Wiesław ŁUCZYŃSKI
Marek REKOWSKI

ZASTOSOWANIE TEORII SPEKTRALNEJ DO ANALIZY CYKLI EKONOMICZNYCH NA PRZYKŁADZIE NIEMIEC W LATACH 1947-1999

Wstęp

Analiza spektralna jako narzędzie współczesnej analizy szeregów czasowych pojawiła się na przełomie lat 1960-1970[1]. W pracach tych znajdują się przykłady zastosowań analizy spektralnej. Dotyczą one głównie wykrywania w zjawiskach ekonomicznych różnego typu wahań okresowych, czasowych relacji wyprzedzeń-opóźnień między zjawiskami, oceny „dobroci" eksperymentów symulacyjnych. W znakomitej większości przykłady te należy traktować wyłącznie jako nieudane próby. Przyczyną niepowodzeń zastosowań analizy spektralnej jest to, że analizę spektralną można efektywnie stosować dla długich, stacjonarnych szeregów czasowych, zawierających co najmniej 100 obserwacji. Badając wahania dynamiki gospodarczej, niektórzy ekonomiści doszli do wniosku, że wahania te mogą stanowić sumę mniej lub bardziej regularnych wahań. Niestety we wczesnym etapie badań zaczęto używać do opisu wahań słowa „cykl", mimo że termin ten zakłada dużą regularność tak w stosunku do amplitudy, jak i okresu. Tak zwane cykle ekonomiczne nie cechuje ścisła regularność, są to jedynie wahania dynamiki gospodarczej. Nie ma w nich niczego ściśle okresowego poza następującymi po sobie fazami kryzysu i boomu. Brak jakichkolwiek podstaw do stwierdzeń, że cykle ekonomiczne wykazują tendencję do powtarzania się bez żadnych zmian w równych

[1] D. R. Brillinger, *Time Series. Data Analysis and Theory*, HRW, New York 1975; W. A. Fuller, *Introduction to Statistical Time Series*, J. Wiley, New York 1967; C. W. J. Granger, M. Hatanaka, *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey 1964; C. W. J. Granger, O. Morgenstern, *Spectral Analysis of New York Stock Market Prices*, Kyklos 1963, no 16, p. 1-27; J. I. Gribanov, W. L. Malkov, *Spektralnyj analiz słuczajnych processov*, Energia, Moskwa 1974; E. J. Hannan, *Multiple Time Series*, J.Wiley, New York 1970; G. M. Jenkins, G. D. Watts, *Spectral Analysis and its Application*, Holden-Day, San Francisco 1969.

odstępach czasu, z taką samą intensywnością i amplitudą. Wahania dynamiki gospodarczej stanowią w istocie pstrą i bezładną mieszaninę regularności i nieregularności, będącą główną przyczyną trudności w konstruowaniu modeli, opisu i analizy szeregów ekonomicznych.

Podstawową zaletą analizy spektralnej jest matematycznie poprawne podejście do badań mieszaniny regularności i nieregularności. Fluktuacje zbliżone do wahań dynamiki gospodarczej mogą zostać opisane jako suma ciągów funkcji sinus i cosinus o specjalnie dobranych amplitudach, fazach *i prawie* równych okresach. Ich współoddziaływanie będzie wpływać na amplitudę i długość wahań, jednakże przeciętna okresowość wahań pozostanie bez zmian.

Podejście spektralne cechuje opis fluktuacji ekonomicznych nie jako sumy funkcji sinus, lecz jako całki oznaczonej funkcji sinus, w określanym przedziale okresowości. Na tym polega przewaga analizy spektralnej nad rozkładem Fouriera, którego zastosowanie od samego początku ograniczone było do ściśle okresowych funkcji czasu. Ponadto metoda spektralna pozwala z grubsza określić, czy znane w literaturze rodzaje cykli realnie występują, tj. czy udział przedziałów częstotliwości wahań odpowiadających danym cyklom w ogólnej zmienności szeregu jest istotny. Aby jednak można było wnioskować o istnieniu dowolnego cyklu o okresie n, długość badanego szeregu powinna co najmniej dziesięciokrotnie przewyższać dany okres i liczyć $10n$ i więcej obserwacji. Praktycznie tylko niewiele szeregów ekonomicznych spełnia ten wymóg.

Wskazane wyżej ograniczenia metody spektralnej (długość, stacjonarność szeregu) postawiło przed badaczami zadanie wyznaczenia estymatorów widma dla małej próby, zadowalających z punktu widzenia określonych kryteriów oraz wystarczająco silnych testów hipotezy niestacjonarności szeregów ekonomicznych[2].

Analiza spektralna szeregów miesięcznych indeksów netto produkcji przemysłowej w układzie branżowym gospodarki niemieckiej, obejmująca lata 1960-1986, ujawniła występowanie 90-, 60-, 45-, 36-, 22,5-, 20-, 12-, 9-, 8,6-, 7,2-, 6,9- oraz 5,6-miesięcznych wahań[3]. Dużą liczbę ustalonych w drodze analizy spektralnej wahań można interpretować jako wzmacniające oscylacje dłuższych cykli: na przykład 22,5 należy do cyklu 45-miesięcznego (22,5=45/2), 20- do 60-miesięcznego (20=60/3), 9- do 45- i 36-miesięcznego (9=45/5=36/4), 8,6- do 60-miesięcznego (8,6=60/7), 7,2- do 36-miesięcznego (7,2=36/5). Uzyskane wyniki wykazują

---

[2] J. Jakubczyc, *Kryteria doboru okien korelacyjnych w analizie widmowej*, Przegląd Statystyczny 1984, nr 1-2; J. Jakubczyc, *Okno widmowe o minimalnym obciążeniu*, Przegląd Statystyczny 1984, nr 3-4; H. Entorf, *Multisektorale Konjunkturanalyse. Theorie, Empirie und Frühindikatoren „Realer Konjunkturzyklen"*, Campus Verlag, Frankfurt, New York 1990; J. Wolters, P. Kuhbier, H. S. Buscher, *Die konjunkturelle Entwicklung in der Bundesrepublik*, Campus Verlag, Frankfurt, New York 1990; W. A. Fuller, op.cit.; D. A. Dickey, W. A. Fuller, *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root*, Journal of the American Statistical Association 1979 June, vol. 74, no 366.

[3] H. Entorf, op.cit., p. 111-113.

dużą zgodność ze stylizowanymi faktami uzyskanymi przez R. Lukasa[4]: wahania koniunkturalne w działach odległych od konsumpcji (przemysł dóbr inwestycyjnych, dóbr produkcyjnych i surowców) są silniej zaznaczone niż w przemyśle dóbr konsumpcyjnych.

Badania stochastycznych własności kwartalnych i rocznych szeregów makroekonomicznych dla Stanów Zjednoczonych, Francji, Wielkiej Brytanii, Włoszech, Szwajcarii i RFN wskazują, że hipotezy istnienia pierwiastka jednostkowego dla autoregresyjnej składowej tych szeregów nie można odrzucić. Wynika stąd, że tendencja długookresowa tych zmiennych nie ma cech deterministycznego trendu, lecz trendu stochastycznego[5].

1. Metody spektralne

Dla wielu układów dynamicznych nie można podać opisu opartego na typowych funkcjach matematycznych. Analiza widmowa umożliwia skuteczne modelowanie i prognozowanie szeregów czasowych (dyskretnych pomiarów stanu układu dynamicznego), gdy nie mamy modelu w konwencjonalnym sensie tego słowa i gdy stworzenie takiego modelu jest mało prawdopodobne. Ponadto analiza widmowa dostarcza kryteriów oceny możliwości stworzenia deterministycznego modelu tradycyjnego typu.

Analiza widmowa jest potężnym narzędziem astronomów. Rzecz polega na uzyskaniu widma – światła rozszczepionego na poszczególne barwy i pomiarze względnego przesunięcia linii widmowych pochodzących od atomów różnych pierwiastków zawartych w gwieździe lub w galaktyce. Natężenie światła rozszczepionego na poszczególne barwy to cała encyklopedia informacji. Dzięki spektrografowi astronomia z nauki opisowej stała się nauką analityczną. Na podstawie widm (oraz wykorzystując efekt Dopplera) można uzyskać informacje na temat odległości gwiazd i galaktyk, historii powstawania składników chemicznych w trakcie narodzin i śmierci gwiazd, prędkości zbliżania się i oddalania gwiazd.

---

[4] R. E. Lukas, *Understanding Business Cycles*, w: K. Brunner, A. H. Meltzer, *Stabilization of the Domestic and International Economy*, Amsterdam 1977.

[5] J. Wolters, P. Kuhbier, H. S. Buscher, op.cit., p. 77; J. Wolters, *Business Cycles in Macroconomics Time Series. An Empirical Investigation for the Federat Republic of Germany*, FU Berlin, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Diskussionarbeit 1986, Nr 7; Ch. R. Nelson, Ch. L. Plosser, *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series*, Journal of Monetary Economics 1982, no 10, p. 139-162; R. M. Stulz, W. Wasserfallen, *Macroeconomic Time Series, Business Cycles and Macroeconomic Policies*, w: K. Brunner, A. H. Meltzer (Hrsg.), *Understanding Monetary Regimes*, Carnegie-Rochester Conference, Series on Public Policy 1995, vol. 22, p. 9-53; W. Wasserfallen, *Non-Stationarities in Macro-Economic Time Series – Further Evidence and Implications*, Canadian Journal of Economics 1986, no 19, p. 498-510.

Analiza spektralna odsłania strukturę periodyczną szeregu czasowego, wykorzystując m.in. harmoniczną teorię szeregów Fouriera i procesów stochastycznych. Szeregi te są danymi uzyskanymi z obserwacji procesów ekonomicznych. W szeregu czasowym poza trendem, składnikiem koniunkturalnym i sezonowym występuje składnik przypadkowy, co pozwala traktować szereg czasowy jako ciąg obserwacji procesu losowego o rozkładzie normalnym.

Szereg czasowy $x(t)$ ($t = 1, 2, \ldots, N$) może zostać zapisany w postaci wielomianu trygonometrycznego:

$$x_t = \eta + \sum_{i=1}^{\frac{N}{2}} \left(a_i \cos \omega_i t + b_i \sin \omega_i t\right), \quad t = 1, 2, \ldots, N, \tag{1}$$

gdzie:

$$\omega_i = \frac{2i\pi}{N}, \quad i = 1, 2, \ldots, \frac{N}{2}.$$

Wielomian trygonometryczny jest sumą harmonik, których wykresy to sinusoidy o okresach

$$\frac{N}{2}, \frac{N}{3}, \ldots, 2.$$

W stochastycznych modelach zakładamy, że parametry η, a, b są zmiennymi losowymi, a szereg czasowy $x(t)$ jest pojedynczą realizacją procesu stochastycznego $X(t)$. Wskaźniki a_i, b_i traktowane są jako udział wahań harmonicznych o częstotliwości ω_i w ogólnej zmienności szeregu.

Trend jest sumą wszystkich harmonik z przedziału częstości bliskich zeru, a więc wahań o nieskończenie dużych okresach. Składnik sezonowy to wahania z przedziału $(\pi/6, \pi)$ tj. w przypadku miesięcznych szeregów czasowych wahania o okresach od 12 do 2 miesięcy. Składnik przypadkowy może zakłócać przebieg procesu w każdym przedziale częstości.

Pomocna w identyfikacji okresowości badanych procesów jest funkcja gęstości spektralnej $f(\omega)$. Dla procesu stochastycznego:

$$f(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{+\infty} K(\tau) \cos(\omega\tau) \tag{2}$$

oraz

$$K(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} f(\omega) \cos(\omega\tau)\, d\omega, \tag{3}$$

gdzie $K(\tau)$ oznacza wartość kowariancji pomiędzy X_t i $X_{t-\tau}$. Autokowariancja procesu X_t dla $\tau = 0$ pozwala obliczyć całkowitą jego wariancję, będącą miernikiem ogólnej zmienności procesu:

$$D^2(X_t) = K(0) = \int_0^{\pi} f(\omega)\, d\omega . \tag{4}$$

Obliczając wartość całki w przedziale (ω_1, ω_2), uzyskujemy udział wahań z danego przedziału we wszystkich wahaniach procesu. Budując model procesu stochastycznego, nie znamy *ex ante* jego wariancji, autokowariancji i tym samym rozkładu prawdopodobieństwa. Dlatego zastępujemy funkcję kowariancji jej estymatorem:

$$\tilde{f}(\omega_j) = \frac{1}{\pi} \sum_{\tau=0}^{M} \lambda_{M,\tau} C_\tau \cos(\omega_j \tau), \tag{5}$$

Gdzie C_τ jest estymatorem funkcji kowariancji obliczanym zgodnie ze wzorem:

$$C_\tau = \frac{1}{N-\tau} \sum_{t=1}^{N-\tau} (x_t - \bar{x})(x_{t+\tau} - \bar{x}), \tag{6}$$

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N} x_t . \tag{7}$$

$M \approx 0{,}3N$ jest z góry ustaloną liczbą opóźnień lub punktem odcięcia, $\omega_j = \pi j/M$ ($j = 1, 2, \ldots, M$) częstotliwością j-tej harmoniki, a $\lambda_{M,\tau}$ to funkcja wagowa zwana oknem spektralnym. Okno spektralne jest „szczeliną" o szerokości $2/M$. W obliczeniach wartości funkcji gęstości spektralnej posłużyliśmy się wagami „Hanning".

