

## ANALIZA ZRÓŻNICOWANIA PRZESTRZENNEGO CEN PALIWI

**Aneta Sobiechowska-Ziegert**

Katedra Nauk Ekonomicznych Politechniki Gdańskiej

e-mail: Aneta.Sobiechowska@zie.pg.gda.pl

**Streszczenie:** W artykule analizowano zróżnicowanie przestrzenne cen paliw według asortymentu. Do badania wykorzystano analizę wariancji i metody analizy konwergencji cen. Przeprowadzona analiza wykazała, że istnieje zróżnicowanie cen paliw w przekroju województw, ale jest ono statystycznie nieistotne. Zbadano zatem cenową integrację rynków przestrzennych w celu potwierdzenia działania prawa jednej ceny. Do badania integracji rynków wykorzystano analizę kointegracji, która w przypadku większości rynków geograficznych potwierdziła działanie jednej ceny.

**Słowa kluczowe:** przestrzenne zróżnicowanie cen, ceny paliw, prawo jednej ceny

## PŁASZCZYZNY ZRÓŻNICOWANIA CEN PALIWI I METODOLOGIA BADAŃ

Na temat zróżnicowania przestrzennego cen paliw od lat toczy się dyskusja na arenie międzynarodowej. Dyskusja ta dotyczy zarówno występowania zróżnicowania (np. rynek japoński) [Tsuruta 2008] jak i ujednoczenia cen paliw (np. rynek kanadyjski) [Eckert i in. 2005], a także czynników wpływających na zróżnicowanie cen między krajami i wewnątrz krajowe (np. badania cen paliw w Korei) [Baba 2007]. W Polsce natomiast przeprowadza się dość często badania zróżnicowania przestrzennego cen nieruchomości lub produktów rolnych [Figiel 2002], natomiast nie spotyka się takich badań odnośnie cen paliw. Powstaje zatem pytanie, czy w Polsce ceny paliw nie wykazują zróżnicowania regionalnego i obowiązuje na tym rynku prawo jednej ceny, czy zróżnicowanie cen jest zjawiskiem tak powszechnym, że nie warto mu poświęcać uwagi. Prezentowany artykuł jest próbą odpowiedzi na to pytanie, zaś celem przeprowadzanego badania jest analiza przestrzennego zróżnicowania cen paliw w Polsce w latach 2006-2008.

Analiza zróżnicowania przestrzennego cen paliw została przeprowadzona w oparciu o dane statystyczne dotyczące średnich miesięcznych cen paliw w układzie wojewódzkim. Pozyskane dane dotyczyły cen benzyny bezołowiowej Pb95 oraz oleju napędowego na stacjach koncernu Lotos<sup>1</sup>. Łącznie zebrano 1088 danych w postaci wielowymiarowego szeregu przestrzenno-czasowego (34 miesiące\*16 województw\*2 rodzaje paliwa). Do określenia siły zróżnicowania oraz do badania dyspersji asortymentowej cen w czasie i przestrzeni wykorzystano statystyczne miary: rozstęp, odchylenie standardowe oraz współczynniki zmienności. Do zbadania istotności zróżnicowania wykorzystano analizę wariancji.

W celu zbadania zmian w zróżnicowaniu cen w czasie posłużono się metodami analizy konwergencji cen typu sigma i beta. Konwergencja typu sigma oznacza zmniejszanie się różnic w poziomach cen paliw w grupie badanych województw. Do porównania zróżnicowania cen w czasie posłużono się testem na stałość wariancji. Konwergencję absolutną typu beta mówiącą o ujemnej zależności między początkowym poziomem cen a średnią stopą wzrostu cen analizowano przy pomocy następującego modelu [Wolszczak-Derlacz 2007]:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{p_{it}}{p_{i0}} \right) = b_0 - b_1 \ln(p_{i0}) + u_{it} \quad (1)$$

gdzie:  $p_{it}$  - poziom cen w okresie 2008 październik w  $i$ -tym województwie

