

# MF WORKING PAPER SERIES

No 05-2010

August 2010

Agnieszka Pierzak

## IDENTYFIKACJA I USUWANIE SEZONOWOŚCI ZE WSKAŹNIKÓW CEN TOWARÓW I USŁUG KONSUMPCYJNYCH W POLSCE



MINISTRY OF FINANCE IN POLAND

FINANCIAL POLICY, ANALYSES AND STATISTICS DEPARTMENT

# SEASONAL ADJUSTMENT OF THE CONSUMER PRICE INDEX IN POLAND

Agnieszka Pierzak<sup>1</sup>

August 25, 2010

## Abstract

Seasonally adjusted inflation indexes are available in official statistics and commonly used for analyzing demand pressure in many developed countries.

This paper studies the seasonality of consumer prices in Poland. To address this issue we apply analyses in a time as well as in a frequency domain. The paper offers tentative calculations of the magnitude of monthly consumer price index variations corresponding with seasonal frequencies. Furthermore, we present the seasonal adjustment procedures applied worldwide and estimate monthly inflation indexes refined from seasonality for Poland.

The main conclusion of this paper is that seasonal factors account for about 40% of monthly inflation volatility, which is, first and foremost, a consequence of specific food price changes over a year. Unprocessed food price dynamics variation is generated in 80% by seasonality and is ten times higher than CPI variation. Therefore, seasonally adjusted monthly inflation indexes in January, March, April, September and October are lower than not corrected series. Moreover, the greatest impact of seasonal factors is observed in June, July and August, when reductions in food prices are heightened by clothing sales, and seasonally adjusted indexes are significantly higher than raw indexes.

JEL Classification: C19, C82, E31.

Keywords: CPI, TRAMO SEATS, spectral analysis

---

<sup>1</sup>Ministry of Finance, Financial Policy, Analyses and Statistics Department, e-mail: [agnieszka.pierzak@mf.gov.pl](mailto:agnieszka.pierzak@mf.gov.pl).

*The views expressed in the paper are solely those of the author. No responsibility for them should be attributed to the Ministry of Finance in Poland. Any reprinting or dissemination of this material requires previous acceptance of the Ministry of Finance in Poland. Upon quoting, please refer to the source.*

## Wprowadzenie

Miesięczne wahania cen towarów i usług konsumpcyjnych w znacznym stopniu determinowane są przez czynniki sezonowe. Oznacza to, że pomiędzy wskaźnikami inflacji oddalonymi od siebie o stałą liczbę okresów, nie większą niż 12 miesięcy, istnieje regularnie powtarzająca się zależność. Występujące w ciągu roku sezonowe odchylenia wartości szeregu czasowego od trendu wywołane są przez czynniki pogodowe, kalendarzowe oraz działalność uczestników rynku. Ich bezpośrednim źródłem są zarówno fluktuacje po stronie podaży (przede wszystkim żywności), jak i popytu (np. w okresie letnim i przedświątecznym).<sup>2</sup>

Identyfikacja czynników sezonowych pozwala nie tylko na przewidywanie ogólnych tendencji kształtowania się cen w ciągu roku, ale także ułatwia interpretację zmian zjawisk inflacyjnych z miesiąca na miesiąc, umożliwia wyodrębnianie trendów krótkookresowych bez konieczności oczekiwania na zmianę trendu inflacji rocznej oraz eliminuje jedną z przyczyn regresji pozornej w modelowaniu ekonometrycznym.

Jak wskazują doświadczenia Banku Hiszpanii, zmienność sezonowa może dominować nad innymi krótkookresowymi komponentami o większym pod względem ekonomicznym znaczeniu w wyjaśnianiu zachowania szeregu (Cabrero, 2000). Ponadto, analizy przeprowadzane w Stanach Zjednoczonych sugerują, że skala oddziaływania czynnika sezonowego w CPI prawdopodobnie będzie się zwiększać w przyszłości. Świadczyć o tym może między innymi fakt, że w latach 1967-1993 zjawiska sezonowe generowały 7% wariacji miesięcznej CPI w USA, podczas gdy w okresie 1982-1993 już aż 32% (Bryan, Cecchetti; 1995). W Polsce, jak wynika z analiz przeprowadzonych dla potrzeb niniejszej pracy, w ostatnich 18 latach odsetek ten wynosił około 40%.

Dane o miesięcznej stopie inflacji oczyszczone z sezonowości<sup>3</sup> są wykorzystywane w polityce gospodarczej przez rządy i banki centralne rozwiniętych państw. W polskich oficjalnych statystykach nie są dostępne odsezonowane wskaźniki CPI.