Blackman i Tukey zaproponowali funkcję wagową[6]:

$$\lambda_{M,\tau} = \begin{cases} 1 - 2a + 2a\cos\dfrac{\pi\tau}{M} & \text{dla } \tau \le \mathrm{M}, \\ 0 & \text{dla } \tau > \mathrm{M}. \end{cases} \tag{8}$$

Okno spektralne z $a = 0{,}23$ nosi nazwę „Hamming", a z $a = 0{,}25$ – „Hanning". Przy estymacji funkcji gestości spektralnej zakładamy stacjonarność szeregów czasowych, dla których równanie autoregresji ma pierwiastek mniejszy od jeden. Gęstość spektralna to funkcja użyteczna przy badaniu cyklicznych modeli procesów ekonomicznych. Dzięki niej możemy zidentyfikować cykle w szeregach czaso-

[6] R. B. Blackman, J. W. Tukey, *The Measurement of Power Spectra from the Point of View of Communications Engineering*, Dover Publications, Inc., New York 1959.

wych. Jeżeli szereg jest stacjonarny w sensie kowariancji (*strict or strong sense stationarity*) albo w przybliżeniu stacjonarny (*weak sense stationarity*) po usunięciu trendu lub po zastosowaniu pierwszych różnic, to można oszacować gęstość spektralną na podstawie danych. Analizę spektralną można stosować nie tylko do danych obserwacji ekonomicznych, lecz także do danych uzyskanych w wyniku symulacji uprzednio oszacowanego modelu ekonometrycznego.

Aby sprawdzić hipotezę niestacjonarności szeregu, posłużymy się testem pierwiastka jednostkowego (niestacjonarności) w szeregu czasowym. Zastosowana przez nas metoda testowania stopnia integracji jest znana jako procedura Augmented Dickey-Fuller test[7]. Test ten jest uznawany za najbardziej efektywny spośród prostych testów stopnia integracji oraz powszechnie stosowany we wstępnej obróbce szeregów czasowych. W testowaniu ADF szeregów czasowych korzystaliśmy z programu MicroTSP (ver. 7.0), obliczenia funkcji gęstości spektralnej wykonane zostały na podstawie programu autorskiego Spektrograf.

2. Wyniki analizy

Wykorzystując rozszerzony test pierwiastka jednostkowego Dickeya i Fullera, poddano ocenie hipotezę, że badany szereg zawiera pierwiastek jednostkowy. Testowaniu poddano 13 miesięcznych szeregów ezasowych:

1. wydobycie węgla kamiennego (1947.01-1999.09) [coal],
2. produkcja stali surowej (1949.01-1999.09) [steel],
3. produkcja cementu (1949.01-1999.09) [cement],
4. produkcja energii elektrycznej (1949.01-1999.08) [electri],
5. liczba bezrobotnych (1949.01-1999.09) [unemploy],
6. liczba zatrudnionych robotników w przemyśle (1949.01-1999.09) [employ],
7. wolumen eksportu (1949.01-1999.09) [export],
8. wolumen importu (1949.01-1999.09) [import],
9. produkcja samochodów osobowych (1949.01-1999.09) [cars],
10. produkcja przemysłowa ogółem (1949.01- 1999.09) [production],
11. produkcja dóbr inwestycyjnych (1949.01-1999.09) [invest],
12. produkcja dóbr produkcyjnych i surowców (1949.01-1999.09) [raw],
13. produkcja dóbr konsumpcyjnych (1949.01- 1999.09) [consum].

Szeregi poddano wstępnej obróbce, przeliczając je na indeksy łańcuchowe (chain) oraz indeksy przy stałej podstawie (fix). W badaniach *t*-statystyki były wystarcza-

[7] D. A. Dickey, W. A. Fuller, op.cit., p.427-431

jąco duże, abyśmy mogli odrzucić hipotezę o istnieniu pierwiastka jednostkowego na poziomie istotności (prawdopodobieństwo popełnienia błędu) 0,01 (1%).

Warto zwrócić uwagę, że żaden badany szereg łańcuchowy nie zawiera trendu deterministycznego. Natomiast hipoteza o braku pierwiastka jednostkowego w szeregach liczonych przy stałej podstawie została odrzucona w zdecydowanej większości (poza zatrudnieniem i eksportem) przy założeniu obecności istotnego trendu deterministycznego. Założenie istnienia trendu stochastycznego w szeregach łańcuchowych oraz trendu deterministycznego w szeregach o stałej podstawie jest zatem ważnym warunkiem stacjonarności szeregów ekonomicznych. Mimo że trudno jednoznacznie zdefiniować wykładnię istotnej roli czasu w kształtowaniu procesów ekonomicznych, to jednak nie ulega wątpliwości, że stacjonarność może mieć charakter przyrostowy (jak to widać w odniesieniu do szeregów łańcuchowych) lub charakter trendowy (cechujący szeregi o stałej podstawie).

Analiza spektralna wyjawiła zróżnicowaną strukturę wahań cyklicznych szeregów łańcuchowych (liczonych w stosunku do analogicznego miesiąca poprzedniego roku) oraz szeregów o stałej podstawie (analogiczny miesiąc roku bazowego). O ile w pierwszej grupie widoczne są wahania koniunkturalne, o tyle na plan pierwszy drugiej grupy wychodzą wahania sezonowe. Wynika to, jak się wydaje, z kumulacji odchyleń sezonowych w długich okresach i rosnącym udziale tych wahań w ogólnej zmienności szeregu czasowego. Indeksy łańcuchowe nie wykazują natomiast wyraźnego trendu oraz kumulacji dynamik dla poszczególnych okresów. Dzięki temu struktura wahań jest tu bardziej wyrazista, a funkcja gęstości spektralnej przybiera klasyczny kształt funkcji malejącej wraz ze wzrostem częstotliwości wahań (zob. dodatek).

Częstotliwości wahań cyklicznych otrzymane z analiz miesięcznych szeregów łańcuchowych dla poszczególnych rodzajów działalności gospodarki Niemiec w latach 1949-1999 zawiera tabela 1.

Analiza wyników metody spektralnej pozwala na następujące wnioski:

1) W działalnościach produkcyjnych dominują cykle 60- i 22-miesięczne. Wyjątkami są: produkcja samochodów, gdzie występują jedynie cykle 5-letnie (uwarunkowane głównie czynnikami technologicznymi) oraz produkcja cementu, gdzie pojawiają się wszystkie, wyodrębnione częstotliwości wahań.
2) Cykle produkcji ogółem oraz produkcji dóbr inwestycyjnych są zgodne co do długości, natomiast cykle produkcji dóbr konsumpcyjnych są dłuższe.
3) Cykle związane z handlem zagranicznym różnią się od cykli przemysłowych. Wahania wolumenu importu są silnie powiązane z zasięgiem czasowym cykli produkcji dóbr konsumpcyjnych.
   W wahaniach eksportu dominują cykle krótsze 22- i 14-15-miesięczne, a także bardzo krótkie, 4-miesięczne.
4) Wskaźniki zatrudnienia w przemyśle wykazują bardzo podobne wahania cykliczne do produkcji dóbr konsumpcyjnych (70, 22 oraz 6-8 miesięcy).

Tabela 1. Częstotliwości wahań cyklicznych wybranych szeregów czasowych gospodarki niemieckiej w latach 1949-1999

Działalność gospodarcza	Długość cyklu w miesiącach						
	60	32	22	14-15	12	6	4
1. produkcja węgla	×	×	×	×	×	-	-
2. produkcja stali	×	×	×	×	×	-	-
3. produkcja cementu	×	×	×	×	×	×	×
4. produkcja energii elektrycznej	×	-	×	-	-	×	-
5. produkcja samochodów	×	-	-	-	-	-	-
6. produkcja przemysłowa ogółem	×	×	×	×	-	×	-
7. produkcja dóbr inwestycyjnych	×	×	×	×	-	×	-
8. produkcja dóbr konsumpcyjnych	70	-	×	×	10	8	-
9. produkcja dóbr produkcyjnych i surowców	×	×	×	×	-	-	-
10. wolumen eksportu	-	-	×	×	-	-	×
11. wolumen importu	×	-	×	-	×	×	×
12. liczba bezrobotnych	105	38	-	-	-	-	-
13. liczba zatrudnionych w przemyśle	70	-	×	-	-	8	-

Źródło: Obliczenia własne.

5) Zmiany dynamiki liczby bezrobotnych charakteryzują się własnymi cyklami, różnymi od cykli produkcyjnych. Cykle bezrobocia to cykle trwające 105 i 38 miesięcy. Krótsze cykle nie występują.
6) Ogólnie, we wszystkich 13 badanych wskaźnikach cykle 5-letnie (60-miesięczne) występują w 70% przypadków, cykle 2,5-letnie (32-miesięczne) pojawiają się w 46% wskaźników, cykle 22-miesięczne występują w 92% przypadków, cykle 14-15-miesięczne w 61% wskaźników, cykle roczne w 31%, półroczne w 38%, a 4-miesięczne w 23% wskaźników.
7) Biorąc pod uwagę dominujące cykle 60- i 22-miesięczne, zbadano również amplitudy wahań wyodrębnionych na podstawie analizy spektralnej. Najwyższe amplitudy wahań osiągają: produkcja stali, liczba bezrobotnych oraz zatrudnionych w przemyśle, produkcja samochodów, produkcja surowców, produkcja dóbr inwestycyjnych.

   Najmniejsze amplitudy wahań występują w cyklach produkcji węgla, cementu, energii elektrycznej, a także wolumen eksportu i importu.

Powyższe rezultaty analizy spektralnej porównano z wynikami wyznaczania wahań cyklicznych za pomocą metod tradycyjnych. Badając PNB, produkcję prze-

Tabela 2. Roczne cykle wzrostu w gospodarce Niemiec w latach 1945-1990

Wskaźnik ekonomiczny	Liczba cykli według długości ich trwania (w miesiącach)				
	84	60	48	36	ogółem
Produkt krajowy brutto, PKB	-	5	2	3	10 cykli
Produkcja przemysłowa	-	5	1	4	10 cykli
Inwestycje	1	2	4	2	9 cykli

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 3. Amplituda* cykli wzrostu w gospodarce Niemiec w latach 1945-1990

	1950-1960	1960-1970	1970-1980	1980-1990
PKB	15	14	7	5
Produkcja przemysłowa	15	15	10	13
Inwestycje	20	26	22	15

*różnica między szczytem i dnem cyklu.
Źródło: Obliczenia własne.

mysłową oraz inwestycje w gospodarce niemieckiej w latach 1945-1990, wyodrębniono cykle na podstawie zmian stóp wzrostu. Wyniki zawierają tabele 2 i 3.

W cyklach stóp wzrostu GNP oraz produkcji przemysłowej dominują cykle 60- i 36-miesięczne. Jest to duża zgodność z długością cykli wyodrębnionych za pomocą metody spektralnej.

