

ROZDZIAŁ 27

WAHANIA CYKLICZNE ZAPOTRZEBOWANIA NA ENERGIĘ ELEKTRYCZNĄ KONSUMOWANĄ PRZEZ PRZEMYSŁ W POLSCE

Wstęp

Energia elektryczna stanowi kluczowy zasób produkcyjny nowoczesnej gospodarki. Jest towarem specyficznym, ponieważ nie można go zaobserwować bezpośrednio za pomocą zmysłów oraz posiada szczególne warunki transportu, który prowadzony jest za pomocą specjalnych urządzeń - sieci energetycznych i linii. Wszechstronność zastosowania energii elektrycznej, począwszy od wykorzystania w gospodarstwach domowych, w przemyśle, w rolnictwie, aż do różnorodnych zastosowań w celach militarnych i naukowych oraz ograniczona możliwość substytucji przesądza o kluczowym znaczeniu energii elektrycznej dla gospodarki. Przytoczone powyżej cechy energii elektrycznej oraz brak możliwości magazynowania powodują, że niezwykle poważny staje się problem doboru właściwej wielkości produkcji energii elektrycznej. Zatem synchronizacja wielkości popytu i podaży przed dokonaniem przesyłu energii elektrycznej za pomocą sieci stanowi najistotniejszy problem ekonomiczny, przed którym stoją producenci energii.

W warunkach polskich transformacja sektora energetycznego trwa od 14 lat. Energia elektryczna przestała być traktowana jako "dobro", którego dostarczenie jest służbą publiczną, a stała się "towarem" będącym przedmiotem handlu. Jak w każdym systemie społeczno-ekonomicznym w warunkach gospodarki rynkowej zmiany na rynku elektroenergetycznym przejawiają się w mniej lub bardziej regularnych wahaniami cyklicznych. Brak dostatecznej analizy powiązań cyklicznego zachowania się zapotrzebowania na energię elektryczną może doprowadzić do dużych strat producentów energii, którzy wielkość produkcji przeważnie szacują w oparciu o analizę tendencji rozwojowych pomijając powiązania przemysłu elektroenergetycznego z innymi dziedzinami gospodarki. Do opisu i prognozy zapotrzebowania na energię elektryczną wykorzystuje się różne modele ekonometryczne. Engle i Granger (1987) w jednym ze swoich pierwszych artykułów przedstawili koncepcję integracji i kointegracji jako narzędzia do prognozowania zapotrzebowania na energię elektryczną. Koli Fatai, Les Oxley oraz Frank Scimgeur (2001) porównali sześć różnych technik estymacji modeli prognostycznych. W swoim artykule przedstawili: regresję OLS (ordinary least squares) z opóźnieniami i wyprzedzeniami (Hamilton, 1994), FMLS (Phillip and Hansen's Fully Modified Least Squares, 1990), Engle-Granger Error Correction Model, ARDL (AutoRegressive Distributed Lag ARDL) oraz metodę maksymalnego prawdopodobieństwa Johansena (1991).

W niniejszym artykule zaprezentowano analizę konsumpcji energii elektrycznej eksploatowanej przez przemysł. Celem głównym przeprowadzonej analizy jest wyodrębnienie wahań cyklicznych konsumpcji energii elektrycznej ogółem oraz w poszczególnych działach działalności gospodarczej według PKD. Realizacja celu głównego pozwoli na zbadanie korelacji oraz przyczynowości w sensie Grangera pomiędzy konsumpcją energii elektrycznej w poszczególnych działach PKD a konsumpcją ogółem, co z kolei wskaże istotne zależności pomiędzy badanymi zmiennymi. Po zbadaniu zależności między zmiennymi podjęta zostanie próba budowy modelu ekonometrycznego służącego do krótkookresowej prognozy konsumpcji energii elektrycznej przez przemysł ogółem.

1. Dane oraz metodologia

1.1. Dane

Dane do obliczeń zaczerpnięto z dokumentacji Agencji Rynku Energii S.A. oraz publikacji Głównego Urzędu Statystycznego, są to dane w wielkościach fizycznych tzn. w gigawatogodzinach (GWh). Zakres czasowy badań to okres od pierwszego kwartału 1994 r. do czwartego kwartału 2004 r. Ujęcie kwartalne analizowanych szeregów oraz zakres czasowy badania podyktowane zostały tym, iż statystyka konsumpcji energii elektrycznej według działów PKD prowadzona jest od 1994r., a gromadzone dane agregowane są do danych kwartalnych. Przyjmuje się, że analizowane szeregi czasowe składają się z: wahań przypadkowych, sezonowych, cyklicznych oraz z długookresowej tendencji rozwojowej (trendu). Określenie danych zawarto w tabeli 1.