---

<sup>2</sup> Dodatkowo na wahania miesięcznych wskaźników inflacji mogą wpływać czynniki, będące rezultatem wzrostów bądź spadków poziomu cen z poprzedniego miesiąca (zmiany systemu wag uwzględniające zmiany wydatków na poszczególne grupy towarów i usług, wywołane inflacją) lub roku (mechanizmy indeksacyjne, pod wpływem których kształtowane mogą być wynagrodzenia i opłaty).

<sup>3</sup> Sezonowość definiowana jest jako regularnie powtarzająca się zależność pomiędzy obserwacjami oddalonymi od siebie o stałą liczbę okresów, pojawiające się z częstotliwością nie większą niż roczna. Rozróżnia się dwa rodzaje sezonowości: deterministyczną i stochastyczną. Pierwsza z nich oznacza proces, którego bezwarunkowa średnia zależy od podokresu roku (np. miesiąca, kwartału), jest on modelowany za pomocą zmiennych zerowej jednostki. Cechą charakterystyczną sezonowości deterministycznej jest wygasanie szoków w długim okresie. Sezonowość stochastyczna charakteryzuje się zmiennym w czasie wzorcem sezonowości.

Struktura niniejszego opracowania jest następująca. W pierwszej części zaprezentowano przegląd metod wyrównywania sezonowego wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych stosowanych na świecie. Część druga stanowi analizę skali sezonowości inflacji w Polsce, a ostatnia część prezentuje rezultaty oczyszczania z niej wskaźnika CPI i jego wybranych komponentów.

## **1. Przegląd metod wyrównywania sezonowego**

Sezonowe korygowanie szeregów czasowych, w tym także danych inflacyjnych, jest zalecane między innymi przez EUROSTAT, Europejski Bank Centralny (ECB), Międzynarodowy Fundusz Walutowy (IMF).

### **1.1. Metody stosowane w państwach OECD**

Wśród metod sezonowego wyrównywania danych stosuje się między innymi X-11, X-11 ARIMA, X-12-ARIMA, TRAMO/SEATS, BAYESIA, BV4, DAINTRIES, DECOMP, GLAS, LOWESS, SABL, STAMP, STL, X-11.

Ponad 80% instytucji w krajach OECD stosuje metody wyrównywania sezonowego należące do grupy wywodzącej się z procedury X-11, przy czym prostsze procedury, takie jak X-11 i X-11 ARIMA są wypierane przez X-12 ARIMA i TRAMO/SEATS. W państwach Unii Europejskiej prawie połowa instytucji ma zamiar wykorzystywać w przyszłości te dwie najnowsze metody. W co najmniej 90% przypadków stosowane w państwach OECD procedury wyrównywania sezonowego pozytywnie przechodzą testy weryfikacyjne i prawie we wszystkich instytucjach jako najlepszą alternatywę wskazuje się stosowanie X-12 ARIMA lub TRAMO/SEATS (OECD, 2002).

Wiele państw stosuje kilka metod jednocześnie, wybierając różne procedury do wyrównywania różnych wskaźników makroekonomicznych. Na przykład, Bank Centralny Słowacji posługuje się wszystkimi modelami z rodziny X-11. Europejski Bank Centralny, Eurostat oraz instytucje Australii, Czech, Węgier, Francji, Belgii, Włoch, Holandii, Portugalii, Szwecji i Wielkiej Brytanii korzystają równolegle z TRAMO/SEATS i X-12 ARIMA. Japonia, Luksemburg, Norwegia, Dania i Niemcy nigdy nie wykorzystywały procedury TRAMO/SEATS (por. tab. 1 i 2). Jako powody takiego stanu rzeczy podaje się w nich przyczyny historyczne oraz możliwość uniknięcia rewizji za pomocą stosowanych dotychczas

metod. Żaden z krajów nie zrezygnował natomiast z TRAMO/SEATS na rzecz X-12 ARIMA, a przypadki odwrotne miały miejsce.<sup>4</sup>

Wyrównywania sezonowego wskaźnika inflacji dokonuje się w wielu rozwiniętych państwach. Odsezonowane wskaźniki CPI dostępne są dla Stanów Zjednoczonych i Japonii, a oczyszczony z sezonowości wskaźnik HICP w strefie euro publikuje Europejski Bank Centralny (ECB) (por. tab. 3).