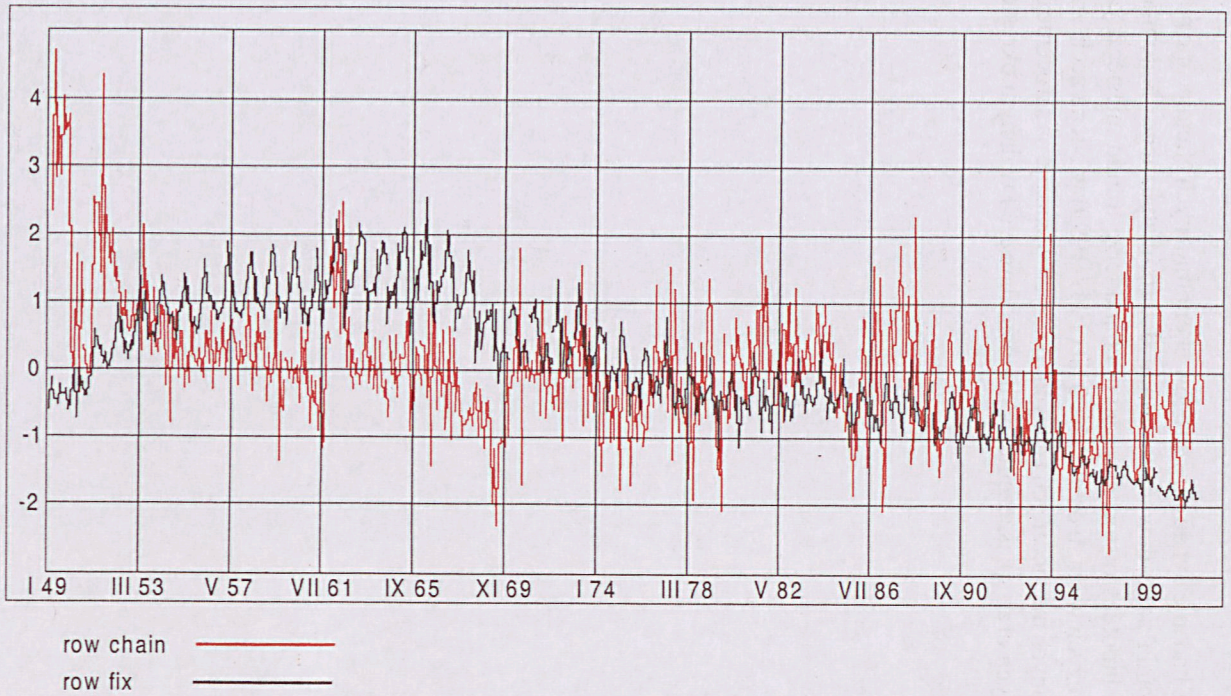
Cykle inwestycji różnią się od pozostałych cykli. Najważniejsze znaczenie mają cykle 48-miesięczne. Ma to związek z charakterem procesów inwestycyjnych.

Analizy spektralne i stóp wzrostu pozwalają na charakterystykę amplitudy wahań cyklicznych. Biorąc pod uwagę cykle 60-miesięczne wyodrębnione z analizy spektralnej, można stwierdzić, iż wysokie amplitudy wahań mają: produkcja stali, bezrobocie, zatrudnienie w przemyśle, produkcja samochodów, produkcja dóbr inwestycyjnych i surowców. Stosunkowo niewielkimi amplitudami charakteryzują się cykle produkcji węgla, cementu, energii elektrycznej oraz eksportu i importu.

Analiza cykli stóp wzrostu wskazuje, iż spośród wskaźników makroekonomicznych największą amplitudę wahań mają inwestycje, mniejszą produkcja przemysłowa, a najmniejszą GNP. Równocześnie amplitudy wahań wszystkich trzech wskaźników maleją w latach 1950-1990, doprowadzając do spłaszczenia cykli gospodarczych Niemiec.

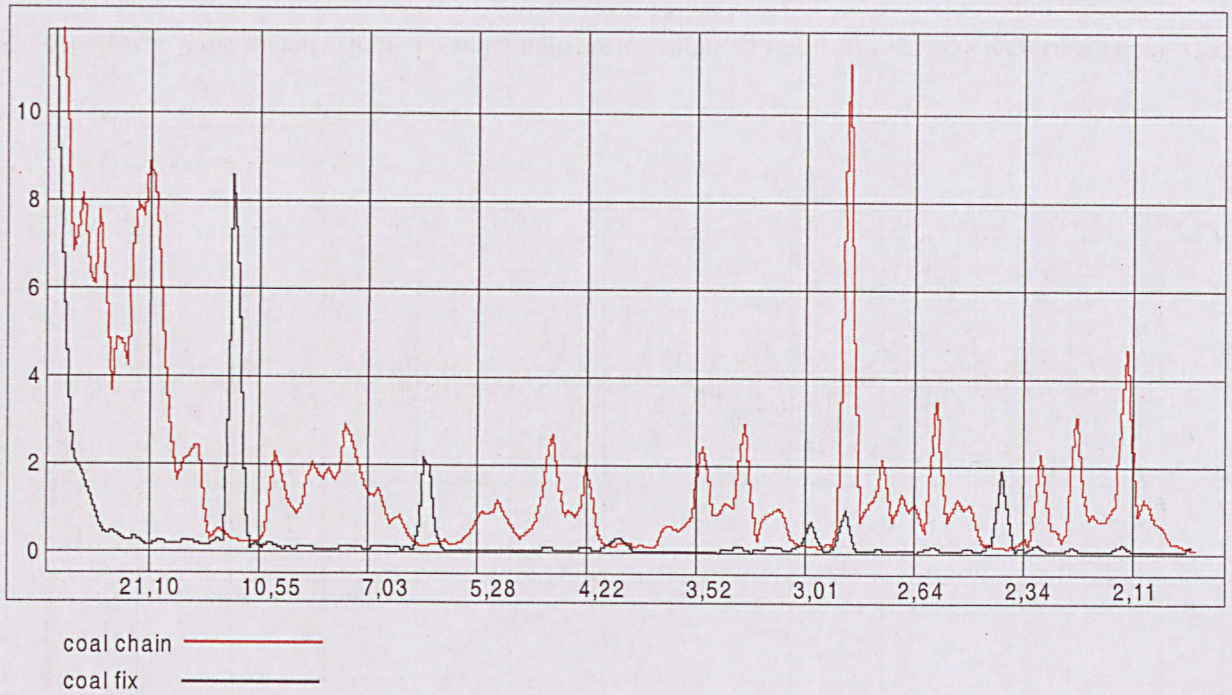
Zakończenie

Przeprowadzone badanie dynamiki szeregów ekonomicznych Niemiec nie potwierdziło występowania zdecydowanego trendu deterministycznego. Natomiast nie można odrzucić hipotezy o stochastycznym charakterze trendu miesięcznych dynamik gospodarczych w ciągu ostatnich 50 lat (1949-1999) w Niemczech. Analiza porównawcza danych miesięcznych i danych rocznych wskazuje na skrócenie okresu wahań cyklicznych oraz spłaszczenie cykli gospodarczych w danym okresie.



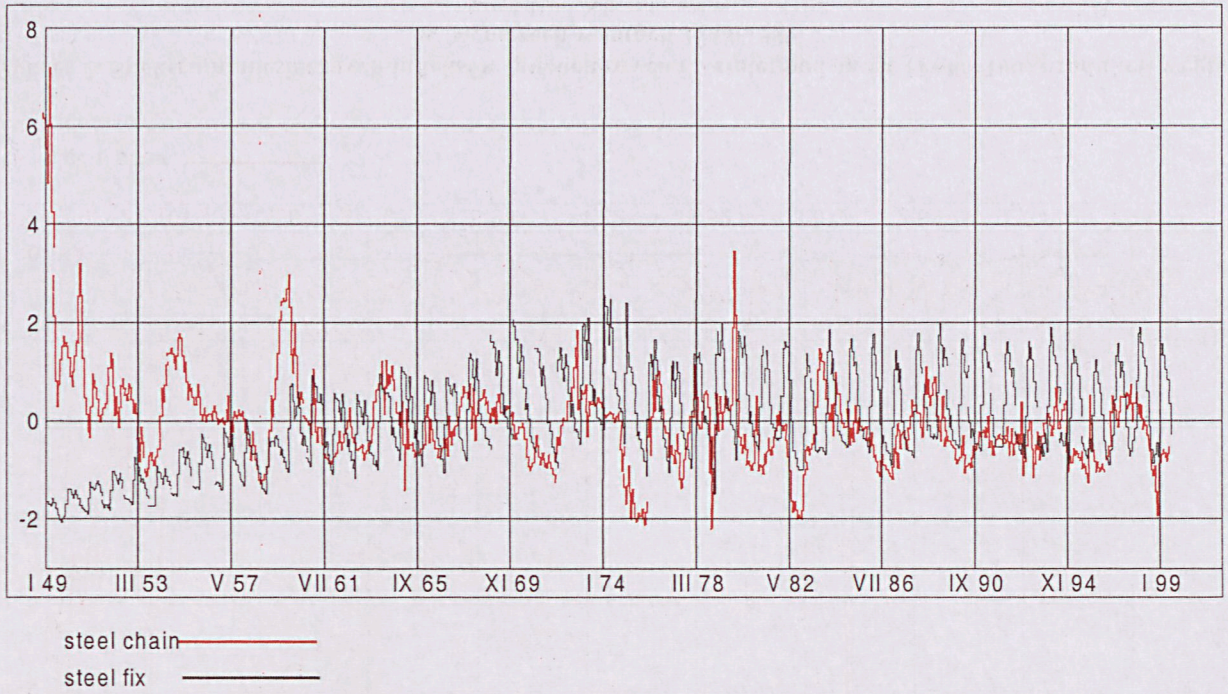
Wykres 1. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie produkcji węgla w Niemczech w latach 1947-1999

Źródło: Obliczenia własne



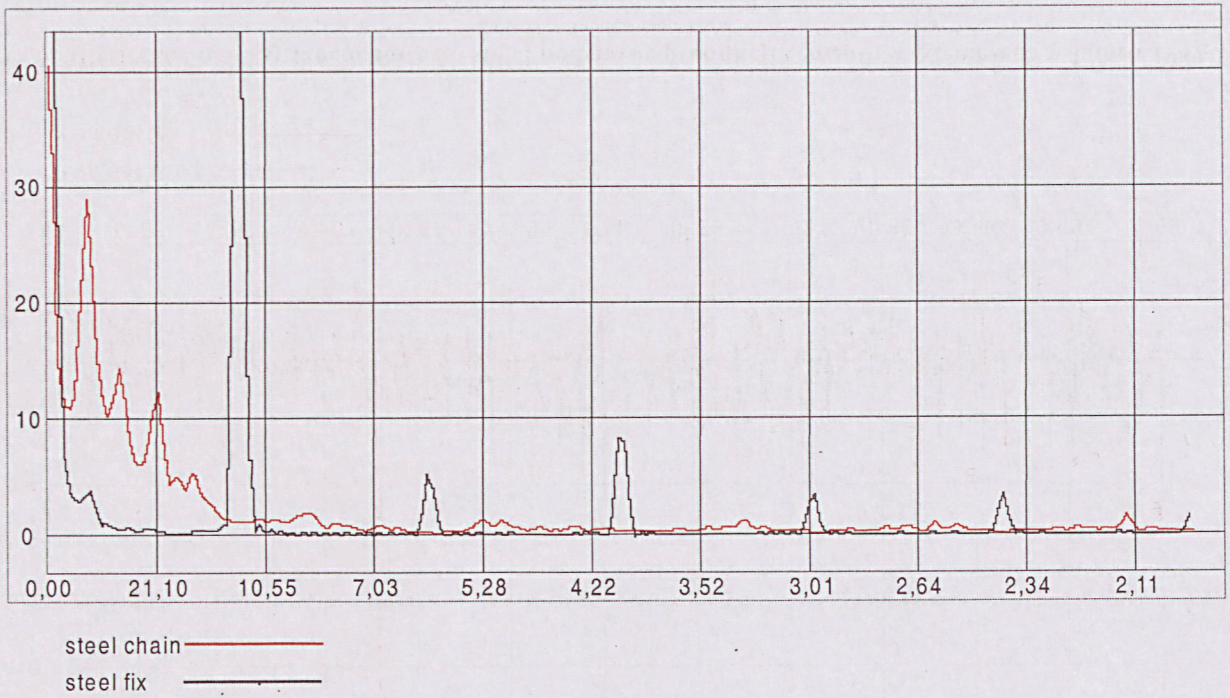
Wykres 2. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie (1947=100) produkcji węgla w Niemczech w latach 1948-1999