$p_{i0}$  - poziom cen w okresie 2006 styczeń w  $i$ -tym województwie

$u_{it}$  - składnik losowy

Przeciwną płaszczyznę analizy było wstępne badanie integracji rynków w podziale wojewódzkim. Wykorzystano tu często stosowane rozwiązanie metodologiczne, którym jest analiza kointegracji. Z tego względu przeprowadzono w pierwszej kolejności testy pierwiastka jednostkowego ADF dla wszystkich szeregów czasowych oddzielnie. Weryfikacji poddano więc hipotezę o istnieniu pierwiastka jednostkowego dla szeregów czasowych cen w każdym województwie [Maddala 2006]. Dla szeregów zintegrowanych, w następnej kolejności zweryfikowano hipotezę zakładającą brak wektorów kointegrujących w modelu wektorowej autoregresji VAR, wykorzystując do tego celu procedurę Johansena z testem śladu LR. Odrzucenie powyższej hipotezy oznacza kointegrację czyli istnienie relacji długookresowych między cenami na danych rynkach, tym samym możemy powiedzieć, że prawo jednej ceny znajduje na tych rynkach potwierdzenie.

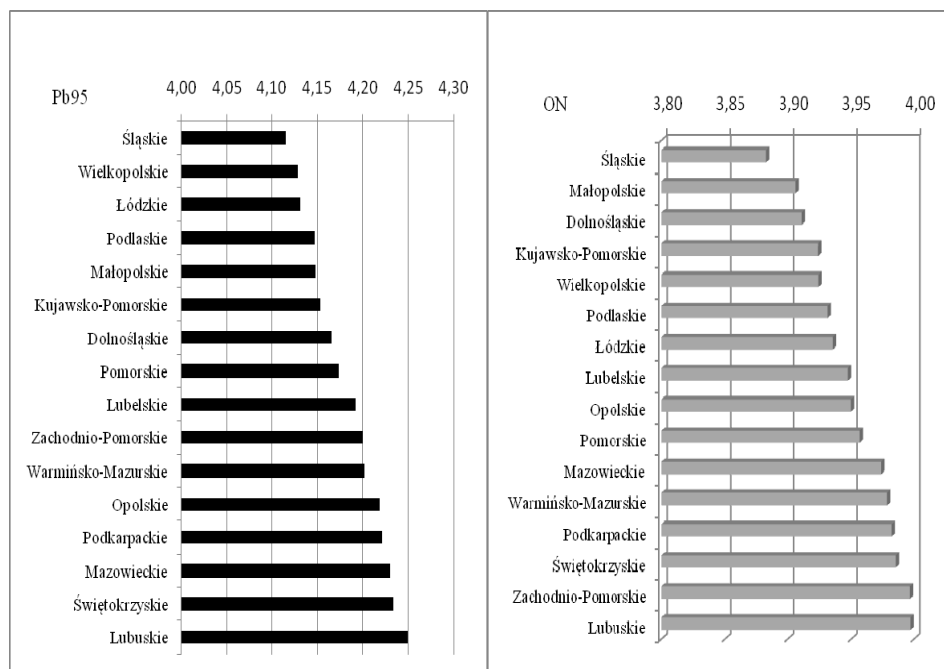
<sup>1</sup> Przeprowadzono badanie dotyczące zróżnicowania cen detalicznych wg województw dla cen średnich rynkowych oraz dla koncernu Lotos w dwóch okresach (o stosunkowo małym i większym zróżnicowaniu cen) na podstawie współczynnika zmienności. Okazało się, że różnice w miarach dyspersji między cenami rynkowymi a cenami koncernu Lotos SA, na podstawie testu dla dwóch wariancji, można uznać za statystycznie nieistotne.



## ZRÓŻNICOWANIE PRZESTRZENNE

Celem analizy zróżnicowania przestrzennego cen było uzyskanie odpowiedzi na pytanie czy ceny w regionach są zróżnicowane w sposób statystycznie istotny, oraz wyodrębnienie regionów, w których ceny paliw są przeciętnie wyższe i niższe. Analizując podstawowe miary zróżnicowania zaobserwowano w przestrzeni nieznacznie większe zróżnicowanie cen benzyny niż oleju napędowego. Rozstęp dla cen w okresie analizy wyniósł odpowiednio 0,13 zł/l dla benzyny i 0,11 zł/l dla oleju napędowego. Okazało się też, że przeciętne odchylenie cen benzyny PB95 od średniej w okresie badawczym wyniosło 0,04zł/l a oleju napędowego 0,03 zł/l, co stanowiło odpowiednio 0,97% i 0,85% średniej ceny paliw.