Tabela 1

Interpretacja analizowanych zmiennych

Nazwa działu PKD	nr PKD	Nazwa zmiennej
Górnictwo węgla kamiennego i brunatnego; wydobywanie torfu	10	GW
Górnictwo rud metali	13	GR
Pozostałe górnictwo	14	PG
Produkcja artykułów spożywczych i napojów	15	PAS
Włókiennictwo	17	W
Produkcja drewna i wyrobów z drewna oraz z korka (oprócz mebli), artykułów ze słomy itp.	20	PD
Produkcja masy włóknistej, papieru oraz wyrobów z papieru	21	PMW
Wytwarzanie koksu i produktów rafinacji ropy naftowej	23	WK
Produkcja wyrobów chemicznych	24	PCH
Produkcja wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych	25	PG
Produkcja wyrobów z pozostałych surowców niemetalicznych (w tym: szkło, cegły, cement)	26	PWP
Produkcja metali	27	PM
Produkcja metalowych wyrobów gotowych z wyjątkiem maszyn i urządzeń	28	PMG
Produkcja maszyn i urządzeń gdzie indziej niesklasyfikowana	29	PMU
Produkcja maszyn i aparatury elektrycznej, gdzie indziej niesklasyfikowana	31	PME
Produkcja sprzętu i urządzeń radiowych, telewizyjnych i telekomunikacyjnych	32	PSR
Produkcja pojazdów samochodowych, przyczep i naczep	34	PS

Produkcja pozostałego sprzętu transportowego	35	PPS
Produkcja mebli; działalność produkcyjna, gdzie indziej nie sklasyfikowana	36	M
Wytwarzanie i dystrybucja energii elektrycznej	401	WDE
Budownictwo	45	B
Transport kolejowy	601	TK
konsumpcja energii elektrycznej przez przemysł ogółem		KE

Źródło: Opracowanie własne.

1.2. Metodologia

Aby wyodrębnić wahania cykliczne, najpełniej obrazujące zachowanie krótkookresowe zmiennych, wybrany materiał badawczy poddano dekompozycji. Najpierw z szeregów czasowych został wyeliminowany składnik losowy oraz sezonowy, następnie uzyskany szereg został pozbawiony trendu, tak aby odseparować składnik cykliczny obrazujący fluktuacje gospodarcze.

Żeby wyeliminować sezonowość oraz wahania przypadkowe użyto procedury korekcji sezonowej Census X11/Y2k w programie Statistica, i otrzymano w ten sposób krzywe Hendersona obrazujące łącznie trend i wahania cykliczne. Ważniejsze poprawki jakie wprowadza procedura Census X11/Y2k to¹:

- Korekta uwzględniająca liczbę dni handlowych;
- Korekta wartości ekstremalnych - większość rzeczywistych szeregów czasowych zawiera obserwacje odstające, to znaczy ekstremalne wahania spowodowane rzadkimi zdarzeniami. Procedura X-11 daje możliwości uporania się z wartościami ekstremalnymi przez zastosowanie zasad kontroli statystycznej, to znaczy, wartości znajdujące się poniżej lub powyżej pewnego zakresu (wyrażonego przez wielokrotność odchylenia standardowego) mogą zostać zmodyfikowane lub pominięte zanim zostaną obliczone ostateczne estymatory sezonowości;
- Poprawki wielokrotne. Poprawki ze względu na obserwacje odstające, wartości ekstremalne i różną liczbę dni handlowych mogą być stosowane więcej niż raz, w celu otrzymania coraz to lepszych estymatorów składników. Metoda X-11 stosuje serię kolejnych poprawek estymatorów, aby dojść do ostatecznej oceny trendu, wahań cyklicznych, sezonowych i nieregularnych oraz szeregu uwzględniającego sezonowość;
- Procedura X-11 oblicza także procentową zmianę z miesiąca na miesiąc w składniku losowym i składniku trend-cykl. Gdy rośnie długość szeregu czasowego, wówczas rośnie udział wahań długookresowych w ogólnej zmienności, natomiast oczekujemy, że wahania losowe będą na tym samym poziomie. Przeciętna liczba miesięcy (lub kwartałów), w których wahania długookresowe i trend powodują zmianę poziomu szeregu równą w przybliżeniu rozmiarowi wahań losowych szeregu określana jest mianem okresu dominacji cyklicznej i wyrażana jest w miesiącach lub kwartałach (MCD lub QCD).

¹ Evans M.K., Practical Business Forecasting, Blackwell Publishers, 2003, oraz pomoc programu Statistica 5.5.

W powyższy sposób otrzymano szeregi czasowe obrazujące trend wraz z wahaniami cyklicznymi, z których następnie usunięto trend stochastyczny² posługując się filtrem Hodricka-Prescotta (HP). Zastosowanie tej metody pozwala także na sprowadzenie szeregów niestacjonarnych do stacjonarności poprzez usunięcie trendu stochastycznego³. Filtr HP oblicza trend stochastyczny poprzez minimalizowanie sumy kwadratów odchyłeń szeregu czasowego z jego trendu, przy czym suma kwadratów drugich różnic nie może być za duża⁴:

$$\min_{\{y_t^g\}_{t=0}^{\infty}} \sum_{t=1}^{\infty} \left\{ (y_t - y_t^g)^2 + \lambda [(y_{t+1}^g - y_t^g) - (y_t^g - y_{t-1}^g)]^2 \right\}$$

gdzie λ jest parametrem wygładzającym. W programie EViews, przy pomocy którego oszacowano trend, parametr przyjmuje następujące wartości⁵: $\lambda = 100$ dla danych rocznych, 1600 dla danych kwartalnych i 14400 dla danych miesięcznych.

