Rafał Kasperowicz
Radosław Trojanek
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

PORÓWNANIE CYKLU KONIUNKTURALNEGO W PRZEMYŚLE Z WAHANIAMI KONIUNKTURALNYMI KONSUMPCJI PRZEMYSŁOWEJ ENERGII ELEKTRYCZNEJ W POLSCE W LATACH 1994–2004

Wprowadzenie

Dobra znajomość aktualnych oraz umiejętne przewidywanie przyszłych wahań koniunkturalnych jest kluczowym czynnikiem sukcesu przedsiębiorstw, ponieważ pozwala na optymalne kształtowanie strategii rozwoju firmy. Z tego powodu wahania aktywności gospodarczej wymagają stałych analiz zarówno w odniesieniu do cech morfologicznych, jak i elementów wyjaśniających mechanizmy zmian poszczególnych rodzajów działalności gospodarczej. Uwolnienie rynku przemysłowej energii elektrycznej zapewnia silniejsze powiązanie tej dziedziny gospodarki z innymi sektorami przemysłu. Tak jak reszta sektorów rynek ten podlega różnego typu wahaniom, natomiast cechy osobliwego produktu, jakim jest energia elektryczna, sprawiają, że niezwykle poważny staje się problem doboru właściwej wielkości produkcji energii. Celem niniejszego artykułu jest identyfikacja wahań koniunkturalnych na przemysłowym rynku elektroenergetycznym w Polsce oraz zbadanie ich zależności w stosunku do wahań koniunkturalnych w przemyśle.

1. Metodologia

W celu scharakteryzowania wahań koniunkturalnych w pierwszej kolejności należy określić, co rozumiemy pod pojęciem wahań koniunkturalnych, ponieważ

wybrana definicja determinuje metodologię wyznaczania fluktuacji cyklicznych z posiadanego materiału empirycznego.

Zakłada się, że analizowane wahania koniunkturalne tworzą cykl współczesny. W prezentowanym opracowaniu szczegółowej analizie poddane zostały fluktuacje koniunkturalne produkcji sprzedanej przemysłu oraz konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej, przez które rozumie się zmiany o względnej powtarzalności, wyrażające się w ekspansji lub kurczeniu się rozpatrywanej aktywności gospodarczej wokół linii trendu. Zakładamy tutaj, zgodnie z koncepcją cyklu odchyleń odrębność, długookresowego wzrostu wyrażonego trendem stochastycznym oraz fluktuacji koniunkturalnych.

W pierwszej kolejności szeregi danych oczyszczono z wahań sezonowych oraz przypadkowych za pomocą procedury korekcji sezonowej Census X11/Y2k (Evans 2003) w programie Statistica. Tak otrzymano szeregi czasowe obrazujące trend wraz z wahaniami cyklicznymi[1], które posłużyły jako odpowiednio przygotowany materiał badawczy przeznaczony do kolejnych analiz.

Następnie, przyjmując za wahania koniunkturalne zbiór ruchów wokół trendu (Lucas Jr. 1985, s. 87; Kruszka 2002, s. 1–2), z opracowanych danych wyodrębniono trend stochastyczny, poddając je filtrowaniu metodą Hodricka-Prescotta (Hodrick i Prescott 1997; Pedersen 2002, s. 29–30; Cogley i Nason 1995, s. 256).

Ostatecznie, po filtrowaniu, otrzymano szeregi wartości pokazujące długookresowe tendencje rozwojowe, które nie są jakąkolwiek funkcją deterministyczną, lecz same podlegają zmianom w czasie. Dzieląc empiryczne wartości krzywych Hendersona przez realizacje wynikające z zastosowania filtru HP, otrzymujemy (po przemnożeniu przez 100) szereg pokazujący procentowe odchylenia od linii trendu, czyli wahania koniunkturalne.