Rysunek 1. Średnie ceny paliw wg województw i asortymentu w okresie 2006-2008 w zł/l



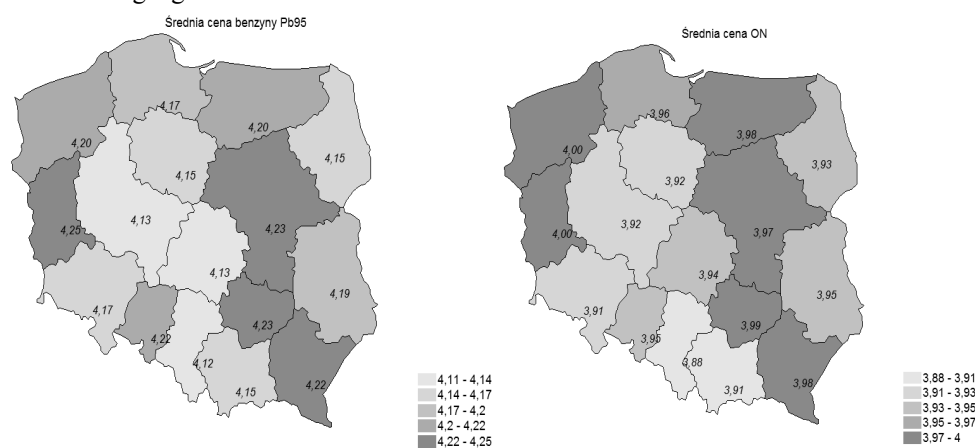
Źródło: obliczenia własne

Na rysunku 1 przedstawiono średnie ceny paliw w poszczególnych województwach wg asortymentu. Lokalizację w przestrzeni rejonów przeciętnie droższych i tańszych paliwowo prezentuje rysunek 2. Analizując rysunki 1 i 2 zauważyć można, że rejony średnio droższych paliw to woj. lubuskie i zachodniopomorskie oraz korytarz północ-południe od woj. mazursko-warmińskiego, przez mazowieckie, świętokrzyskie aż po podkarpackie. Najtańsze

paliwo natomiast sprzedawane było w woj. śląskim, wielkopolskim, kujawsko-pomorskim i małopolskim.

Aby ustalić statystyczną istotność zróżnicowania cen paliw wykorzystano analizę wariancji. Wartości statystyki F (patrz tabela 1) zarówno dla cen benzyny jak i oleju napędowego są niższe od wartości krytycznej odczytanej z tablic rozkładu ( $F_{\alpha=0,05;15;528} = 1,68$ ), więc nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o stałości średnich cen między województwami. Oznacza to, że zróżnicowanie przestrzenne cen paliw w badanym okresie jest statystycznie nieistotne na przyjętym poziomie istotności 0,05.

Rysunek 2. Średnie ceny paliw wg asortymentu w okresie 2006-2008 w zł/l – ujęcie geograficzne



Źródło: obliczenia własne

Tabela 1. Wyniki analizy wariancji

| Zmienna   | MSTR - odchylenia międzygrupowe | MSE - odchylenia wewnątrzgrupowe | Statystyka F | p-value |
|-----------|---------------------------------|----------------------------------|--------------|---------|
| cena Pb95 | 0,062                           | 0,087                            | 0,708        | 0,777   |
| cena ON   | 0,043                           | 0,105                            | 0,406        | 0,977   |