Aby określić zależności pomiędzy oczyszczonymi szeregami czasowymi obliczono korelacje oraz przeprowadzono test przyczynowości Grangera.

Test przyczynowości Grangera opiera się na sprawdzeniu czy dodanie dodatkowej zmiennej niezależnej X do modelu, w którym zmienna zależna Y jest opisywana przez samą siebie z opóźnieniami, poprawi jego jakość opisową i prognostyczną⁶. Ujmując ten problem w prostszy sposób, możemy powiedzieć, że test istotności Grangera sprawdza, czy model regresji:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_k x_{t-k}$$

lepiej wyjaśnia i prognozuje zmienną opisywaną niż model:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k}$$

Weryfikacja przyczynowości w sensie Grangera polega na teście statystyki F dla hipotezy zerowej o następującej postaci $\beta_1 = \dots = \beta_k = 0$, przy obszarze odrzucenia dla prawdopodobieństwa progowego $p=0,05$. Test przyczynowości w sensie Grangera wskazuje na maksymalne opóźnienie zmiennej traktowanej jako przyczyna. Przyjęcie opóźnienia o np. cztery miesiące wskazuje na celowość wprowadzenia czterech szeregów zmiennej opisującej z opóźnieniem 1,2,3,4 miesiące do równania regresji zmiennej opisywanej, w celu określenia metodą OLS najistotniejszych opóźnień zmiennej objaśniającej. Na tym etapie obliczono równania regresji⁷ następującej postaci:

² Przyjęto, że trend w szeregach czasowych posiada naturę stochastyczną

³ Evans M.K., Practical Business Forecasting, Blackwell Publishers, 2003, oraz Torben Mark Pedersen, Alternative Linear and Non-Linear Detrending Techniques: A Comparative analysis based on Euro-Zone Data, Copenhagen: Ministry of Economic and Business Affairs, 2002.

⁴ Torben Mark Pedersen, Alternative Linear and Non-Linear Detrending Techniques: A Comparative analysis based on Euro-Zone Data, Copenhagen: Ministry of Economic and Business Affairs, 2002.

⁵ Mills T.C., Modeling Trends and Cycles in Economic Time Series, Loughborough University, 2003.

⁶ Bennett A., Closed-End Country Found Discounts and Systematic UK and US Market movements: Co-integration and Error Corrected Granger Causality Tests, Massey University, 2002.

⁷ Evans M.K., Practical Business Forecasting, Blackwell Publishers, 2003, p. 68-70.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + \varepsilon_i$$

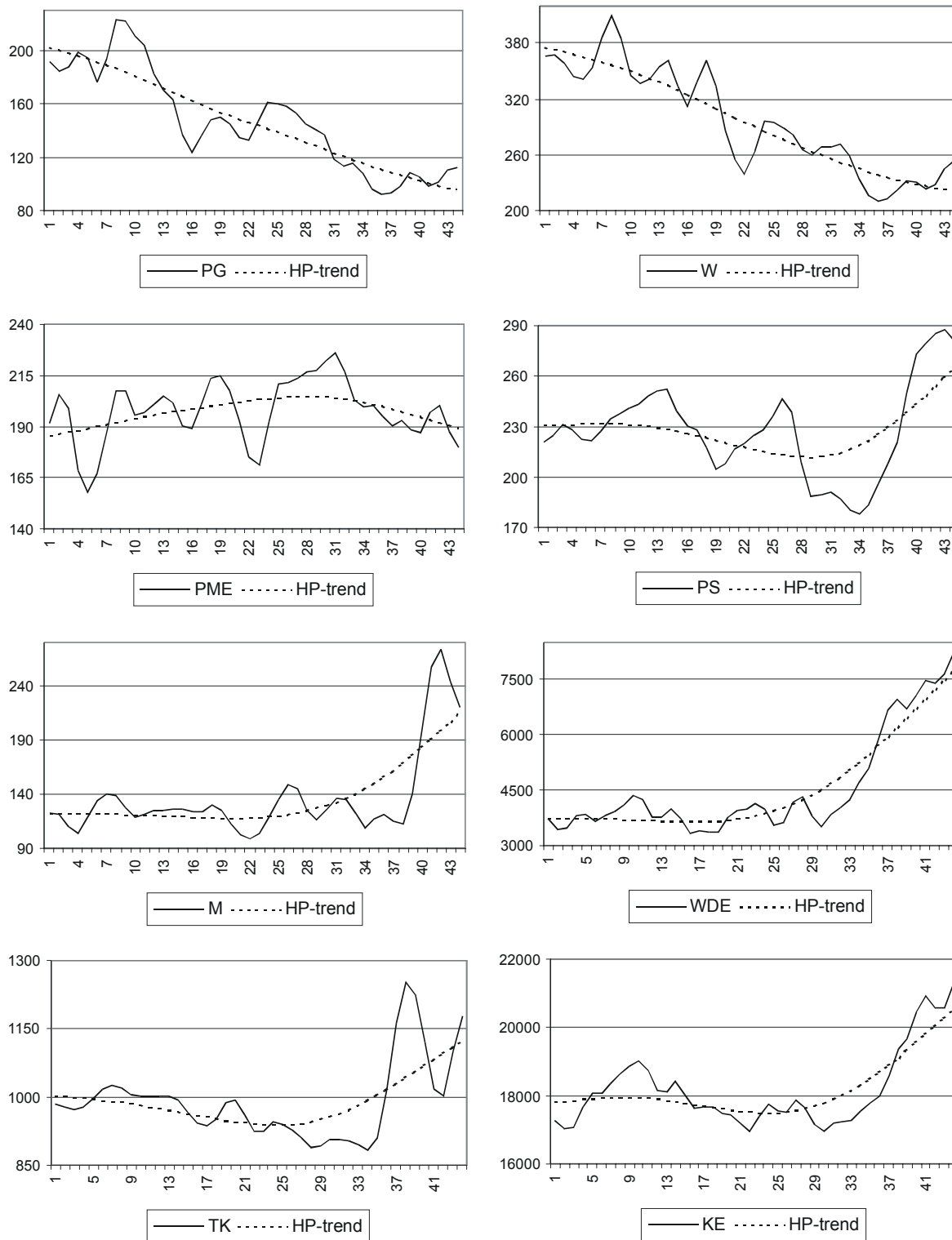
gdzie Y to wartość zmiennej objaśnianej, X wartość odpowiednio opóźnionej zmiennej objaśniającej, β współczynniki równania, ε błąd modelu.