*Bureau of Labor Statistics* (BLS) w Stanach Zjednoczonych, japońskie *Statistics Bureau* i ECB przy wyrównywaniu sezonowym korzystają z procedury X-12 ARIMA. Równocześnie w niektórych państwach prowadzone są badania nad zastosowaniem do tego celu nowszej i bardziej kompleksowej metody TRAMO/SEATS. Publikacje dotyczące jakości wyrównywania sezonowego wskaźników inflacji, między innymi w Szwajcarii i Turcji, wskazują na przewagę tej drugiej procedury (Maravall, Sanchez; 2000).

## **1.2. TRAMO/SEATS a X-12 ARIMA**

Z uwagi na dobrą jakość wyrównywania sezonowego, Eurostat i Europejski Bank Centralny stosują oraz rekomendują dwie metody: TRAMO/SEATS (TS) i X-12 ARIMA (X12).

W obu metodach przed zasadniczą desezonalizacją, szereg czasowy poddawany jest wstępnemu oczyszczeniu z czynników, które są efektem zdarzeń o charakterze losowym i mogłyby zniekształcić zarówno wzorce sezonowości, jak i długookresowy trend, uzyskane w wyniku dekompozycji. Do tego celu wykorzystywane są procedury REGARIMA (w metodzie X-12) oraz TRAMO (w TS) (Kotłowski, 2002).

Po dokonaniu wstępnego oczyszczenia szeregu czasowego następuje właściwa jego dekompozycja, a w szczególności wydzielenie składnika sezonowego. W metodzie X-12 dekompozycja dokonywana jest przy użyciu procedury X11, a w przypadku TS - procedury SEATS.

W ramach procedury SEATS analiza spektralna jest podstawowym narzędziem służącym dekompozycji szeregu na poszczególne komponenty, a rodzaj filtra jest

---

<sup>4</sup> Na przykład, w 2002 r. włoska instytucja badawczo-analityczna ISAE, której dane wykorzystuje m.in. Centralny Bank Włoch zmieniła metodę sezonowego wyrównywania z X-12 ARIMA na TRAMO/SEATS.

automatycznie dobierany do analizowanego szeregu na podstawie wyników testów statystycznych. W procedurze SEATS funkcja gęstości spektralnej jest dekomponowana na funkcje gęstości spektralnej komponentów nieobserwowalnych: trendu-cyklu, komponentu nieregularnego i sezonowego (Gomez, Maravall; 1996). Procedura TS zaliczana jest do grupy stochastycznych metod parametrycznych, w przeciwieństwie do innych metod dekompozycji, które oparte są na „mechanicznej” analizie szeregu czasowego.

W przypadku obu omawianych procedur końcowy etap stanowi ocena jakości i stabilności modelu przy wykorzystaniu statystyk zbudowanych na podstawie wartości poszczególnych komponentów szeregu otrzymanych w poprzednich etapach estymacji.

## **2. Wahania sezonowe wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych w Polsce**

W Polsce w oficjalnych statystykach nie są dostępne wskaźniki CPI wyrównane sezonowo.<sup>5</sup> Również badania nad oczyszczaniem szeregów czasowych z tytułu sezonowości były w ostatnich kilkunastu latach nieliczne i obejmowały: publikacje NBP (Nehrebecka, Grudkowska; 2007) dotyczące możliwości wykorzystania procedur TRAMO-SEATS i X-12 ARIMA do wyrównywania indeksu produkcji przemysłowej i agregatów monetarnych, a także opracowanie GUS (Nehrebecka, Grudkowska; 2010) na temat metod analizy sezonowości stochastycznej w produkcji budowlano-montażowej. Wstępna analiza niektórych kryteriów jakości desezonalizacji danych inflacyjnych metodami TRAMO/SEATS i X12 ARIMA została przeprowadzona przez P. Woźniaka (Woźniak, 2004).

W Polsce powszechnie posługuje się rocznymi wskaźnikami inflacji, co pozwala częściowo na uniknięcie problemu sezonowości, umożliwia analizę trendów długookresowych i porównanie zmian inflacji w poszczególnych miesiącach dla różnych lat. Wskaźniki te nie są jednak pozbawione czynników sezonowych, ponieważ komponenty sezonowe rzadko charakteryzują się dokładną regularnością, a siła ich oddziaływania zmienia się w czasie. Poza tym, mierzenie presji inflacyjnej tym sposobem opiera się na porównywaniu cen zmieniających się z roku na rok koszyków towarów oraz usług i nie daje możliwości dostatecznie szybkiego zidentyfikowania punktów zwrotnych trendu. Istotne jest również to, że za zmienność tak obliczonych wskaźników często w dużej mierze odpowiadają efekty bazy statystycznej. Dostępność danych o miesięcznych zmianach cen oczyszczonych z wpływów sezonowych umożliwiłaby bardziej precyzyjną ocenę bieżących zmian inflacji.

