	10	11	12	13	14	15	16
Stala	-0,0004 (0,9026)	0,0007 (0,8531)	0,0006 (0,8604)	0,0024 (0,4927)	0,0052 (0,0842)	0,0047 (0,1589)	0,0065 (0,0349)	0,0047 (0,1587)
ECT ⁺	-0,1180 (0,0043)	-0,1255 (0,0003)	-0,1194 (0,0032)	-0,1342 (0,0001)	-0,2065 (0,0000)	-0,2051 (0,0000)	-0,22618 (0,0000)	-0,1993 (0,0000)
ECT ⁻	-0,0299 (0,6993)	-0,1565 (0,0009)	-0,0066 (0,9304)	-0,1230 (0,0056)	-0,0593 (0,1735)	-0,1053 (0,0392)	-0,04181 (0,3378)	-0,094 (0,0545)
P _F	0,3699 (0,0000)	0,3074 (0,0000)	0,3741 (0,0000)	0,3226 (0,0000)	0,5414 (0,0000)	0,4980 (0,0000)	0,4952 (0,0000)	0,4985 (0,0000)
P _{F,-2}		-0,0503 (0,2207)				0,0486 (0,2893)		0,0735 (0,1129)
P _{F,-3}					0,1068 (0,0114)		0,1094 (0,0101)	0,0453 (0,3142)
P _{F,-4}	0,0652 (0,0552)		0,076 (0,0219)					
P _{D,-1}				-0,0702 (0,0889)		-0,044 (0,2759)		-0,1142 (0,0055)
P _{D,-2}	0,0589 (0,1531)			-0,0311 (0,4460)	0,0708 (0,0638)		0,059 (0,1313)	
P _{D,-3}	0,0854 (0,0348)		0,0888 (0,0267)					
DW	2,07	2,07	2,06	2,02	2,07	2,06	2,03	2,02
R ²	0,25	0,22	0,25	0,23	0,33	0,29	0,29	0,29

Źródło: badania własne.

Zgodnie z metodyką kolejnym krokiem w procedurze badawczej było testowanie stacjonarności reszt z regresji kointegrującej. Wyniki przedstawiono w tab. 2. Wskazują one, że ceny paliw na rynku polskim wykazywały kointegrację ze wszystkim cenami na rynkach zagranicznych. Zmienna zero-jedynkowa okazała się istotną, co potwierdza hipotezę o odmiennym charakterze powiązań cenowych w warunkach odmiennych trendów cen na rynku paliw. Istnienie kointegracji wskazuje na istnienie związków długookresowych między cenami w Polsce i za granicą, zarazem uzasadnia zastosowanie modelu z mechanizmem korekty błędem.

Kończącym etapem analizy była estymacja modeli transmisji cen z wbudowanym modelem korekty błędem. Wyniki dla całego okresu badawczego i dla dwóch jego podokresów przedstawiają tab. 3-5.

Wyniki analizy potwierdzają silny wpływ cen paliw na rynkach zagranicznych na ceny paliw na rynku krajowym. Szybkość i siła reakcji była jednak względem poszczególnych rynków oraz w poszczególnych podokresach niejednakowa. Ceny paliw w Polsce najszybciej i najsilniej reagowały na ceny paliw na giełdzie ARA. Słabsza była już reakcja na ceny benzyn na giełdzie WTI. Wyraźnie widać wpływ odległości między rynkami na możliwości realizacji przestrzennego arbitrażu. O tym, że arbitraż odgrywa zasadniczą rolę w procesie dostosowań cenowych świadczą również reakcje cen paliw w Polsce na zmiany cen ropy naftowej na rynkach światowych. Podaż benzyn w Polsce realizowana jest głównie z krajowej produkcji, która bazuje na imporcie ropy naftowej. Tymczasem ceny paliw znacznie silniej reagowały na bieżące zmiany cen paliw na rynku europejskim niż na zmiany cen ropy naftowej. Co interesujące, reakcja była silniejsza na ceny ropy Brent niż ropy Ural, choć ropa Ural jest dla polskich rafinerii głównym surowcem do przerobu. Warto też zwrócić uwagę na znacznie silniejszą w drugim podokresie wrażliwość cen w Polsce na zmiany cen paliw na rynkach światowych. W przypadku cen paliw zmiana cen na rynkach zagranicznych o 1% powodowała zmianę cen na rynku polskim w drugim podokresie o ok. 0,9%, podczas gdy w pierwszym podokresie o ok. 0,4-0,5%.