Z ostatecznie otrzymanych szeregów czasowych oszacowano funkcję regresji obrazującą konsumpcję energii elektrycznej przez przemysł.

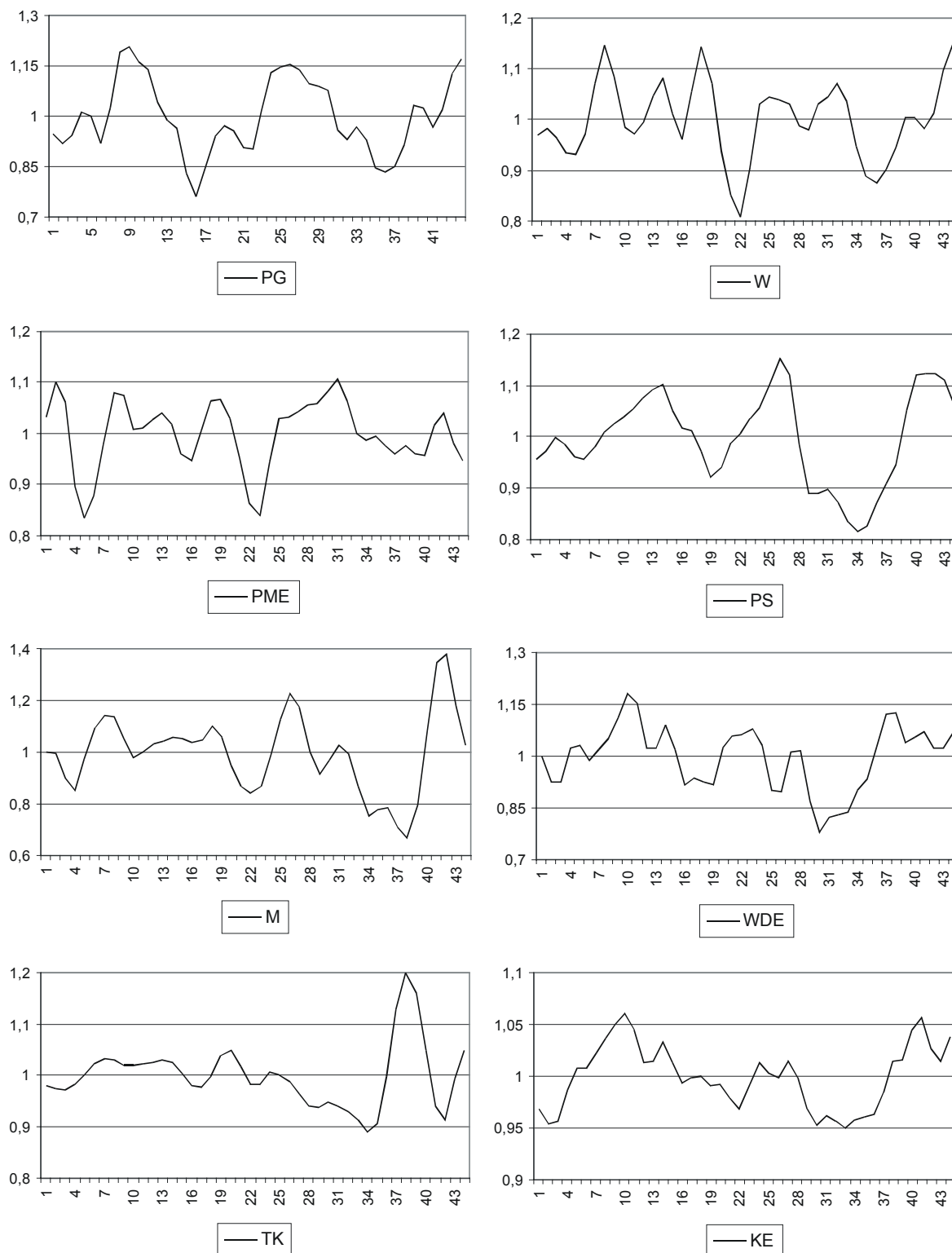
2. Analiza empiryczna

Szeregi czasowe obrazujące trend wraz z wahaniami cyklicznymi (krzywe Hendersona), oczyszczone za pomocą procedury korekcji sezonowej Census X11/Y2k w programie Statistica oraz trend stochastyczny Hodricka-Prescotta przedstawiono na wykresie 1. Wykres ten przedstawia zachowanie się zmiennych, które później okazały się zmiennymi istotnie wpływającymi na poziom konsumpcji energii elektrycznej.

Otrzymane szeregi danych oczyszczonych z sezonowości oraz wahań przypadkowych podzielono przez oszacowane wartości trendu stochastycznego Hodricka-Prescotta. W ten sposób otrzymano szeregi czasowe obrazujące odchylenia analizowanych zmiennych od ich stochastycznego trendu. Wyodrębnione w powyższy sposób fluktuacje cykliczne przedstawiono na wykresie 2.



Wykres 1. Konsumpcja energii elektrycznej w wybranych działach PKD
 Źródło: Obliczenia własne.



Wykres 2. Fluktuacje cykliczne konsumpcji energii elektrycznej w wybranych działach PKD
Źródło: Obliczenia własne.

Następnie obliczono korelację oraz test przyczynowości Grangera, aby na ich podstawie określić zależności pomiędzy otrzymanymi szeregami czasowymi. Wyniki przeprowadzonych analiz zaprezentowane zostały w tabelach 2-3.

