

Alicja Ganczarek
Akademia Ekonomiczna w Katowicach

ZASTOSOWANIE ANALIZY KANONICZNEJ NA POLSKIM RYNKU ENERGII ELEKTRYCZNEJ*

1. Wstęp

Analiza kanoniczna jest uogólnieniem analizy regresji wielu zmiennych. Metoda ta jest wykorzystywana do badania zależności między dwoma zbiorami zmiennych poprzez liniowe przekształcenie zmiennych pierwotnych w nowe wektory zmiennych kanonicznych. Oprócz wielowymiarowych szeregów przekrojowych analiza kanoniczna jest stosowana dla danych przekrojowo-czasowych [Grabiński 1992].

Na podstawie dwóch zbiorów cen i wolumenu obrotu energią elektryczną rynków energii elektrycznej notowanych na CIRE w okresie od 1 lipca 2002 r. do 30 czerwca 2004 r. przedstawiono analizę zewnętrznych zależności między zmiennymi na dobowo-godzinny rynek energii CIRE, wykorzystując do tego analizę korelacji kanonicznej. W pracy uwzględniono notowania rynku dnia następnego (RDN) Towarowej Giełdy Energii SA. Cena RDN ustalana jest od 1 lipca 2000 r. na każdą godzinę kolejnego dnia i jest ceną równowagi popytu i podaży złożonych ofert. Do badań włączono notowania technicznego rynku bilansującego (RB), od 1 września 2001 r. odpowiedzialnego za równowagę energii elektrycznej na polskim rynku. Aby odbiorcy precyzyjnie określali swoje przyszłe zapotrzebowanie na rynku terminowym i natychmiastowym, RB 1 lipca 2002 r. wprowadził dodatkowe ceny: cenę rozliczeniową odchyleń sprzedaży (CROs) i cenę rozliczeniową odchyleń zakupu (CROz). Od 1 lipca 2002 r. w Elektrowni Bełchatów II uruchomiono podstawowe moduły funkcjonowania rynku dobowo-godzinowego na rynku energii konwencjonalnej platformy obrotu energią elektryczną (POEE). Zawierane są na nim kontrakty na dostawę energii elektrycznej ze źródeł konwencjonalnych w poszczególnych godzinach na dobę przed realizacją dostawy.

* Praca wykonana w ramach projektu badawczego nr 1 H02B 024 27 finansowanego przez Komitet Badań Naukowych w latach 2004-2005.

2. Analiza kanoniczna

Niech $\mathbf{X}$ będzie n -wymiarowym wektorem zmiennych pierwotnych. Dzielimy go na dwa wektory w ten sposób, że $\mathbf{X} = [\mathbf{X}_1 \ \mathbf{X}_2]^T$, gdzie $\mathbf{X}_1$ wektor p -wymiarowy, $\mathbf{X}_2$ wektor q -wymiarowy ($p + q = n$). Wektor średnich oznaczmy odpowiednio przez $\bar{\mathbf{x}} = [\bar{x}_1, \bar{x}_2]^T$. Przez $\mathbf{S}$ oznaczmy macierz kowariancji, $\mathbf{R}$ – macierz korelacji między składowymi wektora $\mathbf{X}$:

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ S_{21} & S_{22} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{R} = \begin{bmatrix} R_{11} & R_{12} \\ R_{21} & R_{22} \end{bmatrix}.$$

W pierwszym etapie analizy wyznaczamy kombinacje liniowe postaci:

$$U_1 = \mathbf{a}_1^T \mathbf{X}_1, \quad V_1 = \mathbf{b}_1^T \mathbf{X}_2. \quad (1)$$