Źródło: Obliczenia własne



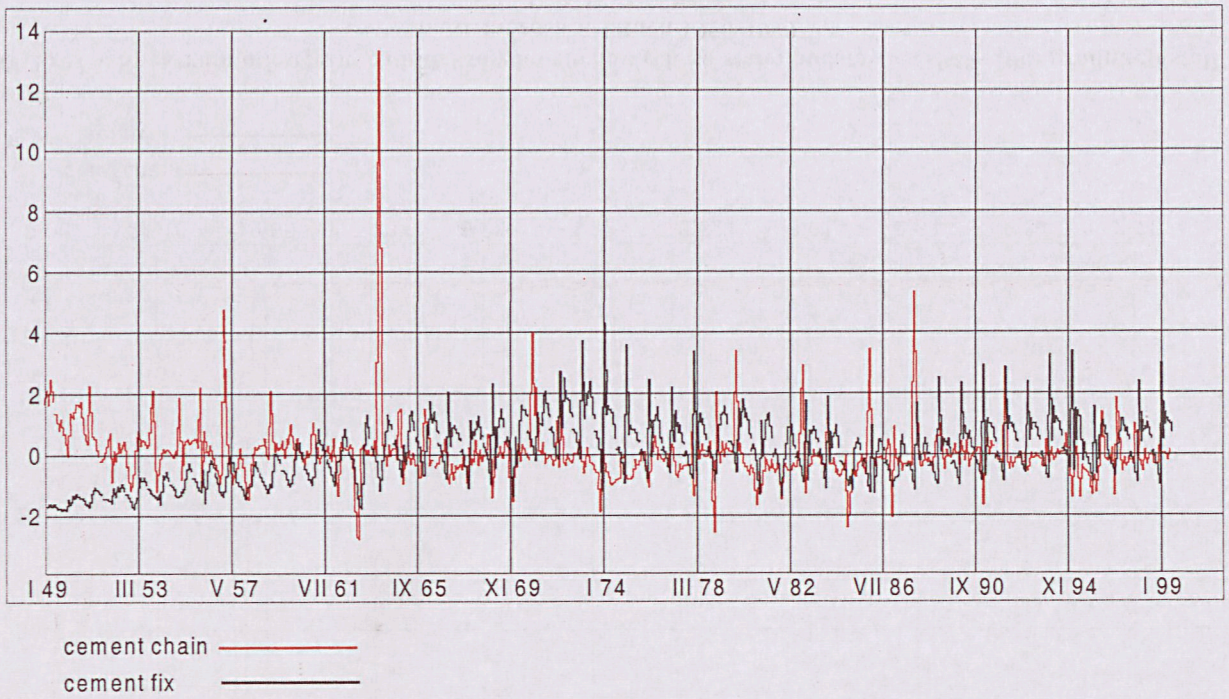
Wykres 3. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie produkcji stali surowej w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



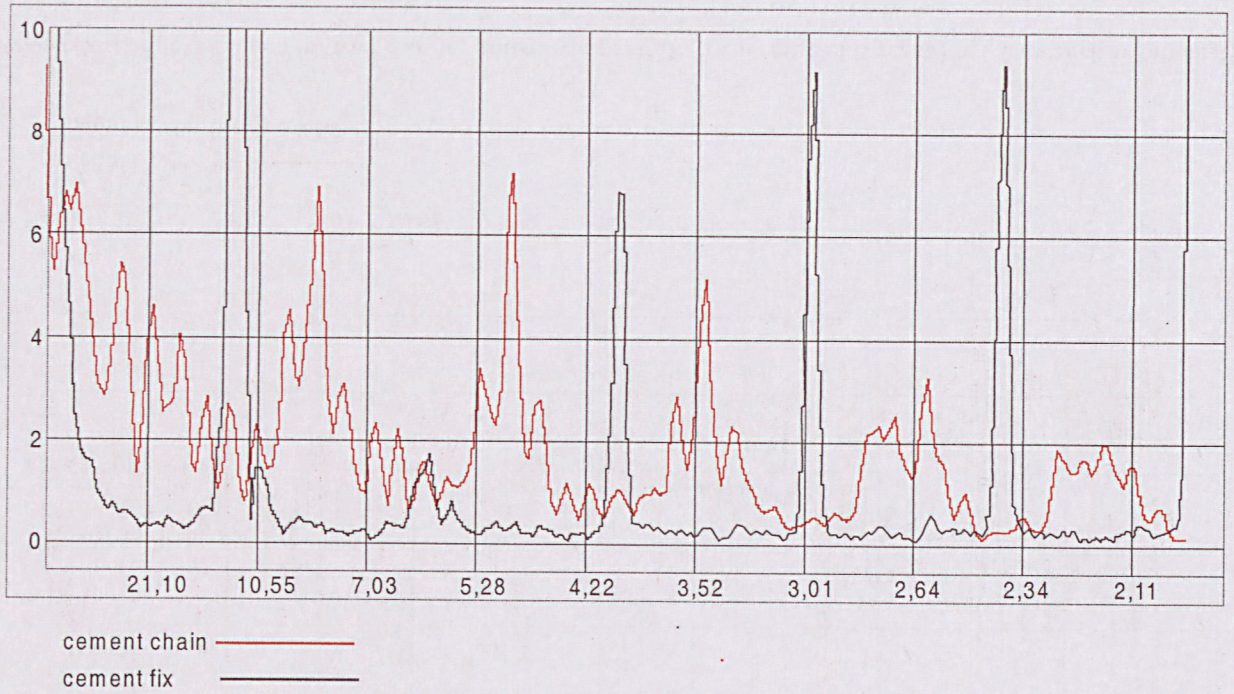
Wykres 4. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie (1949=100) produkcji stali w Niemczech w latach 1950-1999

Źródło: Obliczenia własne



Wykres 5. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie produkcji cementu w Niemczech w latach 1949-1999

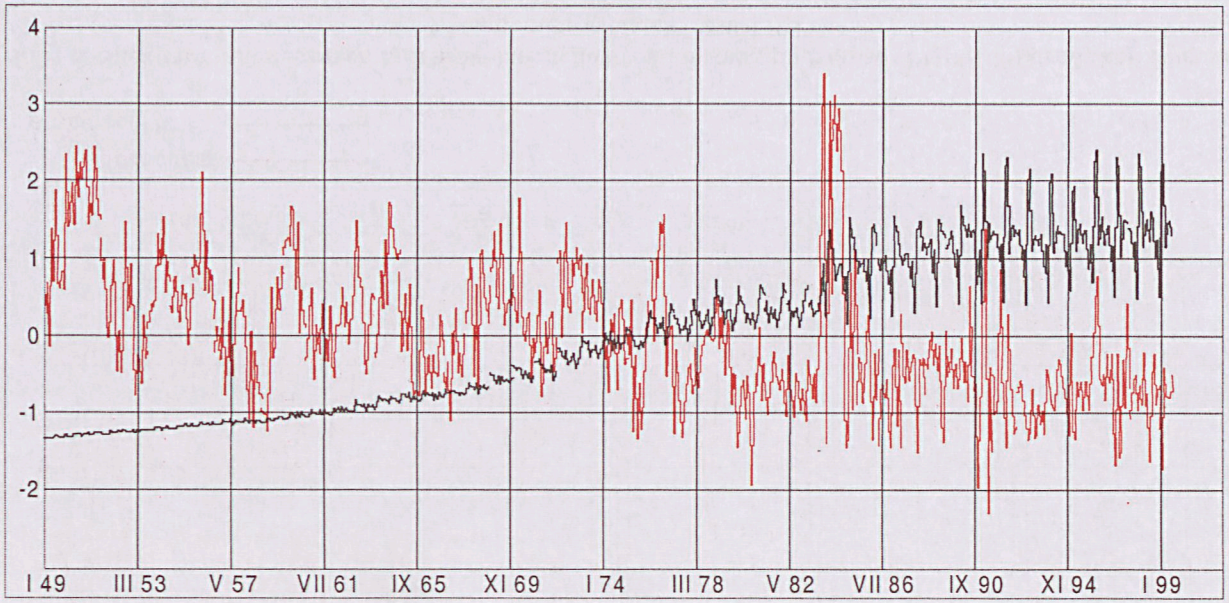
Źródło: Obliczenia własne



Wykres 6. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie (1949=100) produkcji cementu w Niemczech w latach 1950-1999

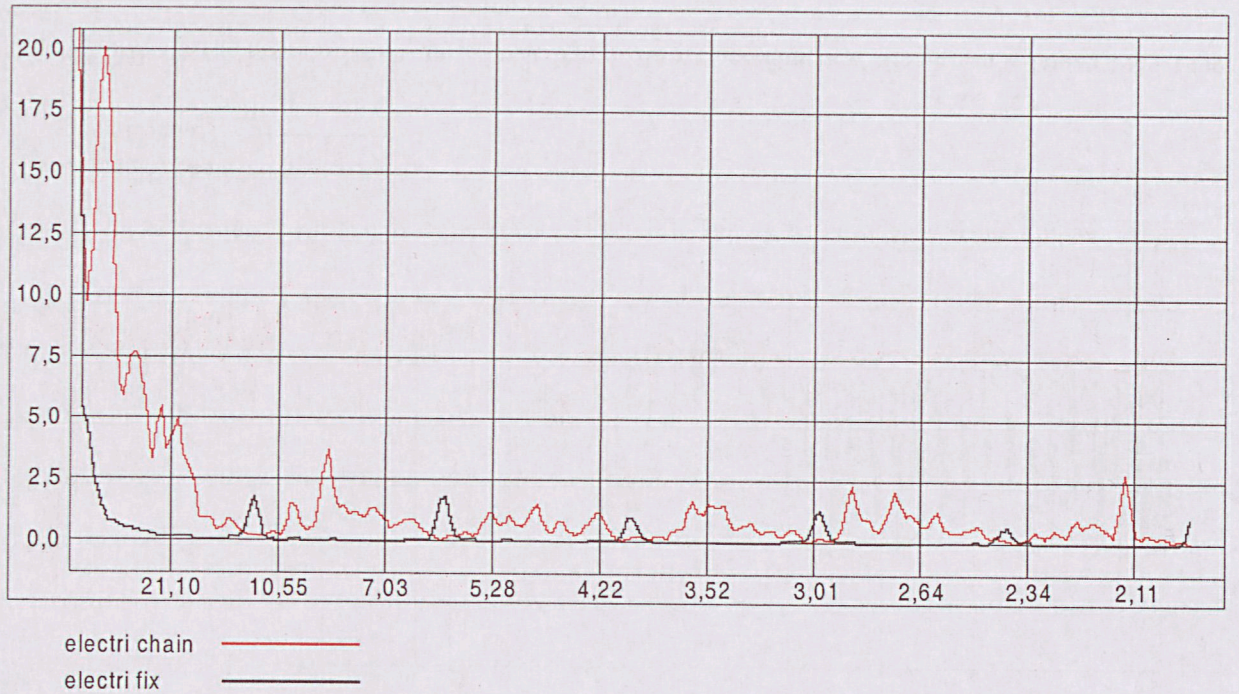
Źródło: Obliczenia własne

BIBLIOTEKA AE



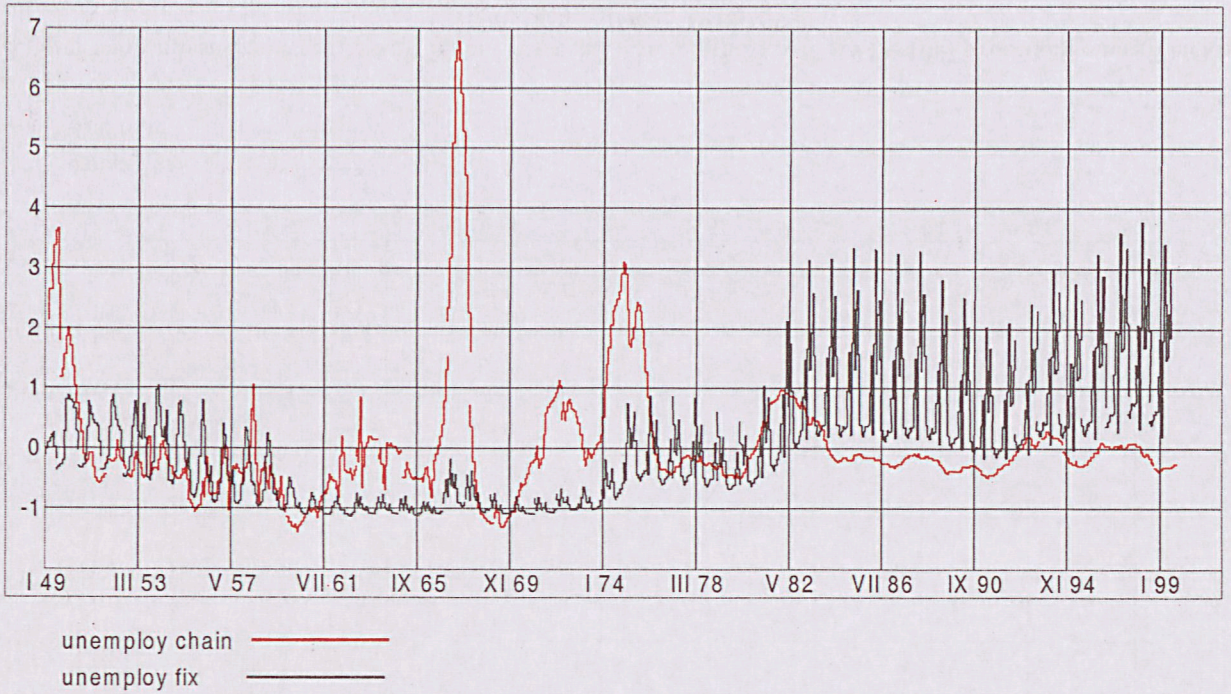
Wykres 7. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie produkcji energii elektrycznej w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