2. Wahania koniunkturalne w polskim przemyśle elektroenergetycznym w latach 1994–2004

Pojęcie polskiego przemysłu elektroenergetycznego w opracowaniu ograniczono do rynku przemysłowej energii elektrycznej. Oznacza to, iż przedmiotem analizy jest energia elektryczna dostarczana do przedsiębiorstw przemysłowych. W celu zbadania zmian zachodzących w tak rozumianym przemyśle elektroenergetycznym za zmienną objaśniającą przyjęto szereg czasowy reprezentujący konsumpcję przemysłowej energii elektrycznej w GWh[2]. Szereg ten składa się z obserwacji miesięcznych za okres od stycznia 1994 roku do grudnia 2004 roku. Wybór

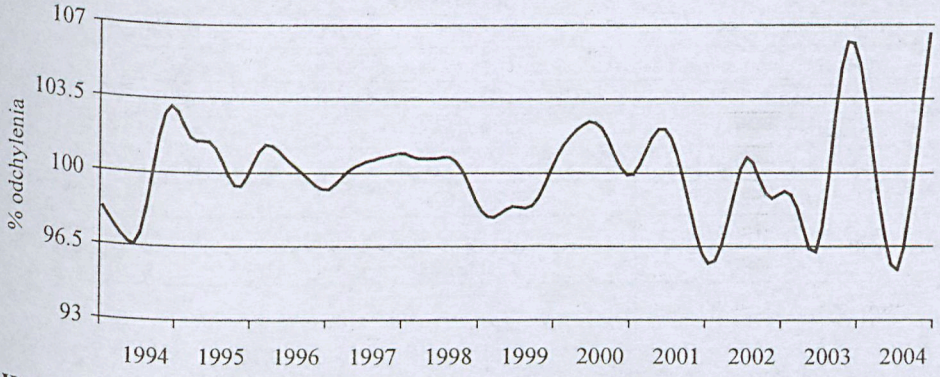
[1] Inaczej krzywe Hendersona.

[2] Konsumpcja energii elektrycznej jest tożsama z zapotrzebowaniem (z popytem) na energię elektryczną, co wynika ze specyficznych cech energii elektrycznej.

zmiennej objaśniającej w jednostkach fizycznych podyktowany został dostępem do danych statystycznych.

Zgodnie z przedstawioną procedurą z posiadanego materiału empirycznego wyodrębniono wahania cykliczne konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej. Ich periodyzację określono, postępując zgodnie z następującymi założeniami:

- punkty zwrotne cyklów nie mogą być zidentyfikowane zbyt wcześnie, ponieważ, aby przesądzić o nastąpieniu recesji bądź wzrostu, potrzebny jest stwierdzenie, iż zmiany dokonujące się w gospodarce notuje się od pewnego punktu w czasie – okres ten powinien trwać co najmniej 5–6 miesięcy (Barczyk 1989; Lubiński 2002);
- po punkcie zwrotnym górnym musi nastąpić punkt zwrotny dolny i na odwrót, przy czym między kolejnymi zwrotami musi upłynąć minimum 5–6 miesięcy;
- między dwoma punktami zwrotnymi tego samego rodzaju musi upłynąć minimum 12 miesięcy.



Wykres 1. Wahania koniunkturalne konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej w Polsce w latach 1994–2004

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i ARE (Agencja Rynku Energii)

Łącznie w badanym okresie wyodrębniono 15 punktów zwrotnych, na które składa się 8 punktów zwrotnych dolnych oraz 7 punktów zwrotnych górnych. Oznacza to, że w analizowanym przedziale czasowym wystąpiło 7 faz wzrostowych oraz 7 faz spadkowych, które łącznie składają się na 7 pełnych cykli odchyleń. Średnia faza wzrostowa trwała 7,9 miesiąca, natomiast średnia faza spadkowa okazała się dłuższa i wyniosła 9,4 miesiąca. Najdłuższa faza wzrostowa trwała 15 miesięcy i miała miejsce od marca 1999 roku do czerwca 2000 roku. Faza ta była równa najdłuższej fazie spadkowej (także15 miesięcy), która wystąpiła pomiędzy grudniem 1997 roku a marcem 1999 roku. Analizując długość faz, warto zwrócić

uwagę na fakt, iż cztery pierwsze fazy wyodrębnionych wahań koniunkturalnych równe są, co do długości, czterem ostatnim fazom. Pierwsza faza wzrostowa trwała 6 miesięcy, druga 5, co pokrywa się z szóstą fazą wzrostową (6 miesięcy) oraz siódmą (5 miesięcy). Z kolei dwie pierwsze fazy spadkowe trwały 11 i 8 miesięcy, co zgodne jest z długością szóstej oraz siódmej fazy spadkowej.