Korelacja między analizowanymi szeregami czasowymi

Zmienna zależna	Zmienne niezależne	Opóźnienie zmiennych niezależnych w kwartałach			
		-1	-2	-3	-4
konsumpcja energii elektrycznej przez przemysł ogółem - KE	GW	0.4148	0.3190	0.2333	0.1864
	GR	-0.0979	-0.1059	-0.1076	-0.1138
	PG	0.3890	0.1525	-0.0723	-0.2053
	PAS	0.3441	0.2481	0.1137	-0.0644
	W	0.2505	0.0221	-0.2146	-0.3574
	PD	-0.1251	-0.0811	-0.0393	0.0309
	PMW	-0.3349	-0.4113	-0.3599	-0.3343
	WK	0.0340	0.0315	0.0028	0.0181
	PCH	0.4431	0.2714	0.1361	0.0529
	PG	0.3312	0.2132	0.2129	0.1537
	PWP	0.2535	0.0800	-0.1322	-0.2796
	PM	0.1768	0.0791	-0.0685	-0.1134
	PMG	-0.0416	-0.0354	0.0010	0.0071
	PMU	0.2428	0.2283	0.1917	0.0865
	PME	-0.2374	-0.3091	-0.4279	-0.5140
	PSR	0.3744	0.3215	0.1948	0.0567
	PS	0.6376	0.4151	0.1438	-0.0846
	PPS	0.1151	-0.0547	-0.2017	-0.2470
	M	0.3171	0.1122	-0.1135	-0.2957
	WDE	0.6493	0.5715	0.6201	0.5445
B	-0.5288	-0.4774	-0.3070	-0.1097	
TK	0.5375	0.5651	0.5261	0.4097	

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 3

Wyniki testu istotności Grangera

Zmienna zależna	Zmienne niezależne	Opóźnienie zmiennych niezależnych w kwartałach							
		F-Statistic	-1	F-Statistic	-2	F-Statistic	-3	F-Statistic	-4
K ^o	GW	0.23468	0.63072	0.20268	0.81744	0.17585	0.91201	0.57420	0.68338
	GR	0.14452	0.70584	0.07281	0.92991	0.12603	0.94405	0.86891	0.49357
	PG	0.00019	0.98912	3.57238	0.03815	2.67368	0.06281	1.99157	0.12035