---

<sup>5</sup> NBP podaje w niektórych *Raportach o inflacji* wskaźniki CPI m/m odsezonowane metodą TRAMO/SEATS wyłącznie dla okresów objętych poszczególnymi raportami.

Za jeden ze sposobów zmniejszania wpływu wahań sezonowych uznawane jest także posługiwanie się inflacją bazową.<sup>6</sup> Trzy z miar publikowanych przez NBP mogą zmniejszać wahania sezonowe, ponieważ eliminują lub redukują efekty dużej zmienności cen żywności (są to inflacja po wyłączeniu cen żywności i energii, inflacja po wyłączeniu cen najbardziej zmiennych i 15% średnia obciążona). Wykluczając one jednak z analizy od 20% do 40% koszyka CPI, wyłączając wiele towarów nie podlegających sezonowości oraz pozostawiając w koszyku towary, których ceny zmieniają się sezonowo. Amplituda wahań sezonowych jest jednak w przypadku inflacji bazowej mniejsza niż w głównym indeksie CPI (por. wyk. 20).

## 2.1. Dane

W niniejszym opracowaniu analizie poddano jednopodstawowy<sup>7</sup> wskaźnik CPI z lat 1992-2009. Warto zauważyć, że skala procesów inflacyjnych znacznie różniła się w kolejnych fazach tego okresu (por. wyk. 1 i 19).

Lata 1992-96 charakteryzowały się wysoką inflacją rzędu 20-40% rocznie, związaną z dostosowaniami polityki cenowej po okresie transformacji gospodarki.<sup>8</sup> W latach 1997-2000 następowała stopniowa dezinflacja, a roczny wzrost cen konsumpcyjnych wynosił średnio ok. 10%. Od 2001 r. inflacja utrzymuje się na umiarkowanym poziomie 1-5% i kształtowana jest przede wszystkim przez procesy realne (relacje podaży i popytu).

W związku z występowaniem wyjątkowo silnego trendu wzrostowego cen w latach 90-tych i znaczących różnic między poziomem inflacji pod koniec XX i na początku XXI wieku, analiza zjawisk sezonowych jest utrudniona. Dominacja trendu w zmienności wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych w pierwszym okresie może sprawiać trudności w identyfikacji czynników sezonowych lub komplikować identyfikację częstotliwości sezonowych na periodogramach jednopodstawowego wskaźnika inflacji. Problemy te w mniejszym stopniu dotyczą innych danych makroekonomicznych, takich jak produkcja przemysłowa, gdzie znaczenie trendu jest relatywnie mniejsze oraz nie wystąpiły znaczące

---

<sup>6</sup> Zwykle przyjmuje się, że inflacja bazowa jest tą częścią inflacji rejestrowanej, która jest związana z oczekiwaniami inflacyjnymi i presją popytową oraz która jest niezależna od szoków podażyowych. Przybliża ona średnio- i długookresowy trend wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych w gospodarce, ilustruje tendencje zmian cen częściowo oczyszczone z wahań sezonowych oraz powstałych wskutek szoków podażyowych (najczęściej mających charakter przejściowy). Inflacja bazowa wskazuje na tę część inflacji, której związek z prowadzoną polityką pieniężną jest relatywnie duży, jej zmiany umożliwiają oszacowanie kierunku i skali wpływu prowadzonej polityki pieniężnej na inflację. Narodowy Bank Polski publikuje 4 miary inflacji bazowej, które oblicza wyłączając ze wskaźnika CPI: ceny administrowane, ceny najbardziej zmienne, ceny żywności i energii oraz grupy cen, których wagi skumulowane są mniejsze niż 15% lub większe niż 85%.

<sup>7</sup> Możliwe jest także wyrównywanie miesięcznych indeksów. Taką metodę stosuje NBP oczyszczając z sezonowości bezpośrednio wskaźniki m/m publikowane w niektórych Raportach o inflacji, jednak na potrzeby modelu NECMOD wykorzystuje się tu już wskaźniki pochodzące z wyrównania sezonowego indeksów jednopodstawowych.