Tabela 1. Punkty zwrotne wahań koniunkturalnych konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej w Polsce w latach 1994–2004

Data wystąpienia zwrotu	Typ oraz wartość punktu zwrotnego	
	dolny	górny
Czerwiec 1994	96,58325	
Grudzień 1994		103,1318
Listopad 1995	99,3402	
Kwiecień 1996		101,2337
Grudzień 1996	99,19873	
Grudzień 1997		100,9022
Marzec 1999	97,89993	
Czerwiec 2000		102,3954
Grudzień 2000	99,89366	
Czerwiec 2001		102,0438
Styczeń 2002	95,70062	
Lipiec 2002		100,6909
Czerwiec 2003	96,22829	
Listopad 2003		106,1743
Lipiec 2004	95,39795	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i ARE (Agencja Rynku Energii).

Długość faz determinuje czas trwania całego cyklu, który średnio liczył 17,3 miesiąca. Mając na uwadze przedstawioną powyżej charakterystykę faz możemy stwierdzić, iż długość dwóch pierwszych pełnych cykli równa jest długości dwóch ostatnich, a wynoszą one kolejno 17 oraz 13 miesięcy. Cykl 13 miesięczny okazał się cyklem najkrótszym i ponad dwukrotnie krótszym od cyklu najdłuższego 27 miesięcznego, który odnotowano pomiędzy grudniem 1996 roku a marcem 1999 roku.

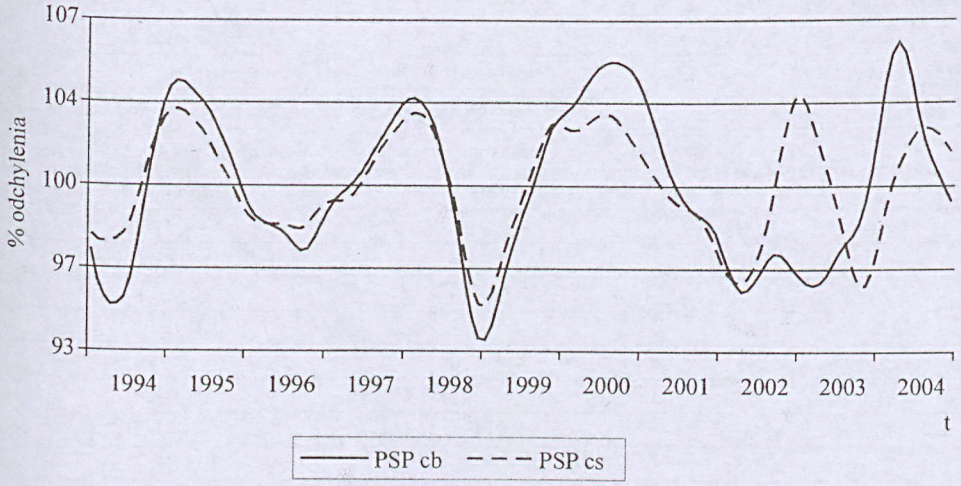
Przeprowadzona dekompozycja szeregu opisującego konsumpcję przemysłowej energii elektrycznej wykazała, że w agregacie opisującym rynek przemysłowej energii elektrycznej trzeba uwzględnić również komponent cykliczny. Oznacza to, iż na rynku przemysłowej energii elektrycznej występują wahania, które można uznać za koniunkturalne.

3. Wahania koniunkturalne polskiego przemysłu ogółem w latach 1994–2004

Ze względu na złożoność procesów koniunkturalnych obejmujących swym zasięgiem wszystkie sfery gospodarki niezwykle trudno jest wskazać jedną zmienną, która oddałaby zachowanie wszystkich aspektów gospodarki danego państwa.