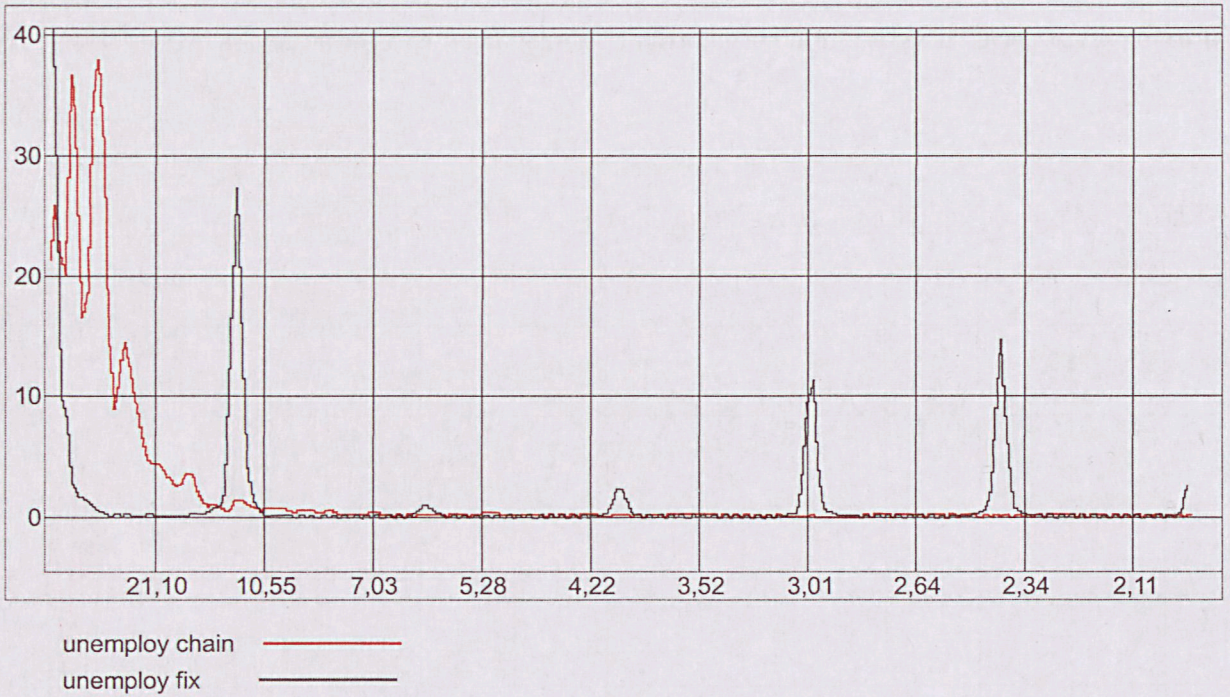
Wykres 8. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie (1949=100) produkcji energii elektrycznej w Niemczech w latach 1948-1999

Źródło: Obliczenia własne



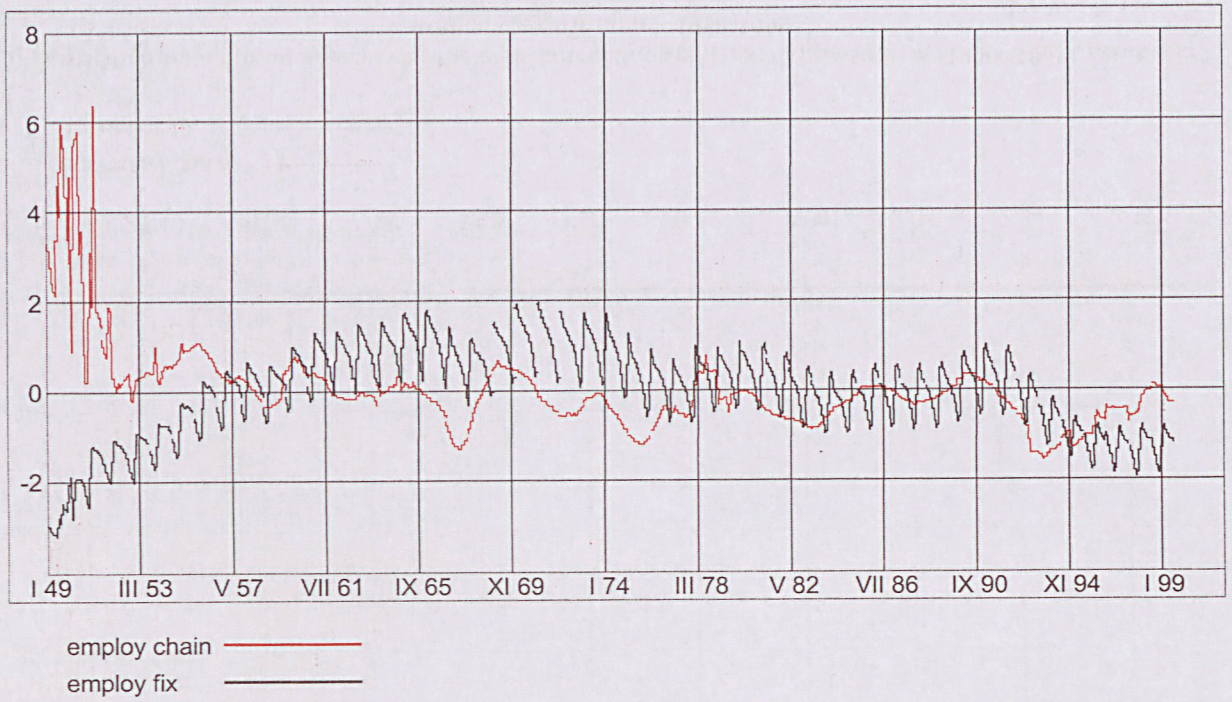
Wykres 9. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie bezrobocia w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



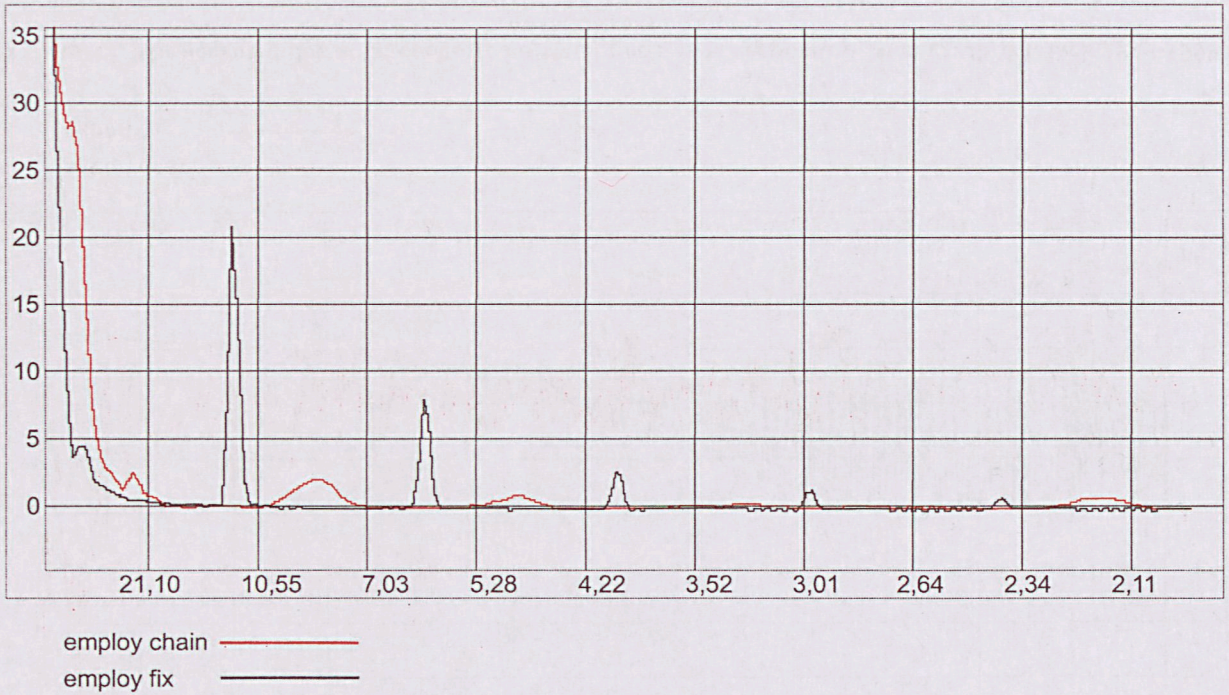
Wykres 10. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie (1949=100) bezrobocia w Niemczech w latach 1950-1999

Źródło: Obliczenia własne



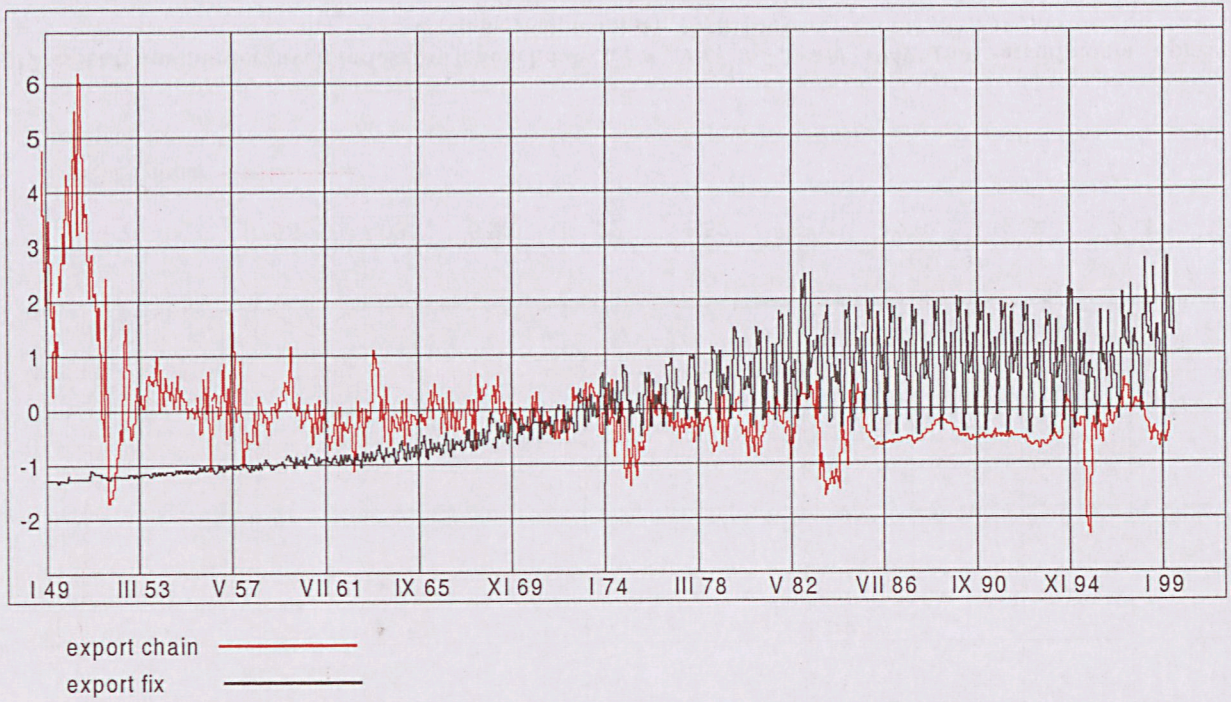
Wykres 11. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie zatrudnienia w przemyśle w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