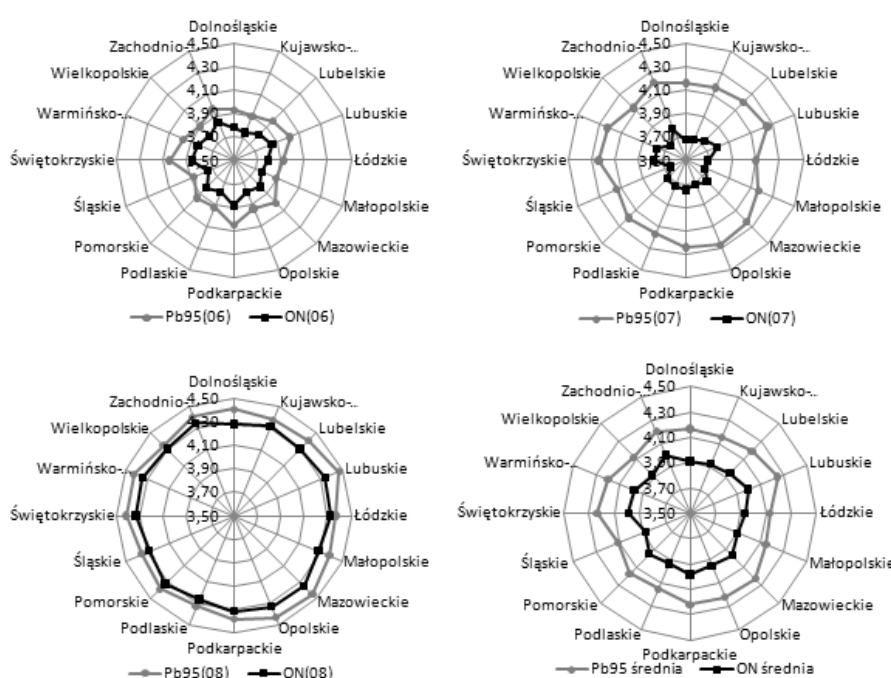
Źródło: obliczenia własne

## ZMIANY ZRÓŻNICOWANIA PRZESTRZENNEGO W CZASIE – KONWERCJENCJA CEN

Analiza zmian zróżnicowania w czasie miała dostarczyć informacji na temat tego, czy ceny paliw mają tendencję do wyrównywania się (jeśli tak to jakiego typu jest to konwergencja), czy też różnice przestrzenne cen między regionami w miarę upływu czasu pogłębiają się. Rysunek 3 przedstawia zmiany w średnio rocznych cenach paliw oraz średnie ceny dla całego okresu badawczego.

Wstępna analiza tych danych pozwala zauważyć zmniejszenie zróżnicowania w czasie – kształt wykresu dla roku 2008 sugeruje mniejsze zróżnicowanie w przestrzeni niż na początku badanego okresu, oraz zmniejszenie zróżnicowania między-asortymentowego. Na uwagę zasługuje rok 2007, w którym oprócz zróżnicowania przestrzennego obserwować można wyraźne zróżnicowanie asortymentowe.

Rysunek 3. Przeciętne ceny paliw [zł/l] według asortymentu i województw w latach 2006 (06), 2007 (07) i 2008 (08) oraz średnio w okresie 2006-2008.