W krajach Europy Zachodniej oraz Stanach Zjednoczonych rozpowszechniło się utożsamianie cyklu koniunkturalnego z wahaniami tylko jednego szeregu (Rekowski 2003, s. 94; Lucas Jr. 1995, s. 87), a mianowicie produktu krajowego brutto (PKB). Syntetyczny charakter PKB, na którego wartość składają się wydatki konsumpcyjne i inwestycyjne w zakresie prywatnym, jak i państwowym oraz saldo wymiany handlowej z zagranicą, determinuje wybór tej zmiennej na zmienną referencyjną. Niestety, wartości PKB podawane są kwartalnie, co ogranicza możliwości analiz. Alternatywą wobec PKB może być szereg wartości produkcji sprzedanej przemysłu (Rekowski 2003, s. 95). Szybkość dostępu do danych, wysoka czułość sektora przemysłowego na impulsy koniunkturalne oraz miesięczna sprawozdawczość statystyczna decydują o przewadze produkcji sprzedanej przemysłu jako zmiennej referencyjnej nad produktem krajowym brutto.

Prezentowane badanie przeprowadzono dla jedenastoletniego zakresu czasowego – od stycznia 1994 roku do grudnia 2004 roku. Analizowane szeregi czasowe składały się z obserwacji miesięcznych produkcji sprzedanej przemysłu w cenach stałych oraz w cenach bieżących. Badanie przeprowadzono dla danych urealnionych oraz bieżących w celu weryfikacji ich zależności w stosunku do wa-



Wykres 2. Wahania koniunkturalne produkcji sprzedanej przemysłu w cenach bieżących oraz stałych w Polsce w latach 1994–2004

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i ARE (Agencja Rynku Energii)

hań cyklicznych konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej oszacowanych na podstawie zmian konsumpcji wielkościach fizycznych.

Analogicznie do poprzedniej części wahania koniunkturalne (mierzone jako cykl odchyleń) obliczono poprzez podzielenie wartości wynikających z krzywych Hendersona przez odpowiadające im wartości wygenerowane przez filtr HP. Otrzymane szeregi wartości pomnożono przez 100%, otrzymując procentowe odchylenia od linii trendu.

Zgodnie z wcześniej przedstawionymi założeniami w pierwszej kolejności określono sekwencję wahań, czyli punkty zwrotne dolne i górne oraz fazy wzrostowe i spadkowe. Zidentyfikowane punkty zwrotne wahań koniunkturalnych produkcji sprzedanej przemysłu w cenach bieżących oraz stałych przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Punkty zwrotne wahań koniunkturalnych produkcji sprzedanej przemysłu w cenach bieżących oraz stałych w Polsce w latach 1994–2004

PSP w cenach bieżących			
Data wystąpienia zwrotu		typ oraz wartość punktu zwrotnego	
		dolny	górny
Kwiecień	1994	94,95381	
Luty	1995		104,4217
Wrzesień	1996	97,23874	
Luty	1998		103,7073
Styczeń	1999	93,47269	
Sierpień	2000		105,2391
Kwiecień	2002	95,55208	
Kwiecień	2004		106,0463
Średnia:		95,30433	104,8536
PSP w cenach stałych			
Data wystąpienia zwrotu		typ oraz wartość punktu zwrotnego	
		dolny	górny
Kwiecień	1994	97,6054	
Luty	1995		103,2526
Wrzesień	1996	98,15346	
Luty	1998		103,0672
Styczeń	1999	94,93426	
Lipiec	2000		103,0291
Kwiecień	2002	95,87494	
Styczeń	2003		103,8454
Listopad	2003	95,77644	
Średnia:		96,46890	103,2986

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i ARE (Agencja Rynku Energii).

W badanym okresie wyodrębniono 8 punktów zwrotnych wahań koniunkturalnych PSP w cenach bieżących oraz 9 punktów zwrotnych wahań koniunkturalnych PSP w cenach stałych. Na wahania PSP w cenach bieżących składają się 4 punkty zwrotne dolne oraz 4 górne, natomiast we fluktuacjach PSP w cenach stałych odnotowano 5 punktów zwrotnych dolnych oraz 4 punkty zwrotne górne. Zidentyfikowane punkty zwrotne świadczą o występowaniu faz wzrostowych, jak i spadkowych w szeregach analizowanych wartości. W rozpatrywanym okresie w szeregu referencyjnym w cenach bieżących wystąpiły 4 fazy wzrostowe oraz 3 fazy spadkowe, które łącznie składają się na 3 pełne cykle odchyleń PSP w cenach bieżących. Natomiast w szeregu referencyjnym w cenach stałych odnotowano jedną fazę spadkową więcej, co pozwala na wyznaczenie 4 pełnych cykli koniunkturalnych w wartościach PSP w cenach stałych.