Analiza parametrów korekty błędem wskazuje, że w większości przypadków reakcje cenowe na rynku polskim względem rynków zagranicznych miały charakter asymetryczny. Charakter asymetrii nie był jednak taki sam w odniesieniu do poszczególnych rynków i w poszczególnych podokresach. Wyraźną asymetrię wykazywały reakcje cen benzyny w Polsce na zmiany cen benzyny ARA. Asymetria polegała na tym, że rynek polski reagował wyraźniej na wzrosty cen benzyny ARA niż na jej spadki. W przypadku oleju napędowego w drugim z podokresów asymetria zniknęła. Można sądzić, że jest to efekt znacznego wzrostu importu oleju napędowego do Polski, co wzmocniło mechanizm konkurencyjny na tym segmencie rynku paliw w Polsce.

Inaczej przedstawiała się reakcja na ceny ropy naftowej. W pierwszym z podokresów w większości kombinacji ceny paliw w Polsce wykazywały nieco silniejszą reakcję na wzrosty cen ropy naftowej. W drugim z podokresów zdecydowanie

Tabela 4. Modele transmisji cen dla lat 1996-2001

Zmienna, parametr	Model							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Stała	-0,0022 (0,5770)	-0,0059 (0,1407)	0,0083 (0,0484)	-0,0024 (0,5251)	0,0015 (0,7373)	-0,0057 (0,2720)	0,0053 (0,2258)	-0,0054 (0,2806)
ECT ⁺	-0,1282 (0,0518)	-0,0519 (0,0002)	-0,2495 (0,0007)	-0,0956 (0,0992)	-0,1359 (0,0191)	-0,1143 (0,0428)	-0,157 (0,0052)	-0,0629 (0,2649)
ECT ⁻	-0,2356 (0,0032)	-0,2751 (0,0002)	0,0001 (0,9983)	-0,2158 (0,0043)	-0,096 (0,1003)	-0,2673 (0,0003)	-0,0255 (0,6495)	-0,2194 (0,0012)
P _F	0,4836 (0,0032)	0,5726 (0,0000)	0,4769 (0,0000)	0,4391 (0,0000)	0,3742 (0,0000)	0,2962 (0,0000)	0,3494 (0,0000)	0,2923 (0,0000)
P _{F,-2}	0,0536 (0,2688)		-0,1185 (0,0321)					0,0971 (0,0931)
P _{F,-3}				0,0735 (0,1205)			0,0906 (0,0648)	
P _{F,-4}		0,0694 (0,2513)						
P _{D,-1}			0,2119 (0,0010)					-0,1093 (0,0744)
P _{D,-2}					0,0941 (0,1004)			
P _{D,-3}			0,1165 (0,0595)			-0,0630 (0,2816)		
DW	2,06	2,05	2,0	2,01	1,86	1,97	1,87	2,02
R ²	0,42	0,38	0,30	0,39	0,27	0,28	0,26	0,25

Zmienna, parametr	Model							
	9	10	11	12	13	14	15	16
Stała	–0,0017 (0,7206)	–0,0055 (0,2803)	0,0025 (0,5652)	–0,0057 (0,2642)	0,0052 (0,2281)	–0,0041 (0,4003)	0,0074 (0,0883)	–0,0048 (0,3355)
ECT ⁺	–0,0839 (0,1460)	–0,1182 (0,0276)	–0,1405 (0,0072)	–0,0782 (0,1494)	–0,1694 (0,0028)	–0,1138 (0,0339)	–0,1757 (0,0013)	–0,0656 (0,2208)
ECT [–]	–0,127 (0,0320)	–0,2532 (0,0000)	–0,0837 (0,1066)	–0,2165 (0,0002)	–0,0277 (0,5945)	–0,2238 (0,0016)	0,0022 (0,9658)	–0,1985 (0,0043)
P _F	0,2657 (0,0000)	0,1889 (0,0000)	0,266 (0,0000)	0,2112 (0,0000)	0,3685 (0,0000)	0,3011 (0,0000)	0,3176 (0,0000)	0,2877 (0,0000)
P _{F,-1}	0,0793 (0,0519)							
P _{F,-2}					0,1101 (0,0517)		0,1064 (0,0546)	0,1017 (0,1149)
P _{F,-3}				0,0596 (0,1716)	0,1262 (0,0221)	0,0467 (0,4209)	0,1478 (0,0062)	0,1071 (0,0788)
P _{F,-4}	0,0682 (0,0895)							
P _{D,-1}			0,1166 (0,0565)					–0,1292 (0,0492)
P _{D,-3}		–0,0472 (0,4289)	0,1185 (0,0375)					
DW	1,82	1,89	2,04	2,11	1,89	1,99	1,88	1,96
R ²	0,26	0,26	0,28	0,25	0,27	0,24	0,25	0,23

Źródło: badania własne.