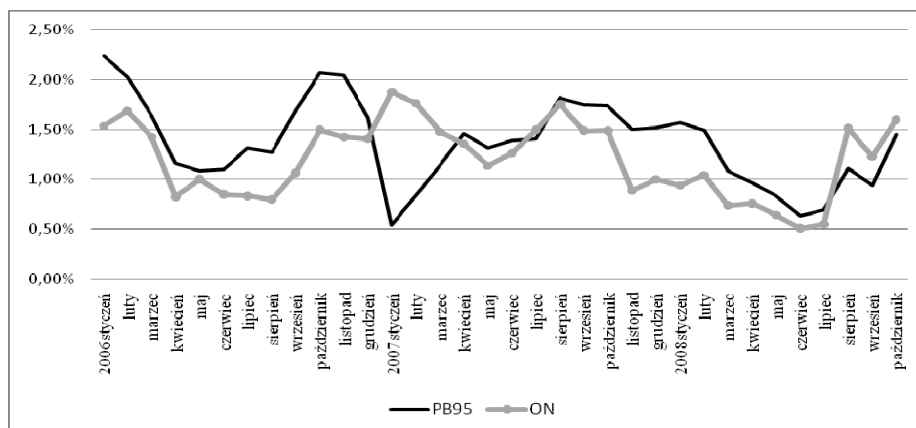
Źródło: obliczenia własne

Przedstawione na rysunku 4 współczynniki zmienności cen wskazują na zmniejszające się zróżnicowanie dla benzyny PB95 czyli występowanie konwergencji cen typu sigma. Jednak przeprowadzony test dla dwóch wariancji wykazał brak statystycznie istotnego zróżnicowania. Dla cen oleju napędowego zarówno współczynnik zmienności na rysunku jak i przeprowadzony test dla dwóch wariancji wskazały na brak konwergencji cen typu sigma. Przeprowadzone badania w okresach rocznych wskazały jednak na występowanie konwergencji typu sigma dla cen obu rodzajów paliw w roku 2007 oraz dla oleju napędowego w roku 2008. Na tej podstawie można zatem wnioskować, że konwergencja cen paliw typu sigma jest procesem zmiennym w czasie. Można to zaobserwować na rysunku 5, na którym przedstawiono zróżnicowanie cen obliczone jako różnica



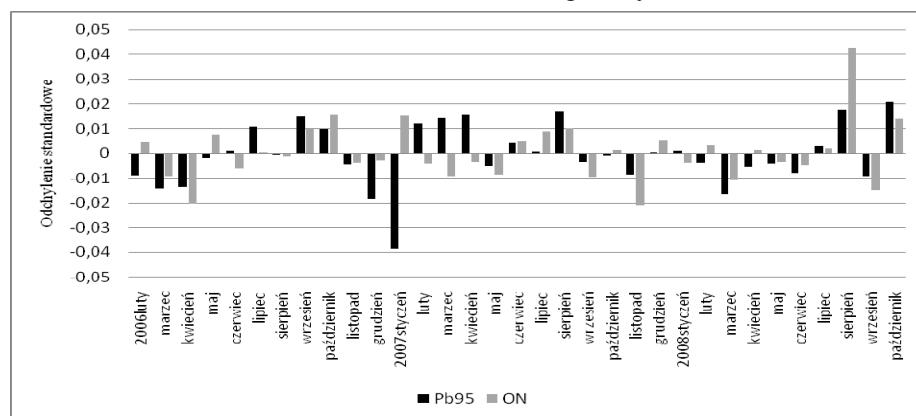
między odchyleniem standardowym w bieżącym okresie i poprzednim. Wartość ujemna oznacza konwergencję a dodatnia dywergencję cen typu sigma.

Rysunek 4. Współczynnik zmienności dla cen benzyny Pb95 i ON w latach 2006-2008



Źródło: obliczenia własne

Rysunek 5. Zróżnicowanie cen w okresie 2006-2008 wg asortymentu



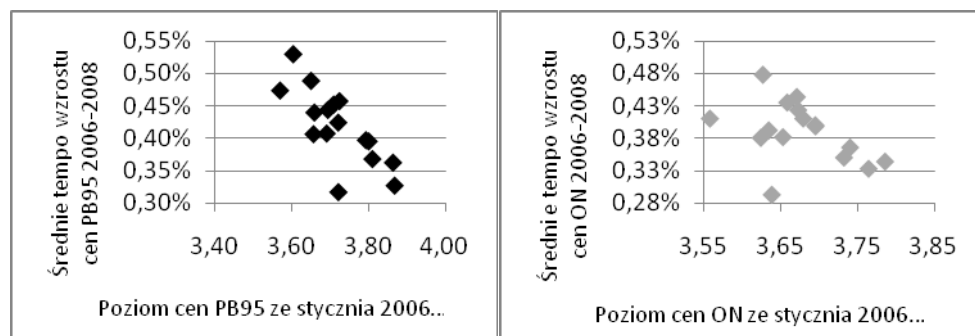
Źródło: obliczenia własne

Analiza konwergencji absolutnej typu beta przeprowadzona na podstawie wyników estymacji modelu (1) wykazała, że w regionach o początkowo niskich cenach paliw, ceny te rosną szybciej niż w tych rejonach, gdzie ceny paliw były początkowo wysokie (patrz rysunek 6). W wyniku szacowania modelu (1) dla cen paliw według asortymentu otrzymano dodatnie, statystycznie istotne<sup>2</sup> parametry  $b_1$  o wartościach równych odpowiednio 0,019 dla benzyny Pb95 oraz 0,012 dla oleju napędowego, co może potwierdzać konwergencję cen typu beta o szybkości

<sup>2</sup> Na poziomie istotności 5% dla benzyny Pb95 i 10% dla ON

0,06% miesięcznie dla benzyny Pb95 i 0,04% dla oleju napędowego. W analizie absolutnej konwergencji typu beta nie uwzględniono jednak innych charakterystyk regionów, stąd też niskie wartości współczynnika determinacji (patrz tabela 2).