Warto zwrócić uwagę na fakt, iż większość punktów zwrotnych szeregu referencyjnego w cenach bieżących oraz stałych pokrywała się. Pokrywające się dolne punkty zwrotne miały miejsce w: kwietniu 1994, wrześniu 1996, styczniu 1999 oraz kwietniu 2002; a co z tego wynika wszystkie dolne punkty zwrotne PSP w cenach bieżących były, co do momentu wystąpienia, dolnymi punktami zwrotnymi PSP w cenach stałych. Pomimo to cykl wyznaczony z PSP w cenach stałych odznaczył się nieznacznie większą częstotliwością, ponieważ posiada w badanym zakresie czasowym jeszcze jeden (piąty) punkt zwrotny dolny. Liczba górnych punktów zwrotnych w obu przypadkach jest taka sama, lecz pokrywają się dwa pierwsze, które wystąpiły w lutym 1995 oraz lutym 1998. Średnia faza wzrostowa cyklu PSP w cenach bieżących była dłuższa od cyklu PSP w cenach stałych o 4 miesiące i wynosiła 17,5 miesiąca. Najdłuższe fazy wzrostowe przypadły kolejno:

- pomiędzy kwietniem 2002 roku a kwietniem 2004 roku (24 miesiące) dla cyklu PSP w cenach bieżących,
- pomiędzy styczniem 1999 roku a lipcem 2000 roku (18 miesięcy) dla cyklu PSP w cenach stałych.

Średnia faza spadkowa cyklu PSP w cenach bieżących była także dłuższa od fazy spadkowej cyklu PSP w cenach stałych, jednakże różnica ta okazała się mniejsza od poprzedniej, a mianowicie 1,2 miesiąca. Najdłuższe fazy spadkowe wystąpiły pomiędzy:

- sierpniem 2000 roku a kwietniem 2002 roku (20 miesięcy) dla cyklu PSP w cenach bieżących;
- lipcem 2000 roku a kwietniem 2002 roku (21 miesięcy) dla cyklu PSP w cenach stałych.

W przypadku cyklu odchyleń szeregu referencyjnego w cenach bieżących średnia faza wzrostowa (17,5 miesiąca) okazała się dłuższa od średniej fazy spadkowej (16,7 miesiąca) w przeciwieństwie do wahań koniunkturalnych PSP w cenach stałych, których średnie fazy wzrostowe (13,5 miesiąca) były krótsze od spadkowych o 2 miesiące.

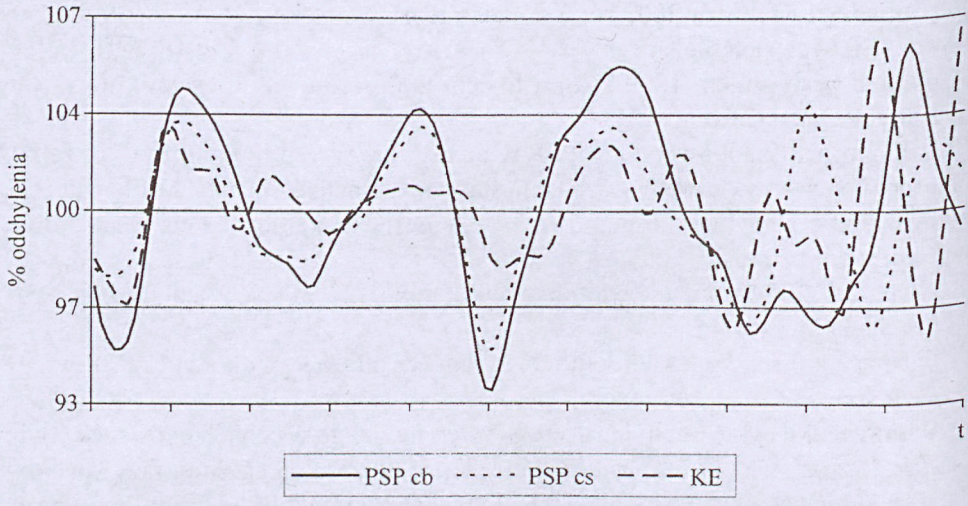
Długość faz determinuje czas trwania całego cyklu, który dla wahań PSP w cenach bieżących liczył średnio 32 miesiące i był o 3 miesiące dłuższy od cyklu PSP w cenach stałych. Trzy pierwsze cykle odchyleń okazały się równe, co do długości, a najdłuższy z nich wyniósł 39 miesięcy i miał miejsce od stycznia 99 do kwietnia 02.