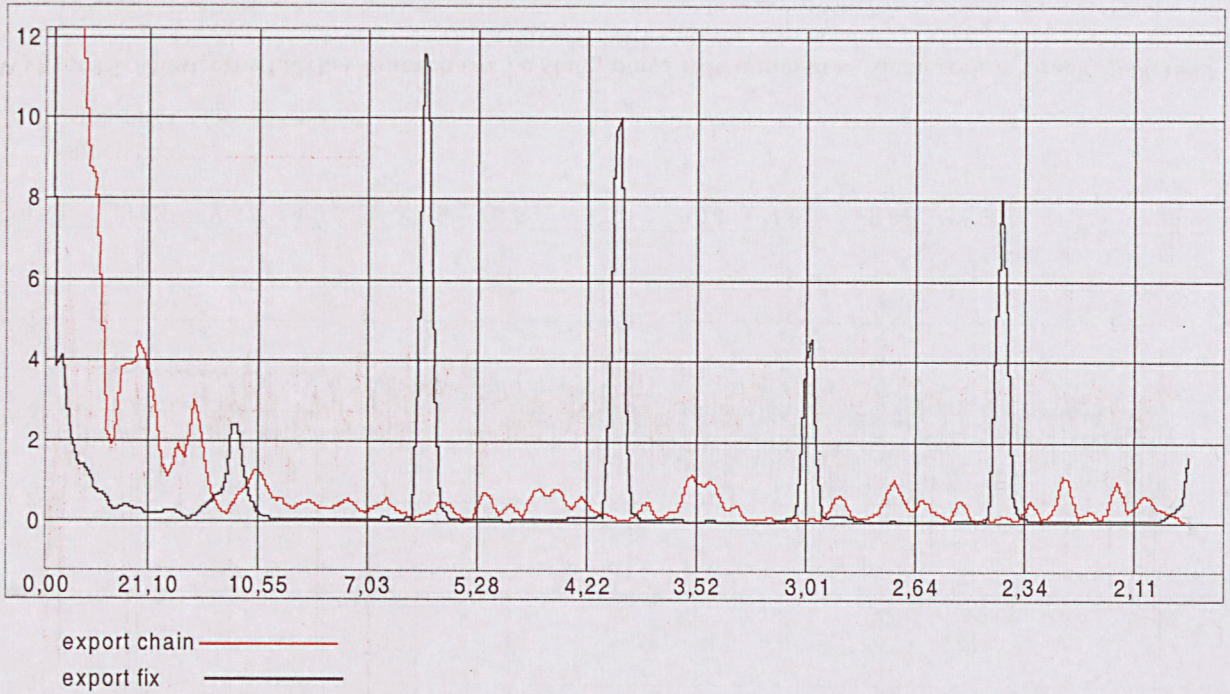
Wykres 12. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie (1949=100) zatrudnienia w przemyśle w Niemczech w latach 1950-1999

Źródło: Obliczenia własne



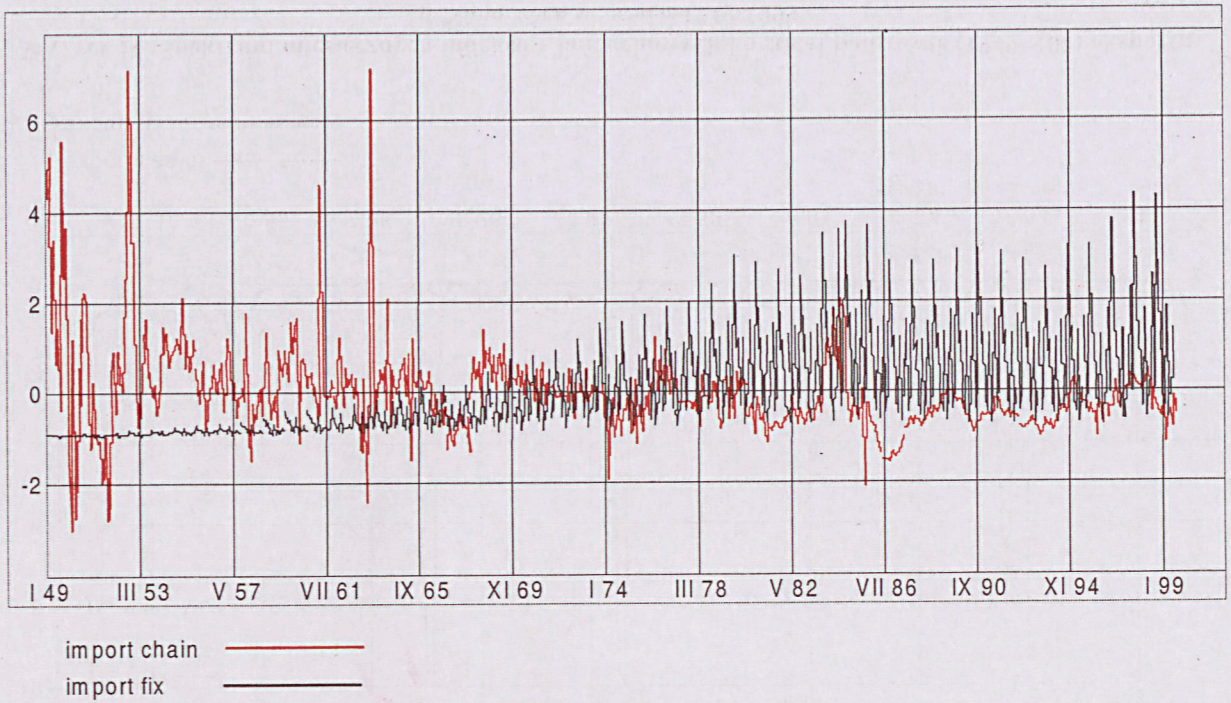
Wykres 13. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie eksportu w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



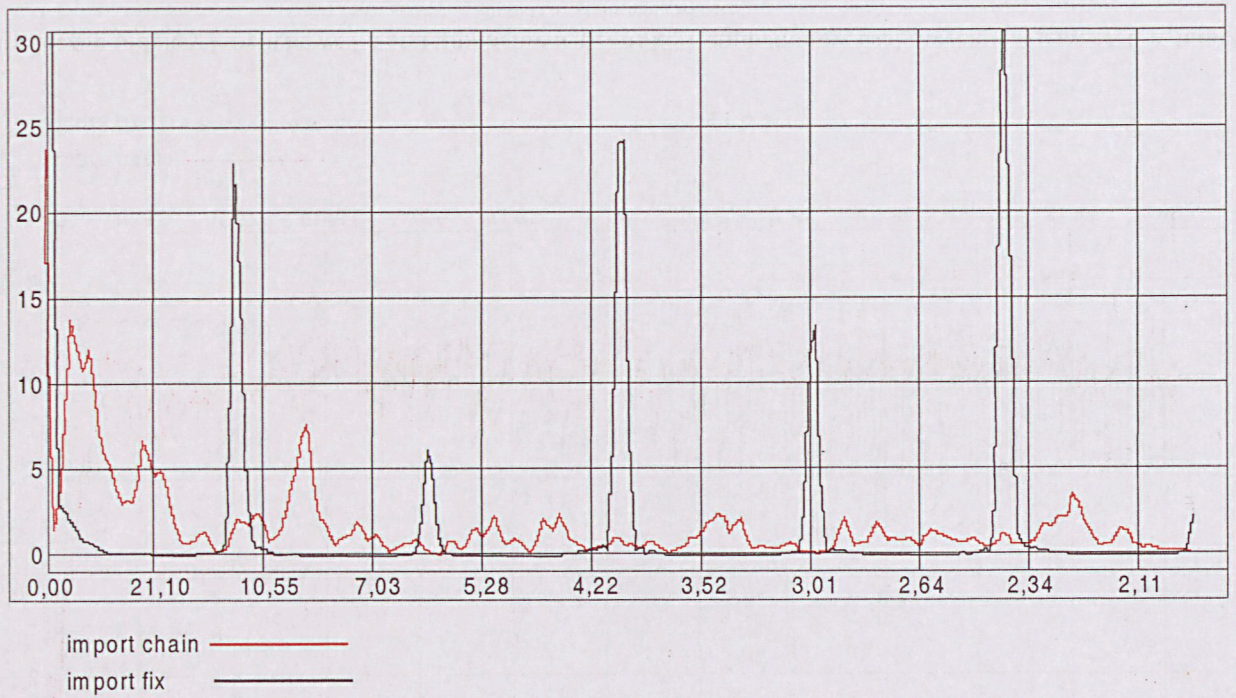
Wykres 14. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie (1949=100) eksportu w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



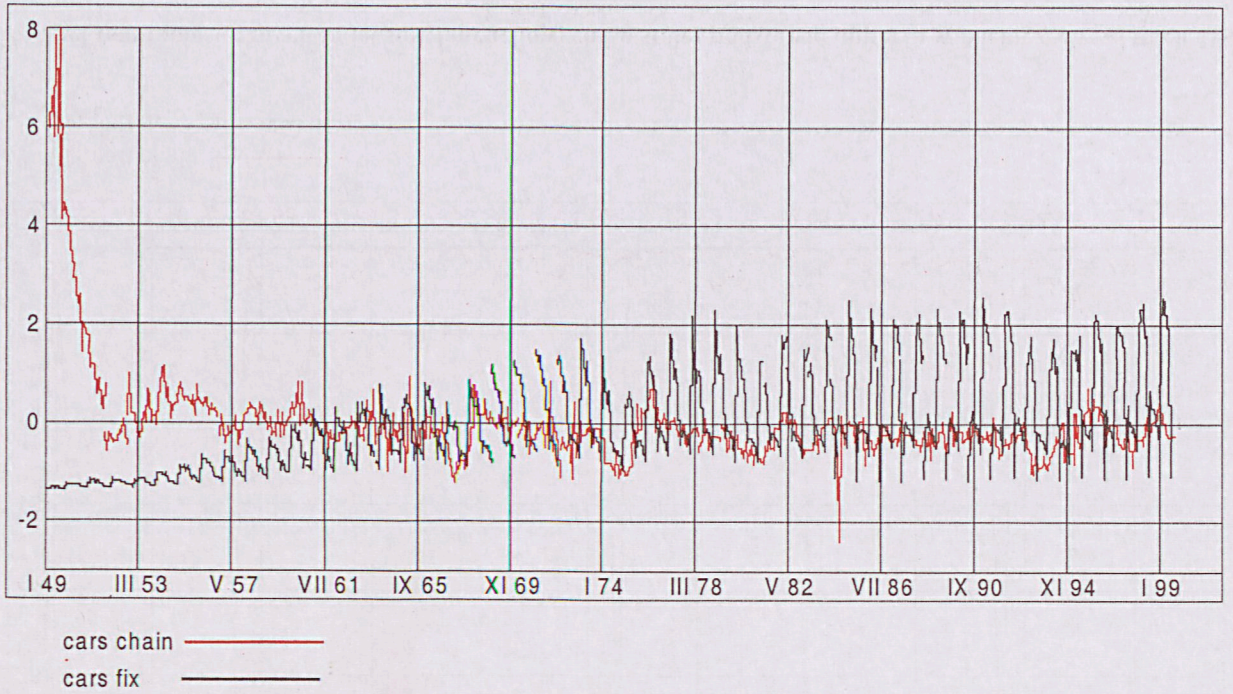
Wykres 15. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie importu w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



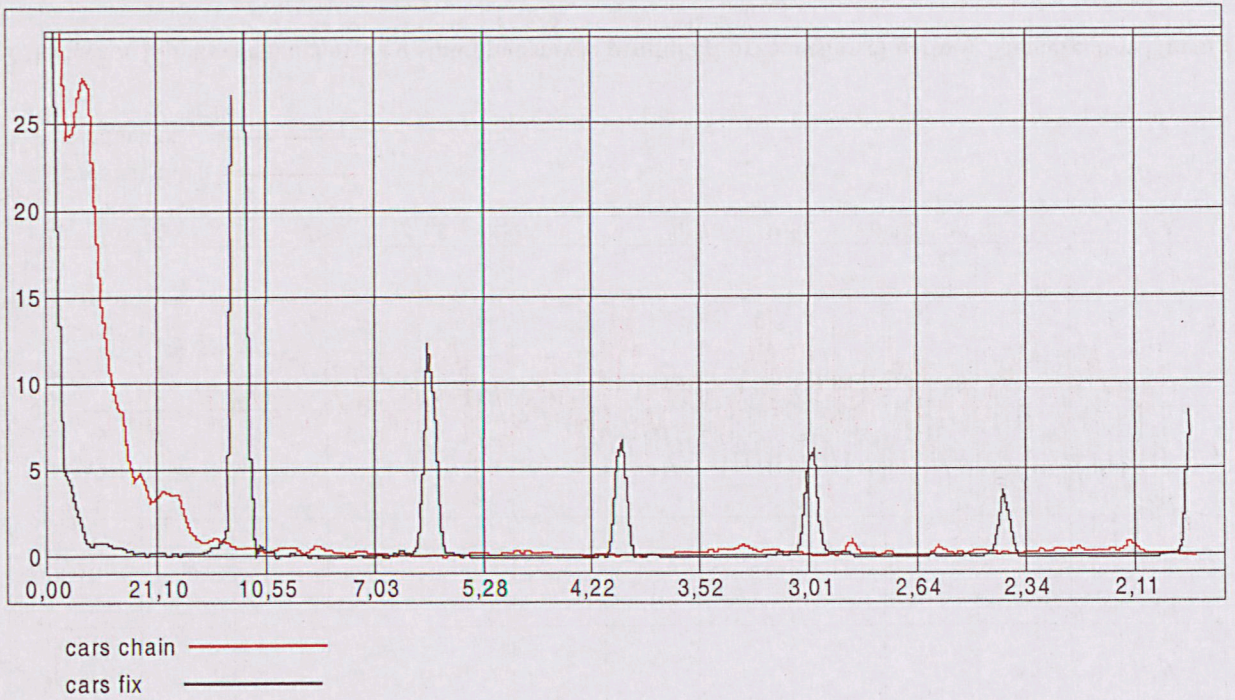
Wykres 16. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie importu w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