Rysunek 6. Zależność między tempem wzrostu cen a poziomem referencyjnym z roku 2006



Źródło: obliczenia własne

Tabela 2. Wyniki oszacowania równania konwergencji absolutnej typu beta dla modeli cen benzyny Pb95 i oleju napędowego

| Model                        | PB95 [p-value]   | ON [p-value]     |
|------------------------------|------------------|------------------|
| Parametr $b_1$               | 0,018858 [0,001] | 0,012346 [0,104] |
| $R^2$                        | 0,577            | 0,178            |
| Statystyka F testu Godfrey'a | 1,0185 [0,331]   | 0,0029 [0,958]   |
| Statystyka F testu White'a   | 0,344 [0,567]    | 1,168 [0,298]    |

Źródło: obliczenia własne

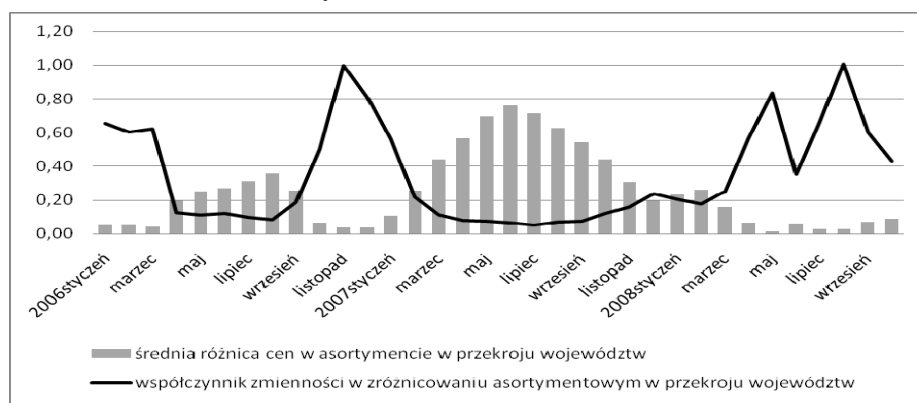
## ZRÓŻNICOWANIE ASORTYMENTOWE CEN PALIW

Celem analizy zróżnicowania asortymentowego cen paliw było zbadanie czy różnice cen paliw między asortymentami wyrównują się czy pogłębiają, a także, czy są regiony, w których to zróżnicowanie jest większe lub mniejsze. W całym badanym okresie, cena benzyny PB95 była przeciętnie wyższa od ceny oleju napędowego o 0,23 zł/l. Dokładne różnice w cenie asortymentu prezentuje rysunek 7. Średnia bezwzględna różnica cen na rysunku 7 przedstawiona jest w zł/l, natomiast współczynnik zmienności w zróżnicowaniu asortymentowym w %. Analizując dane dotyczące średniej różnicy w cenie benzyny i oleju napędowego, zaobserwować można, że w roku 2007 różnice te osiągały poziom niemal 0,80 zł/l. Natomiast pod koniec badanego okresu przeciętne ceny paliw niemal wyrównały się. Analizując współczynnik zmienności natomiast, obserwujemy, że w okresach największych różnic asortymentowych cen, zróżnicowanie przestrzenne, mierzone współczynnikiem zmienności jest

najmniejsze. Oznacza to, że w roku 2007 różnice w cenach benzyny Pb95 i oleju napędowego były w przekroju województw najbardziej wyrównane.