Tabela 5. Modele transmisji cen dla lat 2002-2006

Zmienna, parametr	Model							
02-06	1	2	3	4	5	6	7	8
Stala	-0,002 (0,4842)	0,0004 (0,9171)	0,0003 (0,9236)	-0,0012 (0,6735)	0,0038 (0,3440)	0,0081 (0,0551)	0,0010 (0,8025)	0,0071 (0,0830)
ECT ⁺	-0,0400 (0,6619)	-0,2320 (0,0025)	-0,2643 (0,0007)	-0,1386 (0,1324)	-0,2532 (0,0001)	-0,1815 (0,0811)	-0,2031 (0,0020)	-0,2128 (0,0000)
ECT ⁻	-0,2553 (0,0134)	-0,2839 (0,0020)	-0,3089 (0,0014)	-0,2862 (0,0048)	-0,1319 (0,1112)	-0,0239 (0,7305)	-0,1876 (0,0229)	-0,0299 (0,6654)
P _F	0,9459 (0,0000)	0,9041 (0,0000)	0,8935 (0,0000)	0,9137 (0,0000)	0,8686 (0,0000)	0,7382 (0,0000)	0,8462 (0,0000)	0,751 (0,0000)
P _{F,-1}	0,2988 (0,0001)			0,2037 (0,0009)	-0,1683 (0,0090)		-0,1646 (0,0111)	
P _{F,-2}	0,1713 (0,0057)							
P _{F,-3}	-0,0707 (0,0511)			-0,063 (0,0909)				
P _{F,-4}					0,0933 (0,1264)		0,1273 (0,0379)	
P _{D,-1}	-0,4649 (0,0000)	-0,1321 (0,0020)	-0,1525 (0,0004)	-0,3454 (0,0000)		-0,1368 (0,0081)		-0,1395 (0,0055)
P _{D,-2}	-0,1957 (0,0033)	-0,0716 (0,0772)	-0,0801 (0,0499)		0,0904 (0,0588)		0,1015 (0,0380)	
P _{D,-3}		-0,0654 (0,1046)	-0,0463 (0,2549)			-0,068 (0,1697)		
DW	1,96	2,09	2,08	2,03	2,12	2,01	2,09	1,98
R ²	0,74	0,61	0,6	0,7	0,47	0,39	0,46	0,41

Zmienna, parametr	Model							
	9	10	11	12	13	14	15	16
Stala	0,0005 (0,9106)	0,0091 (0,0514)	-0,0009 (0,8339)	0,00889 (0,0538)	0,00690 (0,1002)	0,0063 (0,1329)	0,0069 (0,1113)	0,0064 (0,1204)
ECT ⁺	-0,1211 (0,0606)	-0,1666 (0,0002)	-0,1187 (0,0602)	-0,1703 (0,0001)	-0,2763 (0,0002)	-0,2489 (0,0000)	-0,2693 (0,0003)	-0,2578 (0,0000)
ECT ⁻	-0,1811 (0,0308)	-0,0104 (0,8661)	-0,2187 (0,0087)	-0,0119 (0,8483)	-0,0549 (0,4913)	-0,0747 (0,3199)	-0,0573 (0,4763)	-0,0710 (0,3471)
F	0,6310 (0,0000)	0,5372 (0,0000)	0,6375 (0,0000)	0,5511 (0,0000)	0,8145 (0,0000)	0,7542 (0,0000)	0,7778 (0,0000)	0,7689 (0,0000)
F(-1)			-0,1127 (0,1076)	-0,1695 (0,0021)				
F(-4)	0,0824 (0,1475)		0,0892 (0,1116)					
D(-1)	-0,1785 (0,0016)	-0,1515 (0,0068)	-0,0930 (0,1633)		-0,0842 (0,0890)	-0,101 (0,0444)	-0,0779 (0,1278)	-0,1266 (0,0107)
D(-2)			0,0888 (0,1160)					
DW	1,93	2,04	1,99	2,03	2,00	2,05	1,99	2,05
R ²	0,33	0,29	0,35	0,31	0,44	0,41	0,41	0,43

Źródło: badania własne.

przeważała asymetria o odmiennym charakterze. Ceny paliw w Polsce silniej reagowały na spadki cen ropy naftowej niż na jej wzrosty. Trudno stwierdzić jednoznacznie, jaka była przyczyna owej zmiany. Jedną z możliwości jest taka, że w drugim okresie silniej zaczęła się uwidaczniać bariera popytowa na rynku polskim. Mogło to skłaniać polskie rafinerie do obniżania cen paliw w reakcji na spadki cen ropy po to, by ożywić popyt. Alternatywnie polskie rafinerie mogły starać się obniżyć import paliw, stosując strategię obniżania cen w sytuacjach spadku cen ropy i ograniczania ich wzrostu w sytuacji wzrostu cen ropy. Weryfikacja tych hipotez wymagałaby szczegółowych analiz na poziomie mikro.