Przeprowadzone analiza przemysłu polskiego w latach 1994–2004 dowiodła, iż polski przemysł podlega wahaniom koniunkturalnym.

4. Zestawienie cyklu koniunkturalnego w przemyśle z wahaniami koniunkturalnymi konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej – wnioski

W celu przeprowadzenia analizy porównawczej cyklu koniunkturalnego przemysłowego mierzonego fluktuacjami cyklicznymi produkcji sprzedanej przemysłu w cenach bieżących oraz stałych skonfrontowano go z wahaniami koniunkturalnymi konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej (KE). Wahania cykliczne rozpatrywanych agregatów ekonomicznych zestawiono na wykresie 3.

Przypomnimy, że w badanym zakresie czasowym na przemysłowym rynku elektroenergetycznym odnotowano 7 pełnych cykli odchyleń. W tym samym okresie w przemyśle miały miejsce 3 cykle koniunkturalne mierzone produkcją sprzedaną przemysłu w cenach bieżących oraz 4 cykle koniunkturalne mierzone



Wykres 3. Wahania koniunkturalne produkcji sprzedanej przemysłu oraz konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej w Polsce w latach 1994–2004

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i ARE (Agencja Rynku Energii)

produkcją sprzedaną przemysłu w cenach stałych. Okresy trwania 3 przemysłowych cykli koniunkturalnych oszacowanych z danych w cenach bieżących pokrywają się, co do długości z 3 pierwszymi cyklami oszacowanymi na podstawie PSP w cenach stałych. Jest to okres pomiędzy kwietniem 1994 roku a kwietniem 2002 roku. W tym okresie na rynku przemysłowej energii elektrycznej wystąpiło 5 pełnych cykli odchyleń.

Jak wynika to z przedstawionego powyżej wykresu we wspomnianym zakresie czasu na pierwszy i trzeci odnotowany przemysłowy cykl koniunkturalny przypadają po dwa cykle rynku przemysłowej energii elektrycznej. Z kolei na drugi cykl gospodarczy przypada jeden cykl elektroenergetyczny. Do kwietnia 2002 roku badane zmienne były dość istotnie skorelowane. Wahania PSP w cenach bieżących wykazywały korelację w wysokości 0,724 z wahaniami konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej, natomiast wahania PSP w cenach stałych wykazywały korelację na poziomie 0,695. Wynika z tego, że dane pozyskane z szeregów w cenach bieżących lepiej oddawały zmienność wahań konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej. Sytuacja zaczyna się komplikować od kwietnia 2002 roku, w którym to momencie zanika wyraźna synchronizacja pomiędzy badanymi zmiennymi. Jednak, analizując wykres, możemy przypuszczać, iż nadal wielkości pozyskane z szeregów w cenach bieżących pozostają w lepszej relacji z wahaniami koniunkturalnymi rynku przemysłowej energii elektrycznej. W celu zweryfikowania tej hipotezy przeprowadzono analizę korelacji z wyprzedzeniami pomiędzy analizowanymi zmiennymi w całym okresie badania przy założeniu maksymalnie sześciomiesięcznego wyprzedzenia wahań PSP przez wahania konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej (KE).

Przeprowadzona analiza korelacji potwierdziła wysunięte przypuszczenia. W całym badanym okresie wielkości pozyskane z szeregów w cenach bieżących pozostają w lepszej relacji z wahaniami koniunkturalnymi rynku przemysłowej

Tabela 3. Korelacje z wyprzedzeniami pomiędzy wahaniami koniunktury produkcji sprzedanej przemysłu w cenach bieżących oraz stałych a wahaniami cyklicznymi konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej

Wyprzedzenie w miesiącach (i)	PSP cb, KE(-i)	PSP cs, KE(-i)
0	0,4392	0,1992
1	0,4864	0,2039
2	0,5118	0,2174
3	0,5065	0,2283
4	0,4643	0,2237
5	0,3852	0,1938
6	0,2759	0,1347

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i ARE (Agencja Rynku Energii).

energii elektrycznej, jednak relacja ta nie jest tak silna jak do kwietnia 2002 roku, kiedy współczynnik korelacji wynosił 0,724.