<sup>8</sup> Dostosowania poziomu cen do realnych kosztów produkcji były szczególnie silne w przypadku cen nośników energii.

zmiany długookresowych tendencji kształtowania się wskaźników (por. wyk. 42-43). W dalszej części opracowania zjawiska sezonowe analizowane są z uwzględnieniem różnic w poziomach stopy inflacji w latach 1992-1996, 1997-2000 oraz 2001-2009.

## **2.2. Sezonowość wskaźnika CPI w Polsce**

Zjawiska sezonowe bezpośrednio obrazują wykresy prezentujące jednopodstawowe wskaźniki CPI dla poszczególnych lat. Przedstawiają one zmiany tempa inflacji w ciągu roku: szybki wzrost poziomu cen na początku pierwszego i drugiego kwartału oraz spowolnienie wzrostu (lub spadek) cen od czerwca do września, po którym ma miejsce powolny wzrost miesięcznych wskaźników inflacji (por. wyk. 2-3 oraz 45-50).

Występowanie sezonowości w inflacji w Polsce potwierdzają różnorodne badania. Jej istnienie sugerują zarówno analizy oparte o funkcje gęstości spektralnej i autokorelacji, jak i weryfikacja istotności parametrów przy zmiennych sezonowych w równaniach regresji. Ich wyniki zostały omówione w dalszej części opracowania.

### **2.2.1. Istotność zmiennych sezonowych**

W modelu regresji liniowej wyjaśniającym miesięczne przyrosty wskaźnika CPI jednopodstawowego dwunastoma sezonowymi zmiennymi zero-jedynkowymi (szacunki dla lat 1999-2009) prawie wszystkie zmienne okazały się istotne. Czynniki sezonowe objaśniają w tym modelu ok. 40% zmienności miesięcznej wskaźnika CPI.

Istotność współczynników przy zmiennych sezonowych w modelu zawierającym dodatkowo składnik autoregresyjny odpowiada w przybliżeniu wnioskowi wynikającemu z analiz skali zjawiska i znaczenia korekt w poszczególnych miesiącach (por. pkt. 3.4.). Potwierdza się tu hipoteza o mniejszym wpływie czynników sezonowych w lutym, listopadzie i grudniu.

Analogiczne badania z wykorzystaniem sezonowych zmiennych zerojedynkowych przeprowadził P. Woźniak na 6-7 letnich próbach kroczących oraz próbie skumulowanej od 1991 do 2004 roku. W każdym z przeanalizowanych przez niego wariantów współczynnik  $R^2$  przewyższał 0,2, a najczęściej osiągał wartości między 0,3-0,4.

### **2.2.2. Analiza spektralna**

W literaturze dotyczącej problematyki sezonowości zaleca się uzupełnienie analizy szeregów czasowych w dziedzinie czasu analizą w dziedzinie częstości. Dzięki transformacji



Fouriera, polegającej na aproksymacji funkcji za pomocą sumy sinusów i cosinusów istnieje bezpośrednio przełożenie między nimi, a reprezentacja w dziedzinie czasu jest równoważna reprezentacji w dziedzinie częstości.<sup>9</sup> Analiza spektralna umożliwia badanie powtarzalności pewnych procesów stochastycznych i polega na określeniu funkcji gęstości spektralnej szeregu, czyli rozkładu jego wariancji w dziedzinie częstości.

Funkcja gęstości spektralnej ( $f(\omega)$ ) ma następujące własności: jest ciągła, nieujemna, parzysta i okresowa o okresie  $2\pi$ . Pole ograniczone wykresem funkcji spektrum oraz osią częstości w przedziale  $[-\pi; \pi]$  jest równe wariancji procesu stochastycznego. Różniczka  $f(\omega)d\omega$  określa udział częstości zawartych w przedziale  $(\omega, \omega+d\omega)$  w ogólnej wariancji procesu, gdzie  $d\omega$  jest dowolnie małym przyrostem częstości (Talaga, Zieliński; 1986).

Szereg czasowy posiada wahania sezonowe, jeśli spektrum stwierdza co najmniej jeden dominujący okres sezonowy (dla danych miesięcznych z przedziału od  $\pi/6$  do  $\pi$ ). O obecności składnika sezonowego świadczy dominujący wierzchołek w przedziale o okresie 12, 6, 4, 3, 2,4 i 2 miesiące.<sup>10</sup>

Estymatorem funkcji gęstości spektralnej jest periodogram. Pokazuje on, jak silny wkład w ogólną strukturę harmoniczną szeregu mają różne obszary częstotliwości. Periodogram pozwala więc między innymi na identyfikację wartości przyjmowanych przez częstotliwości sezonowe i stwierdzenie, czy różnią się istotnie od wartości sąsiednich. W szeregu podlegającym wahaniom sezonowym wartości periodogramu dla częstotliwości sezonowych mają wyraźne, dodatnie odchylenia od średniej gęstości spektralnej.