Kombinacje liniowe U_1 i V_1 wyznaczamy tak, aby kwadrat współczynnika korelacji między nimi r_1^2 był największy. Zmienne kanoniczne U_1 i V_1 są zatem wyznaczone tak, aby jak najlepiej wyjaśniały zależności między dwoma zbiorami zmiennych pierwotnych. Wektory kanoniczne $\mathbf{a}_1$, $\mathbf{b}_1$ wyznaczamy po maksymalizacji funkcji:

$$r_1^2(\mathbf{a}_1, \mathbf{b}_1) = \frac{(\mathbf{a}_1^T \mathbf{S}_{12} \mathbf{b}_1)^2}{(\mathbf{a}_1^T \mathbf{S}_{11} \mathbf{a}_1)(\mathbf{b}_1^T \mathbf{S}_{22} \mathbf{b}_1)}, \quad (2)$$

stad

$$\mathbf{a}_1 = \frac{\mathbf{c}_1}{\sqrt{\mathbf{S}_{11}}}, \quad \mathbf{b}_1 = \frac{\mathbf{d}_1}{\sqrt{\mathbf{S}_{22}}}, \quad (3)$$

gdzie $\mathbf{c}_1$ i $\mathbf{d}_1$ są wektorami własnymi odpowiadającymi największej wartości własnej odpowiednio macierzy $\mathbf{S}_{11}^{-1} \mathbf{S}_{12} \mathbf{S}_{22}^{-1} \mathbf{S}_{21}$, $\mathbf{S}_{22}^{-1} \mathbf{S}_{21} \mathbf{S}_{11}^{-1} \mathbf{S}_{12}$. Współczynnik korelacji kanonicznej r_1 jest równy pierwiastkowi kwadratowemu największej wartości własnej tych macierzy. Analogiczne rozwiązanie otrzymalibyśmy po skorzystaniu z macierzy korelacji $\mathbf{R}$.

W podobny sposób wyznacza się kolejne pary zmiennych kanonicznych (U_2, V_2) , (U_3, V_3) , ..., (U_k, V_k) , gdzie $k = \min\{p, n - p\}$, przy czym zachodzą następujące zależności:

$$\begin{aligned} U_j &= \mathbf{a}_j^T \mathbf{X}_1, \quad V_j = \mathbf{b}_j^T \mathbf{X}_2, \quad j = 1, \dots, k, \\ \mathbf{a}_j^T \mathbf{a}_i &= 0, \quad \mathbf{b}_j^T \mathbf{b}_i = 0, \quad j, i = 1, \dots, k, \quad j \neq i, \\ r_1^2 &\geq r_2^2 \geq \dots \geq r_k^2. \end{aligned} \quad (4)$$

Kolejne pary zmiennych kanonicznych w coraz to mniejszym stopniu opisują zależności między zbiorami zmiennych pierwotnych $\mathbf{X}_1$ i $\mathbf{X}_2$. W praktyce zatem wyznacza się jedynie m -pierwszych istotnych par zmiennych kanonicznych [Jajuga 1993].

Jednym z kryteriów doboru liczby zmiennych kanonicznych jest współczynnik determinacji między poszczególnymi zmiennymi $\mathbf{X}_1$ i $\mathbf{X}_2$ a zmiennymi kanonicz-

nymi (U_j, V_j). Wyznaczamy tyle zmiennych kanonicznych, aby najlepiej wyjaśniały one zależność między zmiennymi X_1 i X_2 [Grabiński 1992].

W doborze liczby zmiennych kanonicznych posługujemy się również miarą redundancji, która określa, na ile redundantny jest jeden zbiór zmiennych przy zadanym drugim zbiorze:

$$Re_{L_i} = \left(\frac{1}{p} \sum_{j=1}^p c_{ij}^2\right) r_j^2, \quad (5)$$

$$Re_{p_i} = \left(\frac{1}{q} \sum_{j=1}^q d_{ij}^2\right) r_j^2.$$

Kolejno wyodrębnione pierwiastki kanoniczne nie są skorelowane, zatem całkowita redundancja jednego zbioru zmiennych przy danym drugim będzie sumą redundancji pierwiastków uwzględnionych w analizie.

Jeśli rozkłady zmiennych w populacji są wielowymiarowe normalne w doborze ilości zmiennych kanonicznych, możemy posłużyć się testem chi-kwadrat istotności korelacji kanonicznych:

$$H_0: \rho_{s+1} = \rho_{s+2} = \dots = \rho_k = 0$$

$$H_1: \text{przynajmniej jeden ze współczynników } \rho_{s+1}, \rho_{s+2}, \dots, \rho_k \neq 0,$$

Statystyka testu ma rozkład chi-kwadrat o $(p-s)(q-s)$ stopniach swobody i dana jest wzorem:

$$\chi^2 = -(n - 0,5(p+q+3)) \sum_{i=s+1}^k \ln(1 - r_i^2), \quad (6)$$

gdzie n – liczba obserwacji, p – liczebność lewego zbioru, q – liczebność prawego zbioru.