Podsumowanie

Zestawienie oszacowanych fluktuacji koniunkturalnych produkcji sprzedanej przemysłu i wahań konsumpcji przemysłowej energii elektrycznej umożliwiło stwierdzenie współzależności pomiędzy nimi. Zaprezentowane wyniki ogólnych analiz stwarzają podstawy do pogłębienia badań nad cyklicznością zapotrzebowania na przemysłową energię elektryczną oraz nad jej związkami z koniunkturą przemysłową.

Bibliografia

Barczyk, R. (1989), *Cechy morfologiczne współczesnego cyklu koniunkturalnego w interpretacji ekonomii postkeynesowskiej*, w: *Badania nad strukturą współczesnej gospodarki kapitalistycznej*, Zeszyty Naukowe seria I, nr 177, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań.

Barczyk, R. i Kowalczyk, Z. (1993), *Metody badania koniunktury gospodarczej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa – Poznań.

Cogley, T. i Nason, J.M. (1995), *Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series Implications for business cycle research*, Journal of Economic Dynamics and Control vol. 19(1--2), s. 253–278.

Diebold, F.X. i Rudebusch, G.D. (1994), *Measuring Business Cycles: A Modern Perspective*, NBER Working Paper 4643, February.

Diebold, F.X. i Rudebusch, G.D. (1999), *Questions about Business Cycles*, w: *Business Cycles*, Princeton University Press.

Diebold, F.X. i Rudebusch, G.D. (1999), *Shorter Recessions and Longer Expansions*, w: *Business Cycles*, Princeton University Press.

Evans, M.K. (2003), *Practical Business Forecasting*, Blackwell Publishers.

Hodrick, R.J. i Prescott, E.C. (1998), *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, (Journal of Money, Credit and Banking vol. 29, no. 1, February 1997) w: J.E. Hartley, K.D. Hoover, K.D. Salyer, *Real business cycles*, Routledge London and New York.

Kazmier, L.J. i Pohl, N.F. (1984), *Basic Statistics for Business and Economics*, McGraw-Hill Publishing Company.

Kruszka, M. (2002), *Wyodrębnianie wahań cyklicznych*, maszynopis powielony, AE Poznań.

Lubiński, M. (2002), *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.
Lucas, R.E. Jr. (1995), *Understanding Business Cycle*, w: F. E. Kydland (ed.), *Business Cycle Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Aldershoot-Brookfield.
Mills, T.C. (2003), *Modeling Trends and Cycles in Economic Time Series*, Loughborough University.
Pedersen, T.M. (2002), *Alternative Linear and Non-Linear Detrending Techniques: A Comparative analysis based on Euro-Zone Data*, Copenhagen: Minystry of Economic and Business Affairs.
Romer, C.D. (1999), *Changes in Business Cycles*, NBER Working Paper no. 6948, February.
Romer, C.D. (1994), *Remeasuring Business Cycles*, Journal of Economic History, September, vol. 54(03), s. 573–609.

SIMILARITIES AND DIFFERENCES BETWEEN THE BUSINESS CYCLE AND THE CYCLICAL FLUCTUATIONS OF INDUSTRIAL ELECTRICITY CONSUMPTION IN POLAND IN 1994–2004

Summary

Extensive knowledge of current and future business fluctuations is the crucial factor of companies' success. It helps with the optimal shaping of the company development strategy. For this reason the business fluctuations require permanent analyses, both the analyses of morphological features, and the mechanisms that explain changes of business activity. Liberalization of the industrial electric power market ensures a better connection of this sector with other sectors of the industry. Therefore, the power market is subordinate to various types of business fluctuations like other sectors of economy.

The aim of the paper was to identify the business cycle and business fluctuations of the electric power market in Poland. Morphological features were characterized, and then the mutual interactions between the fluctuations were re-examined.