PAS	0.04502	0.83305	0.01880	0.98138	1.16776	0.33635	1.24679	0.31179
W	0.06204	0.80457	2.26816	0.11771	3.79434	0.01893	2.59983	0.05525
PD	0.04853	0.82676	0.45766	0.63630	0.48567	0.69448	0.15133	0.96099
PMW	2.85240	0.09902	1.55991	0.22366	0.98526	0.41127	1.11284	0.36818
WK	0.16467	0.68706	0.27233	0.76311	0.25611	0.85644	1.60364	0.19822
PCH	0.13033	0.71999	0.83958	0.43995	0.86386	0.46924	0.27180	0.89389
PG	0.20474	0.65337	0.32785	0.72254	0.13418	0.93901	0.60022	0.66526
PWP	0.05246	0.82001	0.89188	0.41851	1.81530	0.16295	0.65810	0.62571
PM	0.00506	0.94367	0.56366	0.57393	0.67626	0.57261	0.06477	0.99189
PMG	0.04025	0.84201	0.00685	0.99317	0.04866	0.98554	0.06880	0.99091
PMU	0.77616	0.38358	0.18342	0.83317	0.44503	0.72237	0.39621	0.80977
PME	5.26028	0.02715	1.25930	0.29574	12.9224	8.6E-06	5.87349	0.00123
PSR	2.71719	0.10711	2.30923	0.11349	1.59452	0.20876	1.06196	0.39185
PS	0.61133	0.43889	7.03212	0.00258	4.52170	0.00899	1.93240	0.12988
PPS	1.40362	0.24311	0.91429	0.40967	0.95812	0.42365	1.51127	0.22309
M	2.45933	0.12471	0.19589	0.82295	2.97672	0.04515	0.78796	0.54185
WDE	1.22909	0.27421	1.25127	0.29797	5.65951	0.00295	2.12689	0.10112
B	3.55280	0.06672	2.16044	0.12960	1.88332	0.15099	0.81816	0.52346
TK	9.26806	0.00411	3.41258	0.04364	4.81779	0.00668	3.30720	0.02284

Źródło: Obliczenia własne.

Przeprowadzone analizy – korelacji oraz istotności w sensie Grangera – wykazały istnienie istotnych powiązań pomiędzy zmienną referowaną a zmiennymi objaśniającymi. Wyniki obu analiz badania istotności, a tym samym doboru zmiennych do modelu prognostycznego dały nam dwie grupy zmiennych objaśniających⁸, na podstawie których zbudowane zostaną modele regresji. Porównanie zdolności prognostycznych obu modeli pozwoli na stwierdzenie, która z zaprezentowanych metod doboru zmiennych do modelu okazuje się być trafniejszym narzędziem badającym istotne zależności pomiędzy badanymi zmiennymi. W obydwu przypadkach zmienną istotną okazała się zmienna WDE (wytwarzanie i dystrybucja energii elektrycznej). Jednak ze względu na jej ścisłe powiązanie ze zmienną objaśnianą⁹ została pominięta w dalszych rozważaniach.

Analiza korelacji wskazała na istotne powiązania zmiennej zależnej ze zmienną GW (1 kwartał wyprzedzenia), PCH (1 kwartał wyprzedzenia), PS (1 kwartał wyprzedzenia), TK (2 kwartały wyprzedzenia). Z ostatecznie otrzymanych odpowiednio przygotowanych oraz opóźnionych szeregów czasowych oszacowano model regresji opisujący konsumpcję energii elektrycznej przez przemysł o następującej postaci:

⁸ Jedna grupa uzyskana z korelacji, druga z istotności w sensie Grangera

⁹ Zmienne te są zmiennymi jednoczesnymi, a największa korelacja między nimi występuje bez opóźnień. Sam fakt wystąpienia konsumpcji energii elektrycznej wywołuje w tym samym momencie zużycie energii związane z jej dostarczeniem, a więc WDE nie może być wskaźnikiem wyprzedzającym jakkolwiek konsumpcje energii elektrycznej w innym dziale działalności gospodarczej ponieważ współistnieje z każdą konsumpcją.