Niestacjonarność jednopodstawowego wskaźnika CPI implikuje specyficzny kształt funkcji gęstości spektralnej, charakteryzujący się tym, że bardzo wysokie wartości przyjmuje ona dla niskich częstotliwości, a coraz niższe dla wyższych częstotliwości. Jest tak dlatego, że bardzo duży udział w wariancji tej zmiennej mają ruchy długookresowe (por. wyk. 21).<sup>11</sup> Estymatory funkcji gęstości spektralnej dla przyrostów jednopodstawowego wskaźnika CPI

---

<sup>9</sup> Analiza w dziedzinie częstości pozwala na dokładniejsze wyodrębnienie wahań o charakterze sezonowym i przypisanie im udziału w kształtowaniu zmienności szeregu czasowego, jednak nie zastępuje badania zachowania zmiennej w czasie. Dzięki analizie spektralnej można wskazać okresowość szeregu, ale nie zawsze pozwala to na określenie, w których miesiącach ona wystąpi. Dotyczy to zwłaszcza szeregów sprowadzonych do stacjonarności.

<sup>10</sup> Okres wynoszący 12 świadczy o regularnie powtarzającej się zależności pomiędzy obserwacjami oddalonymi o rok, okres równy 6 - o sezonowości półrocznej itd.,. Rzeczywistemu wahanu odpowiada nie tylko jedna krzywa sinusoidalna, dlatego też w praktyce spektrum powinno więc wykazać oprócz co najmniej jednej głównej harmoniki również inne harmoniki sezonowe. Szerokość wierzchołków spektralnych zależy od regularności sezonowej procesu: im węższy i wyraźniejszy wierzchołek, tym bardziej regularna sezonowość.

<sup>11</sup> We wszystkich periodogramach w tym opracowaniu na osi poziomej zaznaczona została ilość miesięcy stanowiąca odstęp czasu pomiędzy wahaniami. Jest ona powiązana z częstotliwością wzorem:  $\tau=2\pi/\omega$ , gdzie  $\tau$ -długość okresu,  $\omega$ -częstotliwość. Oś pionowa pokazuje wartości estymatora funkcji gęstości spektralnej.

oraz CPI m/m pokazują znaczne odchylenia od wartości sąsiednich dla częstości sezonowych (por. wyk. 23, 26, 29, 32, 35).

Eliminacja trendu poprzez obliczenie pierwszych różnic<sup>12</sup> umożliwia zidentyfikowanie wartości funkcji gęstości spektralnej odpowiadających częstościom sezonowym. Największy udział w kształtowaniu się wariacji miesięcznych dynamik wskaźnika CPI w Polsce ma zmienność wynikająca z wahań pojawiających się co pół roku. Duże znaczenie może mieć również sezonowość roczna i czteromiesięczna (por. wyk. 4).

Zmienność w poszczególnych pasmach częstości nie jest jednakowa, wariacje odpowiadające częstotliwościom rocznym i półrocznym stanowią po ok. 10% wariacji wskaźnika CPI m/m, a wahania pojawiające się z częstotliwością czteromiesięczną generują ok. 6% tej zmienności. Mniej wyraźne i szersze wierzchołki wahań sezonowych wskazują na szybkie tempo zmiany (amplitudy i faz) i relatywnie niewielkie znacznie sezonowości dwu- i trzymiesięcznej.

Na poziom inflacji miesięcznej wpływają w dużym stopniu także czynniki długookresowe. Trend generuje ok. 20%, a wahania o charakterze cyklicznym ponad 10% wariacji dynamik miesięcznych wskaźnika CPI.

### **2.3. Sezonowość cen niektórych grup towarów i usług konsumpcyjnych**

Sezonowość ogólnego wskaźnika inflacji wynika z wahań cen w niektórych grupach towarów i usług. W literaturze znaleźć można różne szacunki dotyczące udziału towarów, dla których podaż lub popyt kształtowane są pod wpływem czynników sezonowych, w koszyku branym pod uwagę w konstrukcji CPI. Na przykład, analizy przeprowadzone przez Diewert'a, Armknecht'a i Nakamura pokazały, że zakupy o charakterze sezonowym wynoszą 20-30% wszystkich wydatków konsumpcyjnych w Stanach Zjednoczonych i Kanadzie (Diewert, Armknecht, Nakamura; 2009).