Analizując rozkład przestrzenny średnich bezwzględnych różnic w cenie benzyny Pb95 i oleju napędowego zaobserwowano mniejsze zróżnicowanie asortymentowe w rejonach charakteryzujących się relatywnie tańszym paliwem (np. woj. wielkopolskie) i większe zróżnicowanie asortymentowe w rejonach droższych (np. lubuskie, mazowieckie). Oznacza to, że tam, gdzie paliwo jest tańsze, ceny asortymentu mają tendencję do wyrównywania się.

Rysunek 7. Zróżnicowanie asortymentowe cen w czasie



Źródło: obliczenia własne

## ANALIZA INTEGRACJI RYNKÓW

Z uwagi na fakt braku statystycznie istotnego zróżnicowania cen paliw w przestrzeni, przeprowadzono wstępne badanie integracji cenowej rynku w ujęciu geograficznym. Do tego celu wykorzystano analizę kointegracji, która wymagała sprawdzenia w pierwszej kolejności stacjonarności szeregów czasowych cen paliw. Posłużono się tu rozszerzonym testem Dickeya-Fullera dla poziomów cen (ADF), za pomocą którego testowano hipotezy o zintegrowaniu poszczególnych szeregów czasowych. Wyniki testu przedstawiono w tabeli 3. Wartość krytyczna testu, na poziomie istotności 5%, wynosi -3,645 dla benzyny Pb95 i -3,0115 dla oleju napędowego. Porównując dane zawarte w tabeli 4 z wartością krytyczną, można wnioskować, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o pierwiastkach jednostkowych, co oznacza, że szeregi cenowe, poza tymi dla cen benzyny Pb95 w województwach: mazowieckim, podkarpackim i świętokrzyskim, są niestacjonarne. Dodatkowo przeprowadzony test ADF dla pierwszych różnic cen pozwolił na stwierdzenie, że szeregi te są zintegrowane rzędu pierwszego.



Tabela 3. Wyniki testu ADF (z trendem liniowym i wyrazem wolnym) dla poszczególnych szeregów czasowych cen paliw

| Województwo           | ADF (Pb95) | ADF (ON) | Województwo             | ADF (PB95) | ADF (ON) |
|-----------------------|------------|----------|-------------------------|------------|----------|
| 1. Dolnośląskie       | -2,926     | -1,829   | 9. Podkarpackie         | -3,819     | -1,253   |
| 2. Kujawsko-pomorskie | -3,427     | -1,787   | 10. Podlaskie           | -2,191     | -1,773   |
| 3. Lubelskie          | -3,594     | -1,737   | 11. Pomorskie           | -3,477     | -0,971   |
| 4. Lubuskie           | -3,157     | -1,852   | 12. Śląskie             | -2,597     | -1,211   |
| 5. Łódzkie            | -3,564     | -0,918   | 13. Świętokrzyskie      | -3,816     | -1,107   |
| 6. Małopolskie        | -2,594     | -1,752   | 14. Warmińsko-mazurskie | -3,098     | -1,728   |
| 7. Mazowieckie        | -3,754     | -0,951   | 15. Wielkopolskie       | -3,404     | -2,002   |
| 8. Opolskie           | -3,516     | -0,924   | 16. Zachodnio-pomorskie | -3,521     | -1,700   |

Źródło: obliczenia własne

W dalszej kolejności przeprowadzono badanie kointegracji za pomocą testu Johansena dla całego zestawu szeregów cenowych, które okazały się niestacjonarne. Wyniki testu, przedstawione w tabeli 4, wskazują, na istnienie 5-ciu dla cen benzyny i 9-ciu dla cen oleju napędowego równań kointegrujących. Oznacza to, że dwa analizowane rynki paliw są wewnętrznie zintegrowane a stopień integracji cenowej dla oleju napędowego jest większy niż dla benzyny Pb95. Przedstawioną analizę cenowej integracji rynków należy traktować jako wstęp do dalszych badań, w których powinno się uwzględnić determinanty cen paliw oraz wykorzystać fakt przestrzenno-czasowego charakteru bazy danych. Następnym krokiem powinna być więc panelowa analiza integracji cenowej rynku.