Do interpretacji zostawia się tylko te pierwiastki, które są istotne statystycznie [Jajuga 1993].

Wyznaczone współczynniki korelacji kanonicznej opisują jedynie zależności liniowe w zbiorze omawianych zmiennych. Oprócz założenia normalności rozkładów zmiennych w analizie korelacji kanonicznej istotne jest również założenie jednorodności zbioru obserwacji. Jeśli zbiór jest niejednorodny i zawiera kilka klas jednorodnych, można zastosować dwuetapowe postępowanie: w pierwszym etapie dokonać analizy kanonicznej dla całego zbioru obserwacji, w drugim – analizy dla każdej z wyodrębnionych klas [Grabiński 1992; Jajuga 1993; Morrison 1990; Radhakrishna Rao 1982].

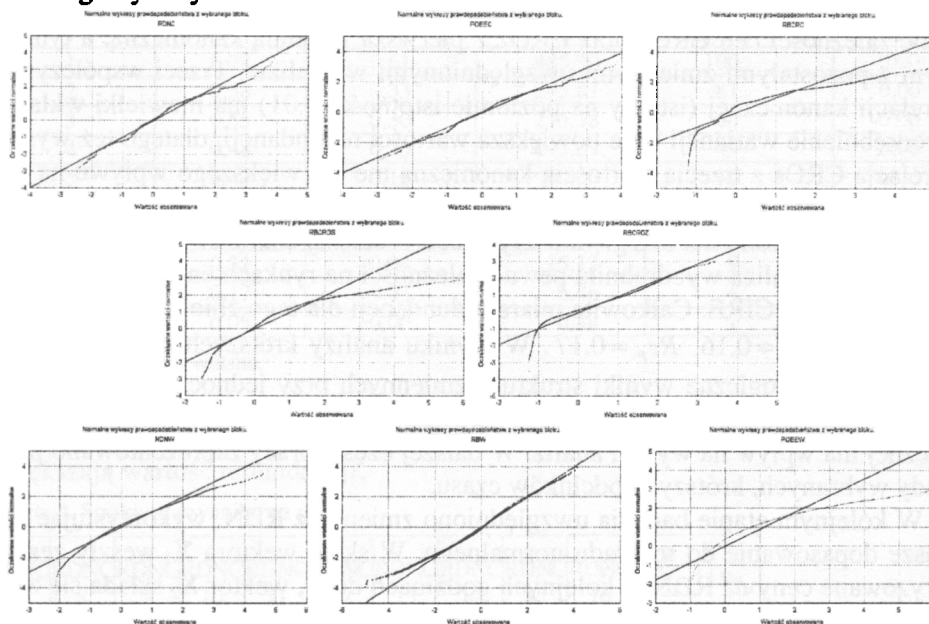
3. Analiza empiryczna

Na podstawie godzinnych notowań cen i wolumenu obrotu energią elektryczną na RDN, RB oraz POEE w okresie od 1 lipca 2002 r. do 30 czerwca 2004 r. dokonano wstępnej klasyfikacji polskiego rynku energii.

W pierwszej części analizy wektor X podzielono na wektory:

$$X_1 = \begin{bmatrix} \text{RBCRO} \\ \text{RBCROS} \\ \text{RBCROZ} \\ \text{RDNC} \\ \text{POEEC} \end{bmatrix}, \quad X_2 = \begin{bmatrix} \text{RBW} \\ \text{RDNW} \\ \text{POEEW} \end{bmatrix},$$

gdzie RBCRO, RBCROS, RBCROZ, RDNC, POEEC – zestandaryzowane notowania cen, RBW, RDNW, POEE – zestandaryzowane notowania wolumenu na poszczególnych rynkach.



Rys. 1. Wykresy prawdopodobieństwa rozkładu normalnego

Źródło: opracowanie własne.

Po przeanalizowaniu poszczególnych wykresów (rys. 1) można stwierdzić, że empiryczne rozkłady RBCRO, RBCROS, POEEW wyraźnie odbiegają od rozkładu normalnego. Nie wszystkie składowe wektorów spełniają założenie normalności rozkładów. W tabeli 1 zaprezentowano wyniki ładunków czynnikowych analizy korelacji kanonicznej w celu wyodrębnienia liniowych zależności między tymi zmiennymi oraz wyodrębnienia zbiorów niejednorodnych.