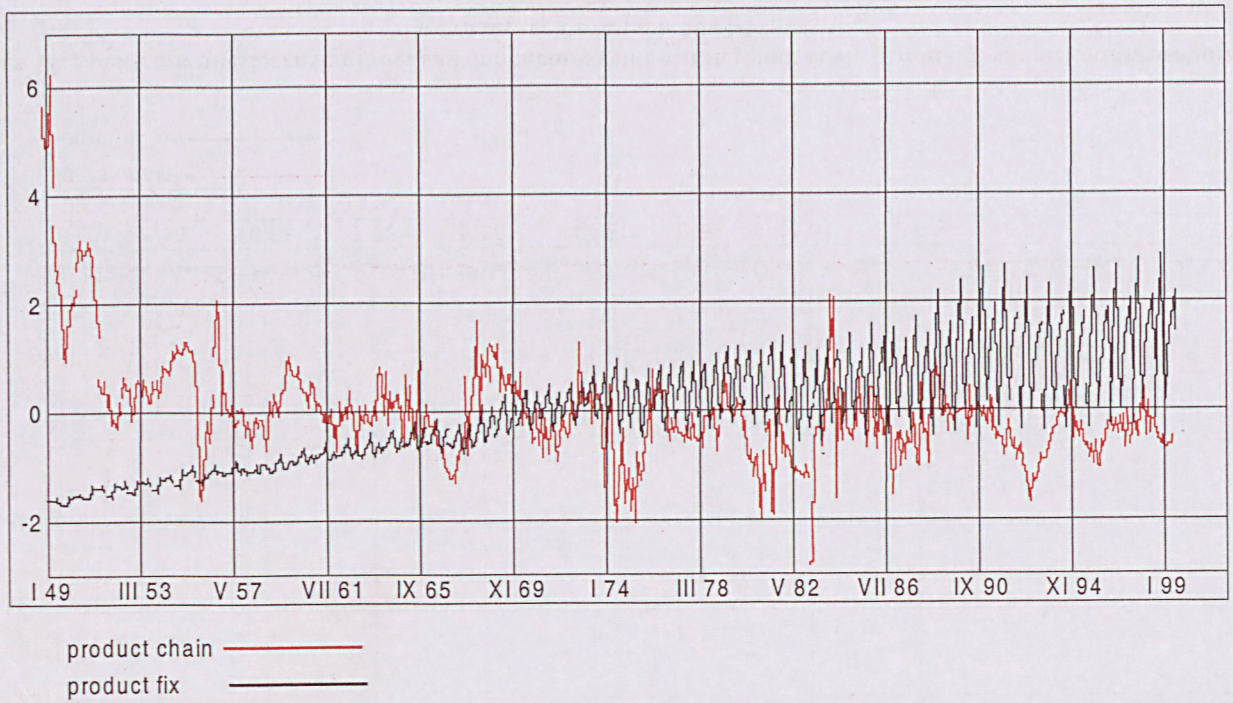
Wykres 17. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie produkcji samochodów osobowych w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



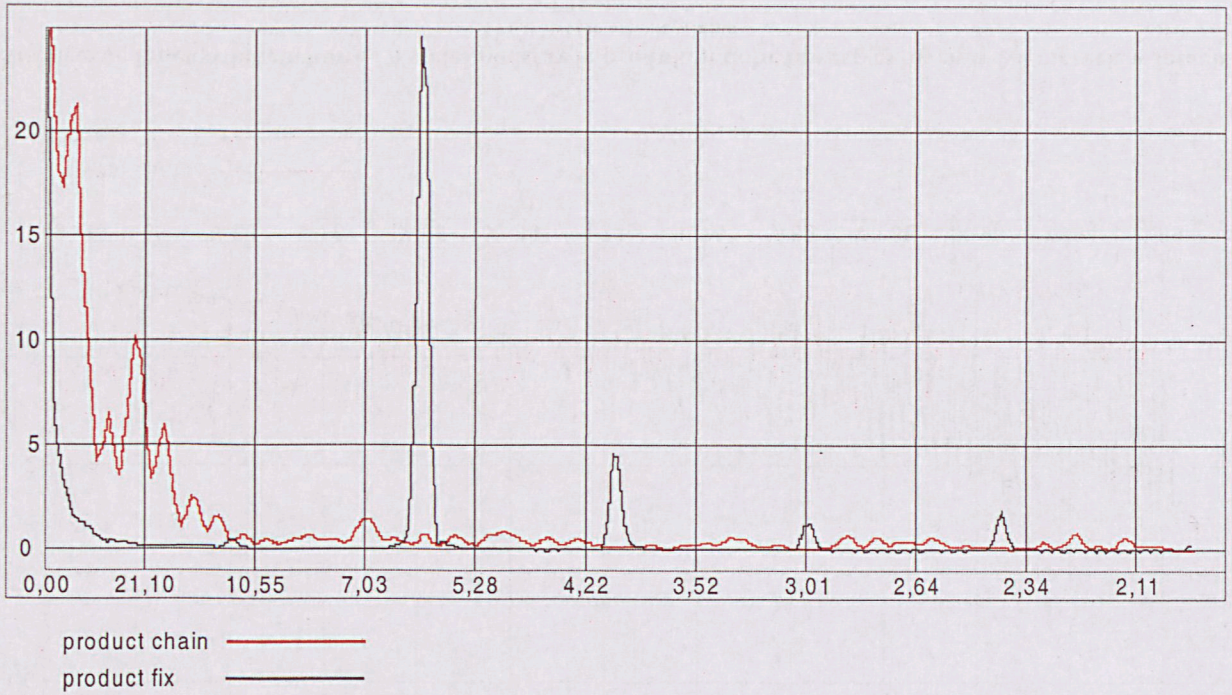
Wykres 18. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie produkcji samochodów osobowych w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



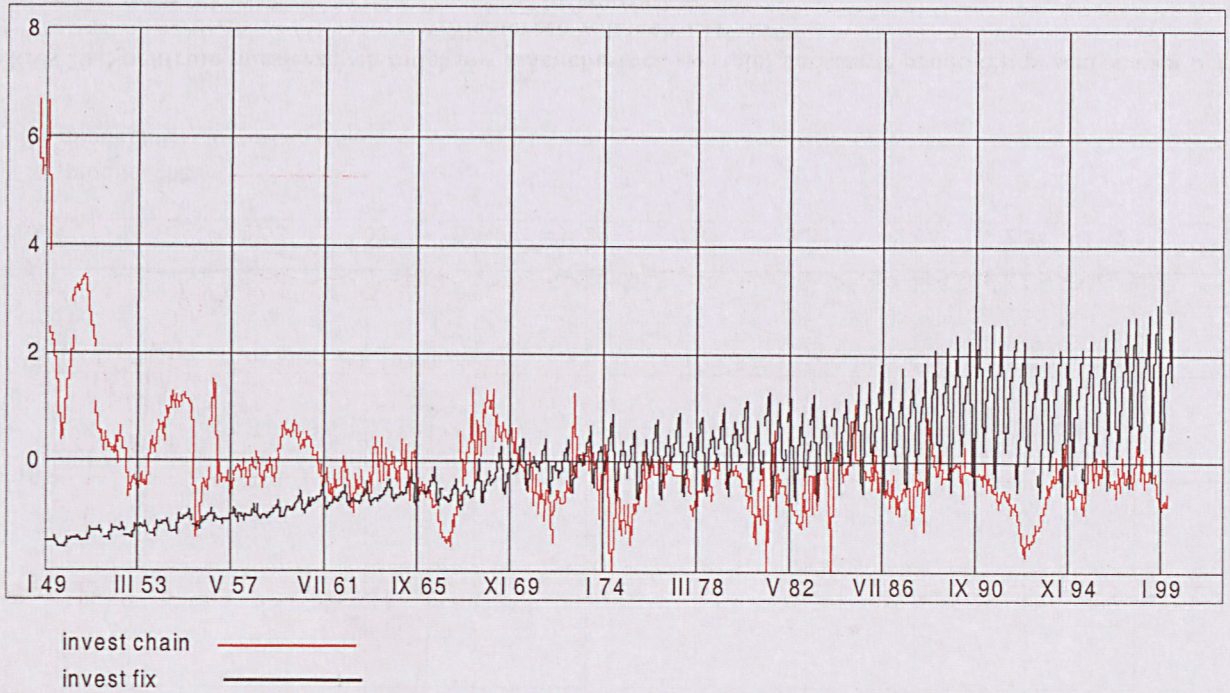
Wykres 19. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie produkcji przemysłowej netto w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



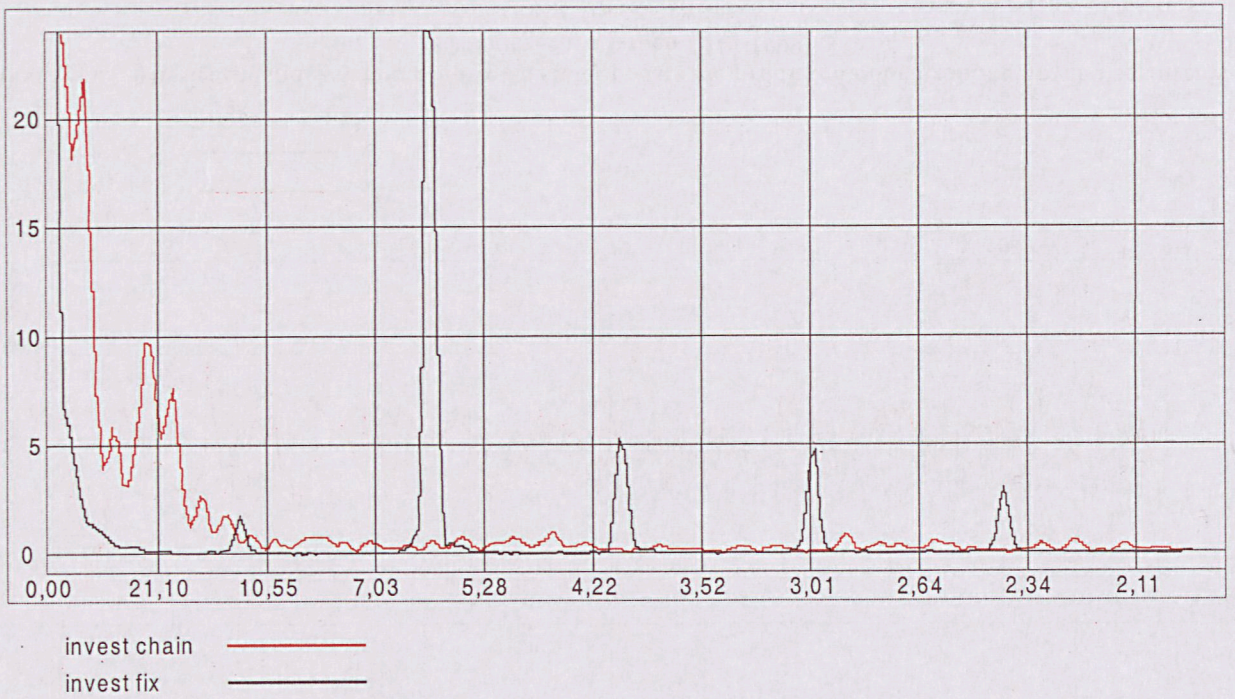
Wykres 20. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie produkcji przemysłowej netto w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