Tabela 4. Wyniki testu Johansena dla kointegracji cen

| Pb95 (rząd opóźnienia 1) |                |               |         | ON (rząd opóźnienia 1) |                |               |         |
|--------------------------|----------------|---------------|---------|------------------------|----------------|---------------|---------|
| rząd                     | Wartość własna | LR test śladu | p-value | rząd                   | Wartość własna | LR test śladu | p-value |
| 0                        | 0,964          | 559,94        | 0,000   | 0                      | 1,000          | 2140,9        | 0,000   |
| 1                        | 0,944          | 450,64        | 0,000   | 1                      | 0,996          | 987,76        | 0,000   |
| 2                        | 0,873          | 355,80        | 0,000   | 2                      | 0,984          | 801,95        | 0,000   |
| 3                        | 0,851          | 287,65        | 0,001   | 3                      | 0,975          | 664,92        | 0,000   |
| 4                        | 0,833          | 224,80        | 0,015   | 4                      | 0,968          | 543,01        | 0,000   |
| 5                        | 0,733          | 165,74        | 0,141   | 5                      | 0,943          | 429,71        | 0,000   |
| 6                        | 0,596          | 122,22        | 0,320   | 6                      | 0,926          | 335,08        | 0,000   |
| 7                        | 0,566          | 92,349        | 0,318   | 7                      | 0,836          | 249,16        | 0,003   |
| 8                        | 0,517          | 64,835        | 0,374   | 8                      | 0,783          | 189,55        | 0,038   |
| 9                        | 0,387          | 40,836        | 0,482   | 9                      | 0,730          | 139,13        | 0,184   |

Źródło: obliczenia własne

## PODSUMOWANIE – WNIOSKI, KIERUNEK DALSZYCH BADAŃ

Przeprowadzone badanie dotyczyło zróżnicowania cen paliw w kilku płaszczyznach: w przestrzeni, według asortymentu oraz zmian w czasie. W badanym okresie zaobserwowano zróżnicowanie cenowe paliw w przestrzeni w tym sensie, że można wyróżnić obszary cenowo najtańsze i najdroższe, ale zróżnicowanie to jest statystycznie nieistotne. W analizowanym okresie zaobserwowano absolutną konwergencję typu beta, jednak otrzymane oszacowania parametrów wskazują na dosyć wolne jej tempo. Analiza zróżnicowania między-asortymentowego cen wykazała, że jest ono zmienne w czasie i przestrzeni. Rejony tańsze paliwowo charakteryzują się przeciętnie mniejszym zróżnicowaniem asortymentowym niż rejony droższe. Analiza kointegracji wykazała wewnętrzną integrację cenową rynku paliw, przy czym większą w przypadku rynku oleju napędowego. Kierunkiem dalszych badań jest analiza panelowa cen, której celem będzie poszukiwanie relacji długookresowych na całym rynku paliw.

## BIBLIOGRAFIA

- Baba C. (2007) Price dispersion cross and within countries: the case of Japan and Korea, *Journal Of The Japanese And International Economies*, Vol 21, str. 237 – 259.
- Tsuruta Y. (2008) What affect intranational price dispersion? The case of Japanese gasoline prices, *Japan And The World Economy*, Vol 20, str.563 – 584.
- Eckert A., West D.S. (2005) Price uniformity and competition in a retail gasoline market, *Journal Of Economic Behaviour And Organization*, Vol 56. str. 219 – 237.
- Maddala G.S. (2006) *Ekonometria*, PWN, Warszawa.
- Figiel S. (2002) *Cenowa efektywność rynku towarowego na przykładzie zbóż w Polsce*, Wyd. Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego, Olsztyn.
- Wolszczak-Derlacz J. (2007) *Wspólna Europa, różne ceny – analiza procesów konwergencji*, CeDeWu, Warszawa.

## SPATIAL ANALYSIS OF FUEL PRICES DIVERSITY

**Abstract:** The paper analyzed the spatial variation in fuel prices by product range. The study used analysis of variance and the method of analysis of price convergence. The analysis showed that there is variation in fuel prices in the cross-province but it is statistically insignificant. Therefore the spatial price integration of markets was examined in order to confirm the operation of the law of one price. The analysis of cointegration confirmed, in most geographic markets, the law of one price.

**Key words:** spatial variation of prices, fuel prices, the law of one price