Europejski Bank Centralny rekomenduje wyrównywanie wskaźników cen komponentów wskaźnika HICP, takich jak żywność, żywność nieprzetworzona, towary, usługi. Nie zaleca się natomiast oczyszczania z sezonowości cen podlegających regulacji:

---

<sup>12</sup> Transformacja polegająca na liczeniu pierwszych różnic nie jest filtrem symetrycznym, zatem powoduje przesunięcia fazowe w widmach szeregow. Maraval i Gomez podkreślają, że filtr ten zmienia kształt funkcji gęstości spektralnej, nadając większą wagę wysokim częstotliwościom (odpowiadającym wahaniom krótkookresowym) a zmniejszając siłę niskich częstotliwości oraz eliminując częstotliwość zerową. Sprowadzenie szeregu do stacjonarności może więc nieco zaburzyć precyzję analiz, a wnioski wyciągnięte z obserwacji periodogramów szacowanych dla przyrostów mogą być obciążone pewnym błędem. Z analiz przeprowadzonych dla polskich wskaźników inflacji wynika, że udział częstotliwości sezonowych w kształtowaniu wariacji wskaźnika CPI w ujęciu m/m jest nieco mniejszy niż w przypadku przyrostów jednopodstawowego wskaźnika CPI.

energii i usług nierynkowych (ECB, 2000). Ponadto japońskie Biuro Statystyczne zwraca uwagę na to, że nie powinno się wyrównywać sezonowo także wskaźnika cen edukacji.

Badania przeprowadzone w innych państwach oraz obserwacja dotychczasowego zachowania cen wybranych komponentów CPI w Polsce prowadzą do wniosku, że sezonowość wskaźnika inflacji w naszym kraju może wynikać z sezonowego charakteru zmian cen żywności, odzieży i obuwia oraz towarów i usług związanych z rekreacją i kulturą. W niniejszym opracowaniu występowanie sezonowości wskaźników cen zbadano w grupach według ujęcia „ekonomicznego” (Wójcicka, 2010) oraz statystycznego publikowanego przez GUS.

Wariancje miesięcznych wskaźników inflacji poszczególnych komponentów znacznie różnią się między sobą, są większe od wariacji zagregowanego wskaźnika CPI i w różnym stopniu mogą kształtować jego zmienność, między innymi dlatego, że mają inne wagi (por. wyk. 6, 8 oraz wyk. 44).

Z analizy spektralnej wynika, że tylko w wybranych grupach towarów i usług wysoka zmienność cen jest związana z oddziaływaniem czynników sezonowych. Mają one największy wpływ na kształtowanie się miesięcznych indeksów cen towarów podlegających globalizacji (wynoszący ok. 90%) oraz żywności nieprzetworzonej (ok. 80%). Zarówno wariancja, jak i udział w koszyku są jednak większe w przypadku żywności nieprzetworzonej. We wszystkich kategoriach największe sezonowe wahania cen występują z częstotliwością półroczną (por. wyk. 55, 56, 58, 59, 61).

Standaryzacja zmiennych, dzięki ujednoczeniu wariacji, umożliwia porównywanie wartości estymatorów funkcji gęstości spektralnej w różnych grupach. Analiza periodogramów wskazuje, że największe miesięczne zmiany poziomu cen powodowane sezonowością występują w grupach: żywność i napoje bezalkoholowe, rekreacja i kultura, odzież i obuwie – według ujęcia statystycznego oraz żywność (w tym głównie żywność nieprzetworzona) i towary (przede wszystkim towary podlegające globalizacji) - według podejścia ekonomicznego. Gęstość spektralna odpowiadająca częstościom sezonowym w tych kategoriach jest wyższa od gęstości spektralnej dynamik miesięcznych zagregowanego wskaźnika inflacji (por. wyk. 9-10, 54-61 oraz 65).

Ceny żywności charakteryzują się największą zmiennością wśród komponentów CPI według podejścia ekonomicznego, kształtowaną w dodatku przede wszystkim przez czynniki

sezonowe. Wynika ona niemal w całości z wahań cen żywności nieprzetworzonej, w tym głównie warzyw i owoców.

Sezonowe wahania wskaźnika inflacji towarów są rezultatem specyfiki kształtowania się cen towarów podlegających globalizacji, a w szczególności odzieży i obuwia.<sup>13</sup> Na periodogramie kategorii pozostałe towary nie są widoczne wyraźne wahania sezonowe, nie wykrywa ich także procedura TS.