W wyniku klasyfikacji cen metodą głównych składowych uzyskano odrębność cen CROs i CROz w porównaniu z pozostałymi cenami energii elektrycznej. Oznacza to, że nie ma wyraźnej liniowej zależności między wyznaczonymi na RB cenami CROs oraz CROz a pozostałymi cenami oraz wolumenem obrotu energią

elektryczną rynków dobowo-godzinnych. Analiza korelacji kanonicznej potwierdziła wcześniej otrzymane wyniki [Ganczarek 2003].

Tabela 1. Struktura czynnikowa (c_i^T , d_i^T)

i	r_i	X_1					X_2		
		RBCRO	RBCROS	RBCROZ	RDNC	POEEC	RBW	RDNW	POEEW
1	0,60	-0,93	-0,02	-0,34	-0,72	-0,59	0,37	0,20	0,15
2	0,37	-0,15	0,29	0,41	0,68	0,52	0,13	0,03	0,00
3	0,03	-0,09	-0,76	0,22	0,10	0,32	0,37	0,20	0,15

Źródło: opracowanie własne.

Korelacje pomiędzy poszczególnymi zbiorami zmiennych (tab. 1) wykazały słabe zależności cen CROs oraz CROz z pierwszą zmienną kanoniczną, a tym samym z pozostałymi zmiennymi uwzględnionymi w analizie. Trzeci współczynnik korelacji kanonicznej (istotny na poziomie istotności 0,01) ma niewielki wkład w wyodrębnienie wariancji i nie powiększa wartości redundancji, dlatego też wysoka korelacja CROs z trzecią wartością kanoniczną nie ma większego wpływu na występowanie zależności w analizowanym zbiorze. Na podstawie powyższej obserwacji postanowiono nie uwzględniać tych cen w dalszej analizie.

Wstępna analiza wyodrębniła pewne zależności na rynkach energii elektrycznej notowanych na CIRE. Całkowita miara redundancji dla tego zbioru obserwacji jest niewielka. $Re_L = 0,16$, $Re_p = 0,17$. W wyniku analizy krótszych odcinków czasu otrzymano analogiczne wyniki struktury zmiennych przy jednocześnie większych wartościach redundancji. Sezonowość zarówno wolumenu, jak i ceny energii elektrycznej ma wpływ na wyniki analiz. W dalszej części pracy zaprezentowano przykłady wybranych, krótszych odcinków czasu.

W kolejnym etapie badania uwzględniono zmienne z RDN, wykorzystując najlepsze dopasowanie do rozkładu normalnego. W skład wektora X_1 weszły zestandaryzowane ceny na RDN w kolejnych godzinach doby, wektor X_2 składa się zaś z zestandaryzowanego wolumen obrotu energią elektryczną na RDN w kolejnych godzinach doby. Zbiory te zawierają dane niejednorodne. Aby wyodrębnić jednorodne wektory obserwacji, wykorzystano wyniki analizy głównych składowych. Ze względu na ceny energii elektrycznej notowane na RDN w okresie od 31 marca do 26 października 2003 r. metodą głównych składowych wyodrębniono jednorodne grupy cen w następujących godz.: 1-6, 7-16, 17-20, 21-24. Przeprowadzono analizę korelacji kanonicznej (tab. 2) w poszczególnych grupach.

Tabela 2. Wyniki testów istotności współczynników korelacji kanonicznych r_1 dla poszczególnych grup

Grupy godzin	r_1	r_1^2	Chi ²	Stopnie swobody	p
1- 6	0,64	0,41	201,56	36	0,00
7-16	0,78	0,61	485,90	100	0,00
17-20	0,73	0,53	343,02	16	0,00
21-24	0,64	0,40	176,20	16	0,00

Źródło: opracowanie własne.