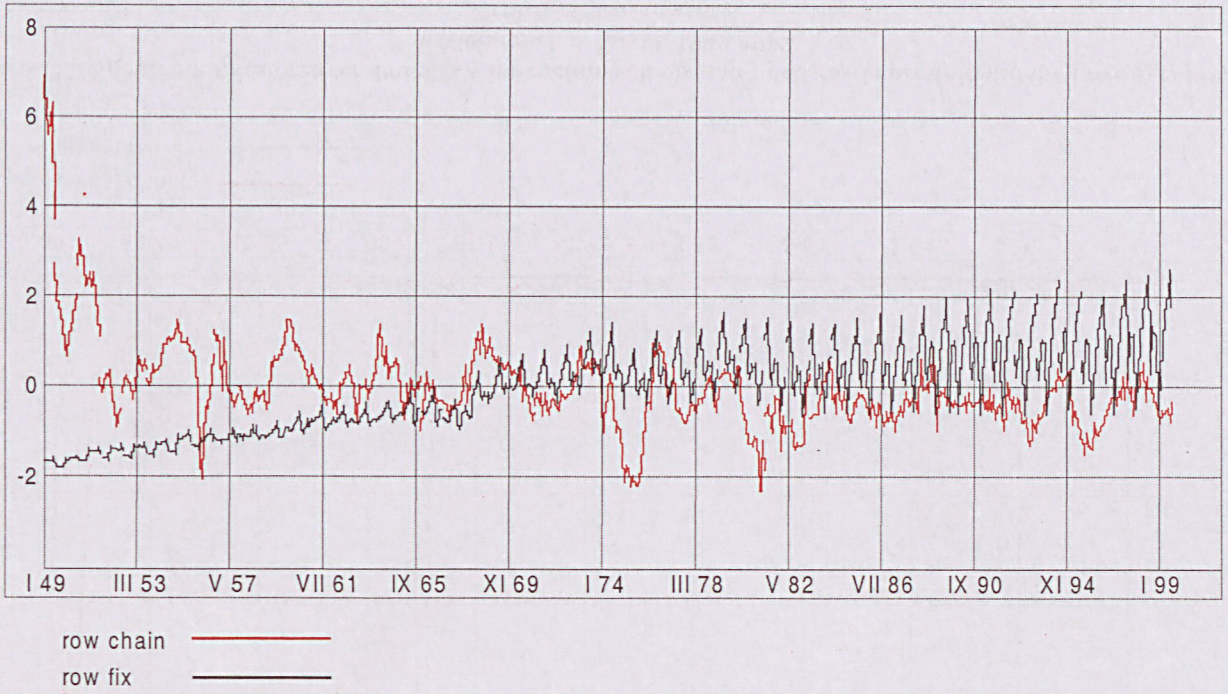
Wykres 21. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie produkcji dóbr inwestycyjnych w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



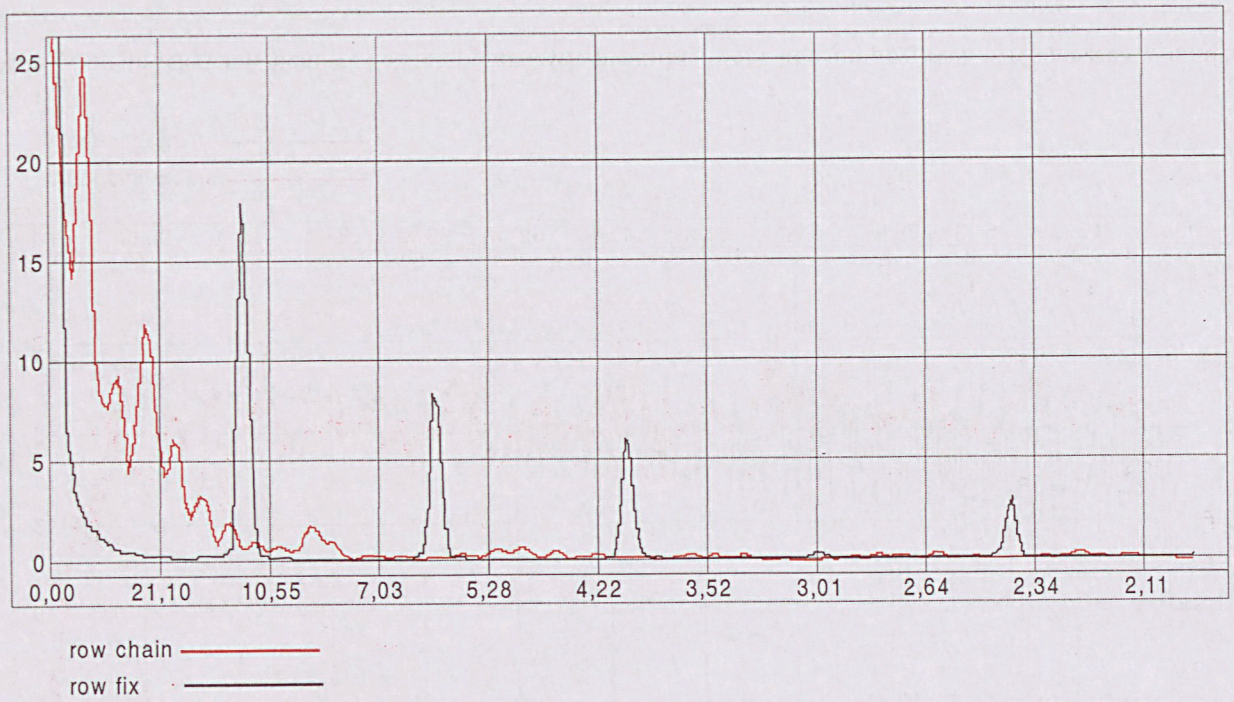
Wykres 22. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie produkcji dóbr inwestycyjnych w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



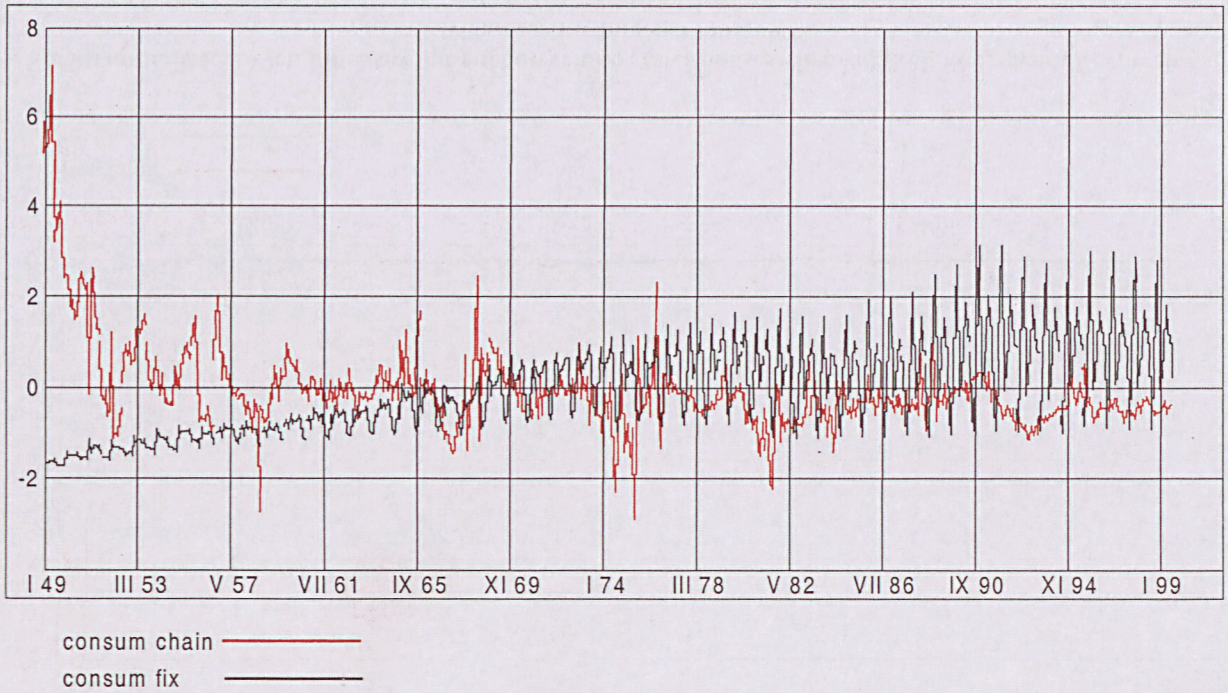
Wykres 23. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie produkcji dóbr produkcyjnych i surowców w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



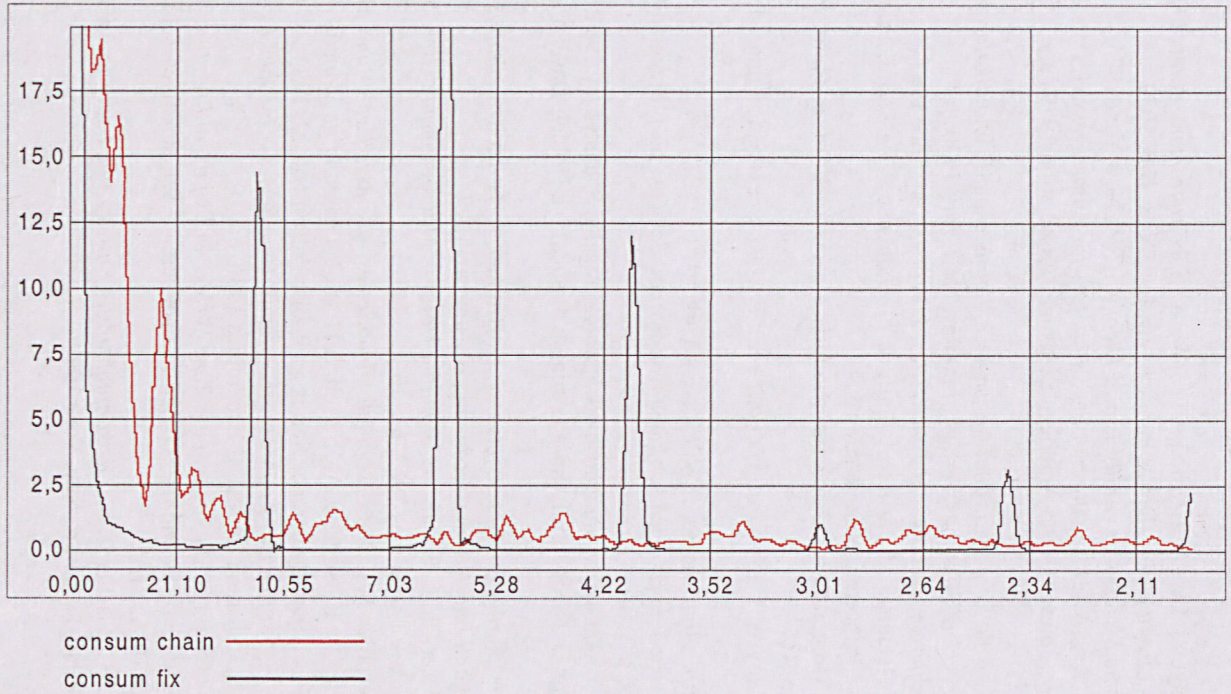
Wykres 24. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie produkcji dóbr produkcyjnych i surowców w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



Wykres 25. Miesięczne indeksy łańcuchowe i o stałej podstawie produkcji dóbr konsumpcyjnych w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne



Wykres 26. Spektrum miesięcznych indeksów łańcuchowych i o stałej podstawie produkcji dóbr konsumpcyjnych w Niemczech w latach 1949-1999

Źródło: Obliczenia własne

Bibliografia

Blackman R. B., Tukey J. W., *The Measurement of Power Spectra from the Point of View of Communications Engineering*, Dover Publications, Inc., New York 1959

Brillinger D. R., *Time Series. Data Analysis and Theory*, HRW, New York 1975

Dickey D. A., Fuller W. A., *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root*, Journal of the American Statistical Association 1979 June, vol. 74, no. 366

Entorf H., *Multisektorale Konjunkturanalyse. Theorie, Empirie und Frühindikatoren „Realer Konjunkturzyklen"*, Campus Verlag, Frankfurt, New York 1990

Fuller W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, J. Wiley, New York 1967

Granger C. W. J., Hatanaka M., *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey 1964

Granger C. W. J., Morgenstern O., *Spectral Analysis of New York Stock Market Prices*, Kyklos 1963, no. 16

Gribanov J. I., Malkov W. L., *Spektralnyj analiz słuczajnych processov*, Energia, Moskwa 1974

Hannan E. J., *Multiple Time Series*, J. Wiley, New York 1970

Jakubczyc J., *Kryteria doboru okien korelacyjnych w analizie widmowej*, Przegląd Statystyczny 1984, nr 1-2

Jakubczyc J., *Okno widmowe o minimalnym obciążeniu*, Przegląd Statystyczny 1984, nr 3/4

Jenkins G. M., Watts G. D., *Spectral Analysis and its Application*, Holden-Day, San Francisco 1969

Lukas R. E., *Understanding Business Cycles*, w: K. Brunner, A. H. Meltzer, *Stabilization of the Domestic and International Economy*, Amsterdam 1977

Nelson Ch. R., Plosser Ch. L, *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series*, Journal of Monetary Economics 1982, no. 10

Stulz R. M., Wasserfallen W., *Macroeconomic Time Series, Business Cycles and Macroeconomic Policies*, w: K. Brunner, A. H. Meltzer Hrsg., *Understanding Monetary Regimes*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 22, 1995

Wasserfallen W., *Non-Stationarities in Macro-Economic Time Series – Further Evidence and Implications*, Canadian Journal of Economics 1986, no. 19

Wolters J., *Business Cycles in Macroconomics Time Series. An Empirical Investigation for the Federal Republic of Germany*, FU Berlin, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Diskussionarbeit 1986, Nr. 7

Wolters J., Kuhbier P., Buscher H. S., *Die konjunkturelle Entwicklung in der Bundesrepublik*, Campus Verlag, Frankfurt, New York 1990