$$KE_K = 0,435 + 0,208 PS_{t-1} + 0,359 GW_{t-1}$$

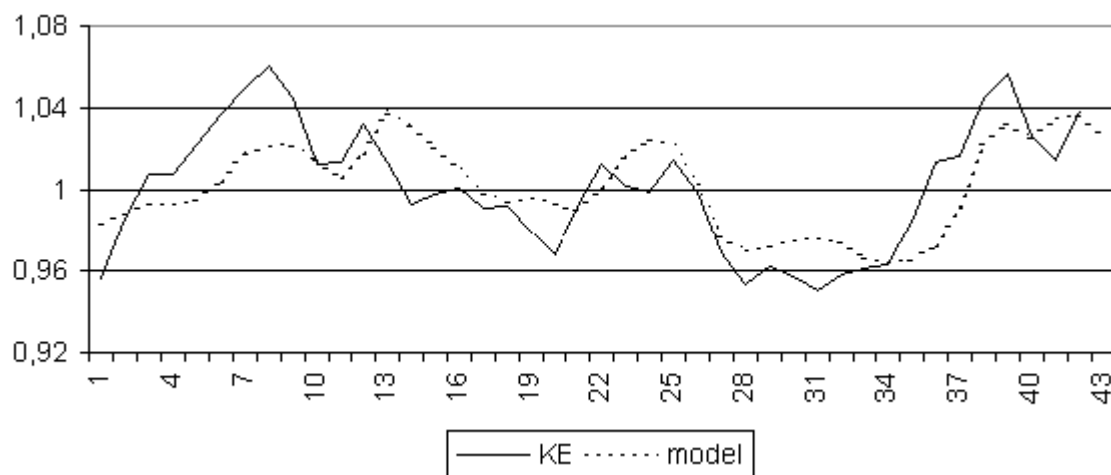
$$R^2 = 0,54, \quad \bar{R}^2 = 0,52$$

\bar{R}^2 - skorygowany współczynnik determinacji

KE_K - konsumpcja energii elektrycznej przez przemysł ogółem

PS - produkcja pojazdów samochodowych, przyczep i naczep

GW - górnictwo węgla kamiennego i brunatnego; wydobywanie torfu



Wykres 3. Fluktuacje cykliczne konsumpcji energii elektrycznej (model korelacja)

Źródło: Obliczenia własne.

Z kolei wyniki testu Grangera wskazały istotne opóźnienia wskazujące na celowość wprowadzenia 2 szeregów zmiennej opisującej PG z opóźnieniem od 1 do 2 kwartałów do równania regresji zmiennej opisującej KE, 4 szeregów zmiennej opisującej W z opóźnieniem od 1 do 4 kwartałów, 4 szeregów zmiennej opisującej PME z opóźnieniem od 1 do 4 kwartałów, 3 szeregów zmiennej opisującej PS z opóźnieniem od 1 do 3 kwartałów, 3 szeregów zmiennej opisującej M z opóźnieniem od 1 do 3 kwartałów oraz 4 szeregów zmiennej opisującej TK z opóźnieniem od 1 do 4 kwartałów. Najistotniejsze opóźnienia zmiennych objaśniających oszacowane metodą OLS przedstawiono w tabeli 4.

Tabela 4

Najistotniejsze opóźnienia zmiennych objaśniających (Granger Causality)

Zmienna zależna	Zmienne objaśniające	Przesunięcie w kwartałach	R ²
Konsumpcja	PG	1	0,16
	W	4	0,16
	PME	4 i 1	0,47
	PS	1	0,44

	M	1	0,12
	TK	2	0,36

Źródło: Obliczenia własne.

Z ostatecznie otrzymanych odpowiednio opóźnionych szeregów czasowych oszacowano model regresji opisujący konsumpcję energii elektrycznej przez przemysł o następującej postaci:

$$KE_{GC} = 1,062 + 0,1008 PS_{t-1} + 0,1445 TK_{t-1} - 0,183 PME_{t-4} - 0,1215 PME_{t-1}$$

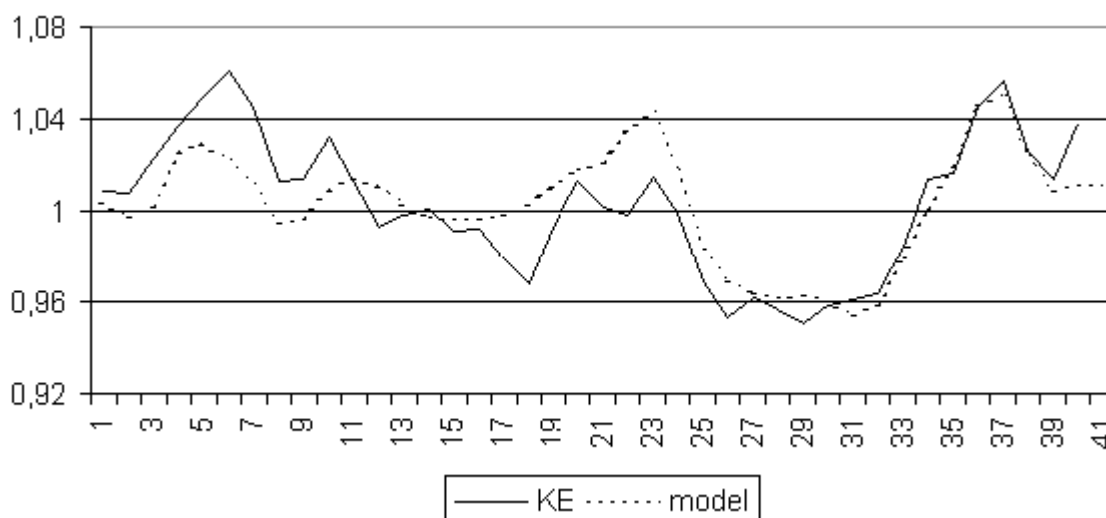
$$R^2 = 0,67, \quad \bar{R}^2 = 0,632$$

\bar{R}^2 - skorygowany współczynnik determinacji,

KE_{GC} - konsumpcja energii elektrycznej przez przemysł ogółem

PS - produkcja pojazdów samochodowych, przyczep i nacze

PME - produkcja maszyn i aparatury elektrycznej, gdzie indziej niesklasyfikowana



Wykres 4. Fluktuacje cykliczne konsumpcji energii elektrycznej (model Granger Causality)

Źródło: Obliczenia własne.