4. Podsumowanie

Przeprowadzone badania wskazują na silne powiązanie cen paliw w Polsce z cenami na rynku światowym. Zasadnicze znaczenie w procesie dostosowań cenowych ma arbitraż. Jego siła w analizowanym okresie wyraźnie wzrosła, a w konsekwencji wzrosła siła powiązań między cenami paliw w Polsce i na rynkach zagranicznych. Przeprowadzone badania wskazały na znaczną ilość asymetrycznych reakcji cenowych. Najwyraźniejsze były one w przypadku cen benzyny i polegały na silniejszej ich reakcji na wzrosty cen za granicą niż na ich spadki. Zjawisko to nie występowało w drugim podokresie w przypadku cen oleju napędowego, co prawdopodobnie wynika ze wzrostu poziomu konkurencji na tym rynku. Pełniejsze zrozumienie przesłanek asymetrycznych reakcji cenowych mogłyby dać dokładne analizy zachowań poszczególnych podmiotów zajmujących się produkcją i obrotem paliw.

Literatura

- Ardeni P.G., *Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?*, „American Journal of Agricultural Economics” 1989 nr 71.
- Azzam A., *Asymmetry and Rigidity in Farm-retail Transmission*, „American Journal of Agricultural Economics” 1999 nr 67.
- Bachmeier L., Griffin J., *New Evidence on Asymmetric Gasoline Price Responses*, „Review of Economic and Statistics” 2003 nr 85.
- Baffes J., *Some Further Evidence on the Law of One Price: the Law of One Price Still Holds*, „American Journal of Agricultural Economics” 1991 nr 73.
- Borenstein S., Cameron A.C., Gilbert R., *Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?*, „Quarterly Journal of Economics” 1997 nr 112.
- Brown S., Yucel M., *Gasoline and Crude Oil Prices: Why the Asymmetry?*, „Economic and Financial Review” 2000 nr 3.
- Engle R.F., Granger C.W., *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, „Econometrica” 1987 nr 55.
- Galeotti M., Lansa A., Manera M., *Rockets and Feather Revisited: an International Comparison on European Gasoline Market*, „Energy Economics” 2003 nr 25.

- Godby R., Lintner A.M., Syengos T., Wandschneider B., *Testing for Asymmetric Pricing in Canadian Retail Gasoline Market*, „Energy Economics” 2000 nr 22.
- Gregory A.W., Hansen B.E., *Residual-based Tests for Co integration in Models with Regime Shifts*, „Journal of Econometrics” 1996 nr 70.
- Meyer J., Cramon-Taubadel S., *Asymmetric Price Transmission: A Survey*, „Journal of Agricultural Economics” 2004 nr 3.
- Peltzman S., *Price Rise Faster than they Fall*, „Journal of Political Economy” 2000 nr 3.
- Reagan P., Weitzman M., *Asymmetries in Price and Quantity Adjustment by the Competitive Firm*, „Journal of Economic Theory” 1982 nr 27.
- Samuelson P., *Spatial Price Equilibrium an Linear Programming*, „American Economic Review” 1952 nr 42.
- Takayama T., Judge G., *Spatial and Temporal Price and Allocation Models*, North-Publishing Co., Amsterdam 1971.

ASYMMETRIC PRICE TRANSMISSION BETWEEN POLISH AND INTERNATIONAL GASOLINE MARKET

Summary

The paper examines linkages between gasoline prices in Poland and crude oil and gasoline prices on foreign markets. Two-step Engle-Granger procedure and error-correction model were used. The data used are weekly price of gasoline and crude oil from 1996 to 2006. It was found strong evidence to indicate strong price relationship between Polish and international market, especially in the second subperiod. Gasoline prices in Poland showed asymmetry in responding to gasoline price changes on the European market. Polish gasoline prices rose more quickly following an increase in the price of gasoline on foreign market. Opposite asymmetry was found in the case of responding to crude oil prices in the second subperiod.