Wysokie wartości pierwszych współczynników korelacji kanonicznych świadczą o silnej zależności liniowej między zmiennymi omawianymi w poszczególnych grupach. Aby zilustrować zastosowanie analizy korelacji kanonicznej w tab. 3-5 zaprezentowano wyniki analizy danych szeregów obejmujących godz. 7-16, gdzie:

$$X_1 = [\text{RDNC7 RDNC8 RDNC9 RDNC10 RDNC11 RDNC12 RDNC13}$$

$$\text{RDNC14 RDNC15 RDNC16}]^T$$

$$X_2 = [\text{RDNW7 RDNW8 RDNW9 RDNW10 RDNW11 RDNW12 RDNW13}$$

$$\text{RDNW14 RDNW15 RDNW16}]^T$$

Tabela 3. Wyniki testów istotności współczynników korelacji kanonicznych

i	r_i	r_i^2	Chi ²	Stopnie swobody	p
1	0,78	0,61	485,90	100	0,00
2	0,58	0,33	295,87	81	0,00
3	0,55	0,30	215,38	64	0,00
4	0,48	0,23	143,07	49	0,00
5	0,42	0,18	90,25	36	0,00
6	0,32	0,10	51,39	25	0,00
7	0,27	0,07	29,84	16	0,02
8	0,21	0,04	15,13	9	0,09
9	0,17	0,03	6,46	4	0,17
10	0,05	0,00	0,48	1	0,49

Źródło: opracowanie własne.

Wśród sześciu istotnych współczynników korelacji kanonicznej (na poziomie istotności 0,01) (tab. 3) trzy pierwsze biorą udział w wyjaśnieniu wariancji oraz zwiększają wartość redundancji.

Tabela 4. Struktura czynnikowa c_i^T

RDNC7	RDNC8	RDNC9	RDNC10	RDNC11	RDNC12	RDNC13	RDNC14	RDNC15	RDNC16	$\frac{1}{p} \sum_{j=1}^p c_{ij}^2$	Re_{Lj}
0,59	0,51	0,74	0,84	0,89	0,88	0,85	0,65	0,59	0,48	0,51	0,32
-0,35	-0,56	-0,52	-0,35	-0,27	-0,29	-0,27	-0,38	-0,36	-0,32	0,14	0,05
-0,02	-0,07	-0,05	-0,02	-0,12	-0,17	-0,18	-0,60	-0,55	-0,59	0,11	0,03
									suma	0,77	0,40

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Struktura czynnikowa d_i^T

RDNW7	RDNW8	RDNW9	RDNW10	RDNW11	RDNW12	RDNW13	RDNW14	RDNW15	RDNW16	$\frac{1}{q} \sum_{j=1}^q d_{ij}^2$	Re_{pi}
0,61	0,69	0,74	0,88	0,94	0,96	0,96	0,76	0,73	0,68	0,65	0,40
-0,50	-0,49	-0,44	-0,16	0,00	-0,03	0,00	-0,30	-0,30	-0,28	0,10	0,03
0,01	0,03	0,20	0,27	0,08	-0,01	0,03	-0,41	-0,37	-0,44	0,06	0,02
									suma	0,80	0,45

Źródło: opracowanie własne.

Jeżeli zwrócimy uwagę na ładunki czynnikowe wyznaczone dla trzech zmiennych kanonicznych, możemy stwierdzić, że cena (tab. 4) i wolumen (tab. 5) w poszczególnych godzinach są silnie dodatnio skorelowane z pierwszą zmienną kanoniczną. Świadczy to o jednorodności składowych wektorów X_1 oraz X_2 . Między cenami i wolumenem w godz. 7-16 jest silna zależność liniowa, którą możemy opisać równaniem liniowym. Dla W tym celu dla omawianych godzin wyznaczono następnie wektory kanoniczne a_i , b_i (tab. 6).

Tabela 6. Wektory kanoniczne a_i^T , b_i^T

	RDNC 7	RDNC 8	RDNC 9	RDNC 10	RDNC 11	RDNC 12	RDNC 13	RDNC 14	RDNC 15	RDNC 16
a_1^T	0,39	-0,67	-0,13	-0,26	1,29	0,06	0,41	-0,29	0,51	-0,50
a_2^T	0,10	-0,50	-2,14	-0,82	3,06	-1,04	1,37	-0,99	-0,83	1,31
a_3^T	0,33	-0,19	0,07	2,44	-0,96	-1,19	0,48	-1,58	1,39	-1,07
	RDNW 7	RDNW 8	RDNW 9	RDNW 10	RDNW 11	RDNW 12	RDNW 13	RDNW 14	RDNW 15	RDNW 16
b_1^T	0,21	0,09	-0,44	0,16	0,46	0,10	0,45	-0,10	0,26	-0,12
b_2^T	-0,04	-0,37	-1,31	-0,40	2,49	-1,13	0,72	-0,62	-0,17	0,37
b_3^T	0,31	-0,25	-0,14	2,21	-0,75	-1,11	0,67	-0,70	0,62	-0,95

Źródło: opracowanie własne.