Wnioski

Prowadzenie analiz związanych z cyklicznością konsumpcji energii elektrycznej ma bardzo istotne znaczenie wynikające ze szczególnego charakteru energii elektrycznej, która obecna jest we wszystkich dziedzinach gospodarki. Brak możliwości jej magazynowania powoduje, iż badania konsumpcji energii elektrycznej opierające się na poszukiwaniu powiązań konsumpcji z agregatami opisującymi inne dziedziny gospodarki nabierają istotnego, strategicznego znaczenia. Zaprezentowane w niniejszym artykule modele regresji obrazują zachowanie krótkookresowe zmiennej, mogą posłużyć do prognozy

krótkookresowej o zasięgu 1 kwartału, co podyktowane jest istotnymi dla modelu opóźnieniami zmiennych objaśniających. Obydwa modele definiują ponad 50 % zmienności zmiennej objaśnianej. Model, do którego dobór zmiennych prowadzony był metodą korelacji tłumaczy 54% zmienności zmiennej objaśnianej, natomiast model zbudowany w oparciu o analizę przyczynowości w sensie Grangera wyjaśnia 67% zmienności zmiennej objaśnianej. Na podstawie przeprowadzonej analizy możemy porównać możliwości doboru zmiennych do modelu za pomocą korelacji oraz testu istotności Grangera. Biorąc pod uwagę fakt, iż estymacja zmiennych istotnych w obydwu przypadkach opierała się o ten sam panel danych¹⁰, z pewnością możemy stwierdzić, iż test istotności Grangera jest zdecydowanie efektywniejszym narzędziem doboru zmiennych do modelu, a zatem lepiej wynajduje istotne powiązania między różnymi agregatami ekonomicznymi. Zadawalające wyniki przeprowadzonych obliczeń zachęcają do dalszych badań zjawiska cykliczności w konsumpcji energii elektrycznej. Poszerzenie bazy danych objaśniających z pewnością pozwoli na pełniejsze zapoznanie się z tematem oraz wskaże na kolejne znaczące determinanty konsumpcji energii elektrycznej.

SPIS LITERATURY:

1. Baxter M., King R.G, *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Macroeconomic Time Series*, Review of Economics and Statistics, 1999.
2. Beenstock M., Goldin E., Nabot D., *The Demand for Electricity in Israel*, Energy Economics, 1999.
3. Bennett A., *Closed-End Country Found Discounts and Systematic UK and US Market movements: Co-integration and Error Corrected Granger Causality Tests*, Massey University, 2002.
4. Diebold Francis X., *The Past, Present, and Future of Macroeconomic Forecasting*, University of Pennsylvania, NBER and Federal Reserve Bank of Philadelphia, 1997.
5. Engle R.F., Granger C.W.J., Hallman J.J., *Merging Short- and Long-run Forecasts: An Application of Seasonal Cointegration to Monthly Electricity Sales Forecasting*, Journal of Econometrics, 1989.
6. Engle R.F., Granger C.W.J., Ramanathan R., *Short-Run Forecasts of Electricity loads and Peaks*, International Journal of Forecasting, 1997.
7. Evans M.K., *Practical Business Forecasting*, Blackwell Publishers, 2003, p. 212-215.
8. Granger, C.W.J., *Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification*, Journal of Econometrics, 1981.
9. Hawdon D., Al-Azzam A., *Estimating the Demand for Energy in Jordan: a Stock-Watson Dynamic OLS (DOLS) Approach*, University of Surrey, UK.
10. King R.G., Rebelo S.T., *Resuscitating Real Business Cycles*, NBER Working Paper, 2000.
11. King, R.G., Plosser, C.I., Stock, J.H., and Watson, M.W., *Stochastic Trends and Economic Fluctuations*, American Economic Review, 1991.
12. Leth-Petersen S., *Micro Econometric Modeling of Household Energy Use: Testing for Dependence between Demand for Electricity and Natural Gas*, The Energy Journal, 2002.
13. Marcellino M., *Leading Indicators: What Have We Learned?*, IEP-Bocconi University.
14. Mills T.C., *Modeling Trends and Cycles in Economic Time Series*, Loughborough University, 2003.
15. Oxley L., Fatai K., Scrimgeour F.G., *Modeling and Forecasting the Demand for Electricity in New Zealand: A Comparison of Alternative Approaches*, The Energy

¹⁰ Przedstawiony w pkt. 1.1.

-
- Journal, 2003.
16. Prescott, E.C., Theory Ahead of Business Cycle Measurement, Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1986.
 17. Stock, J. H., Watson M. W., A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience, NBER Working Paper, 1992.
 18. Torben Mark Pedersen, Alternative Linear and Non-Linear Detrending Techniques: A Comparative analysis based on Euro-Zone Data, Copenhagen: Ministry of Economic and Business Affairs, 2002.
 19. Zarnowitz V., Braun P., Major macroeconomic variables and leading indicators: some estimates of their interrelations, 1886-1982, NBER Working Paper, 1989.