Składowe wektorów X_1 oraz X_2 zapisano za pomocą zmiennych kanonicznych $U_i = a_i^T X_1$ oraz $V_i = b_i^T X_2$ ($i = 1, 2, 3$). Następnie oszacowano MNK równania:

$$RDNC11 = \alpha_0 + \alpha_1 V_1 + \alpha_2 V_2 + \alpha_3 V_3, \quad RDNW11 = \beta_0 + \beta_1 U_1 + \beta_2 U_2 + \beta_3 U_3$$

otrzymując na poziomie istotności 0,01 testu F oraz statystyki t-Studenta równania:

$$\hat{RDNC11} = 0,69V_1 - 0,16V_2, \quad R_w = 0,71, \quad s = 0,70, \quad d = 1,38,$$

$$\hat{RDNW11} = 0,74U_1, \quad R_w = 0,74, \quad s = 0,68, \quad d = 1,40.$$

Dzięki zastosowaniu analizy korelacji kanonicznej na RDN zaobserwowano wyraźne zależności między omawianymi wektorami zmiennych. Wyniki analizy korelacji kanonicznej można wykorzystywać do klasyfikacji tych zbiorów, redukcji liczby zmiennych pierwotnych, zastępując je zmiennymi kanonicznymi, a następnie można je wykorzystać do opisanie zależności równaniem regresji. Analizując błędy szacunku prezentowanych równań oraz miary redundancji, możemy powiedzieć, że potrafimy lepiej opisać zależność wolumenu od ceny energii elektrycznej niż odwrotnie.

Dla tego samego okresu oraz analogicznych grup jednorodnych przeprowadzono analizę korelacji kanonicznej dla danych przekrojowo-czasowych. W skład wektora X_1 wchodzi standardyzowane ceny energii elektrycznej w godz. 7-16, a X_2 to standardyzowane ceny w godz. 7-16 z poprzednich dni całego tygodnia. Wyniki zaprezentowane w tab. 7 dowodzą, że w analizie tygodniowej zmiany cen najbardziej są ze sobą skorelowane ceny z tego samego dnia poprzedniego tygodnia, w mniejszym stopniu – z dnia poprzedniego. Zależności te są jednak słabsze w porównaniu z zależnościami między ceną a wolumenem (tab. 2 $r_1 = 0,78$).

Tabela 7. Wyniki testów istotności współczynników korelacji kanonicznych r_1 między cenami z kolejnych dni

Poprzedni dzień	r_1	r_1^2	Chi ²	Stopnie swobody	p
1	0,61	0,37	266,60	100	0,00
2	0,46	0,21	147,96	100	0,00
3	0,51	0,26	203,09	100	0,00
4	0,49	0,24	159,19	100	0,00
5	0,51	0,26	158,59	100	0,00
6	0,51	0,26	198,47	100	0,00
7	0,73	0,53	318,26	100	0,00

Źródło: opracowanie własne.

Jeżeli składowe wektorów X_1 – standaryzowane ceny godzin 7-16 oraz X_2 – standaryzowane ceny godzin 7-16 z poprzedniego tygodnia zapiszemy za pomocą zmiennych kanonicznych, po oszacowaniu MNK równania:

$$RDNC11 = \alpha_0 + \alpha_1 V_1 + \alpha_2 V_2 + \alpha_3 V_3,$$

możemy wyznaczyć prognozę standaryzowanej ceny godz. 11, biorąc pod uwagę standaryzowane ceny z poprzedniego tygodnia w godz. 7-16:

$$\hat{RDNC11} = 0,65V_1, R_w = 0,66, s = 0,75, d = 1,38.$$

4. Podsumowanie

Wyniki analizy korelacji kanonicznej potwierdziły odrębność RB, RDN oraz POEE. W analizie oddzielnych notowań na tych rynkach uzyskano podobne struktury wektorów. Analiza korelacji kanonicznej na poszczególnych rynkach wyodrębniła jednorodne zbiory obserwowanych wektorów cen i wolumenu w poszczególnych godzinach doby, odpowiadające sezonowości dobowej energii elektrycznej. Do bardziej szczegółowych analiz wykorzystano notowania RDN i odrzucono RB ze względu na asymetryczny rozkład cen. W badanym okresie niewielkie obroty na rynku POEE ograniczyły liczbę możliwych do rozpatrzenia przypadków.

Okres od 1 lipca 2002 r. do 30 czerwca 2004 r. ze względu na sezonowość towaru, którym jest energia elektryczna, daje niewielkie współczynniki korelacji kanonicznych. Badania empiryczne przeprowadzono w różnym okresie. Dla danych miesięcznych i dwumiesięcznych otrzymano wyniki z wysokimi wartościami współczynników korelacji kanonicznych oraz miarami redundancji, jednak analizowane szeregi są wówczas za krótkie w porównaniu z liczbą zmiennych uwzględnianych w analizie. Wybór okresu, ze względu na sezonowość, wpływa również na wstępną klasyfikację składowych wektorów cen i wolumenu. Dla okresu zimowego – od 27 października 2003 r. do 28 marca 2004 r. – rozpatrywano jednorodne grupy dla godzin 1-7, 8-16, 17-21, 22-24.

Bazując na uzyskanych wynikach analizy korelacji kanonicznej dla notowań RDN od 31 marca do 26 października 2003 r., można wymienić niektóre zastosowania analizy na godzinnym rynku energii elektrycznej:

- badanie zewnętrznych zależności między cenami a wolumenem obrotu w poszczególnych godzinach,
- klasyfikacja zmiennych – analiza korelacji kanonicznej podzieliła analizowane wektory zmiennych godzinnych, wyodrębniając jednorodne grupy godzin odpowiadających dziennej sezonowości energii elektrycznej,
- dobór zmiennych do modelu ekonometrycznego – w analizie zależności w zbiorze zmiennych na rynku energii elektrycznej do analizy modelu ekonometrycznego, można wybrać zmienne silnie skorelowane z istotnymi, ale różnymi zmiennymi kanonicznymi,
- zastosowanie zmiennych kanonicznych do równania regresji ceny czy też wolumenu obrotu energii elektrycznej w ustalonej godzinie,
- prognozowanie na podstawie wyników analizy korelacji kanonicznej dla danych przekrojowo-czasowych – cenę lub wolumen energii elektrycznej można opisać równaniem regresji, którego zmienne objaśniane są zmiennymi kanonicznymi, wyznaczonymi na bazie analizy korelacji kanonicznej z okresu wcześniejszego.

Stosując analizę korelacji kanonicznej, należy pamiętać o założeniu normalności rozkładów oraz ograniczeniu tej metody do analizowania jedynie zależności liniowych. W razie występowania zależności nieliniowych nie można ocenić ich istotności na podstawie tej metody.

Literatura

- Ganczarek A., *Klasyfikacja polskiego rynku energii*, PRz, Rzeszów 2003, s. 51-66.
Grabiński T., *Metody taksonometrii*, AE, Kraków 1992.
Jajuga K., *Statystyczna analiza wielowymiarowa*, PWN, Warszawa 1993.
Morrison D.F., *Wielowymiarowa analiza statystyczna*, PWN, Warszawa 1990.
Ostasiewicz W., *Statystyczne metody analizy danych*, AE, Wrocław 1999.
Radhakrishna Rao C., *Modele liniowe statystyki matematycznej*, PWN, Warszawa 1982.

AN APPLICATION OF THE CANONICAL ANALYSIS ON POLISH ENERGY MARKET

Summary

In this paper we presented an application of the canonical analysis on the day-ahead market of the energy market CIRE. We have two sets of prices and volumes of electric energy were noted on CIRE from July 2002 to June 2004. The aim of this paper was the classification the energy markets and the classification the prices and volumes of electric energy during a day. In the next step we use this classification to describe dependence between these sets. We described this dependence with regression equation.