W kategorii usługi dostrzegalne są pewne odchylenia wskaźnika inflacji od wartości przeciętnych w ciągu roku pojawiające się z częstotliwością kwartalną i półroczną. Wynikają one jednak w znacznej części z regularności zmian opłat za usługi nierynkowe. Wśród usług rynkowych podlegających wahaniom sezonowym znajdują się usługi w zakresie kultury, sportu i turystyki (wchodzące w skład grupy rekreacja i kultura).

### **3. Wyniki wyrównywania sezonowego wskaźnika CPI**

W celu wyboru optymalnego modelu analizie poddano wyniki wyrównywania sezonowego jednopodstawowych szeregów czasowych CPI za pomocą procedury TRAMO/SEATS dla trzech okresów:<sup>14</sup> długiego (obejmującego okres 1992-2009) i skróconych (dla lat 1999-2009 oraz 2001-2009).<sup>15</sup> Obliczenia wykonane zostały w programie Demetra rekomendowanym przez EUROSTAT, a estymacje przeprowadzono w module analizy automatycznej i szczegółowej bez korekty dotyczącej ilości dni roboczych w miesiącu. Poniżej zaprezentowano podstawowe kryteria brane pod uwagę przy ocenie jakości wyrównywania sezonowego.

#### **3.1. Idempotencja**

Idempotencja jest bardzo ważną cechą modelowania sezonowości i podstawowym kryterium oceny jakości wyrównywania. Polega ona na sprawdzeniu występowania

---

<sup>13</sup> Większość pozostałych towarów podlegających globalizacji również może charakteryzować się sezonową zmiennością cen, należą do nich: sprzęt audiowizualny, fotograficzny, sportowy, kempingowy, sprzęt trwałego użytku do rekreacji.

<sup>14</sup> Por. tab. 8-10.

<sup>15</sup> Jak wskazują dotychczasowe analizy na jakość otrzymanego oszacowania poszczególnych komponentów szeregu istotnie wpływa liczba dostępnych obserwacji. Kompleksowe badanie takiej zależności przeprowadzone przez G. Mazzi wskazuje, że w miarę skracania długości próby wyraźnie pogarsza się merytoryczna wartość wyników. Zbliżone rezultaty uzyskali Hood C., Ashley J. i Findley D., wykonując analizy na danych symulowanych. W Polsce, z uwagi na znaczne różnice w skali wzrostu cen pomiędzy okresem, kiedy inflacja sięgała kilkudziesięciu procent i ostatnimi kilkoma latami można przypuszczać, że wyniki wyrównywania sezonowego są determinowane przez okres, jaki obejmuje próba. Czynniki sezonowe wyznaczone na podstawie pełnej próby mogą z mniejszą precyzją przybliżać rzeczywisty wpływ zjawisk sezonowych na zmiany cen.

resztowych efektów sezonowych w wygładzonym szeregu czasowym (np. za pomocą analizy spektralnej lub własności reszt). Dobre dopasowanie sezonowe gwarantuje, że w wygładzonym szeregu czasowym i składniku resztowym efekty te nie są diagnozowane.

Analiza spektralna nie wykrywa w żadnym z wyrównanych szeregów wyraźnych lokalnych maksimów odpowiadających wahaniom sezonowym (por. wyk. 79-86).<sup>16</sup>

### 3.2. Rewizje

Do oceny jakości wyrównywania sezonowego stosowane jest również kryterium rewizji. Sprawdzeniu podlegają wartości poprawek następujących podczas nowego oszacowania modelu. Oczekuje się, aby korekty te były możliwie jak najmniejsze. Dla dynamik miesięcznych różnice między pierwotnie szacowanymi i ostatecznymi wynikami w każdym przypadku mogą być dość duże. Przykładowo, dodanie danych za ostatni kwartał 2009 spowodowało, że wskaźnik inflacji miesięcznej na końcu próby zmienił się przeciętnie o 0,03 w przypadku zastosowania procedury TS do najdłuższego szeregu i aż o 0,07 w modelu estymowanym na danych od 2001 roku (por. tab. 10).

Zwykle korekty wynikające z reestymacji są największe w okresie od kwietnia do października oraz w styczniu. Największe rozbieżności pomiędzy wynikami uzyskanymi po zastosowaniu różnych procedur mają miejsce w okresach, kiedy następuje zmiana średniookresowego trendu dynamik miesięcznych.

### 3.3. Obserwacje nietypowe

Ocenie, czy zastosowana metoda wyrównywania sezonowego była poprawna służy także udział obserwacji nietypowych. Definiuje się je jako obserwacje, których wartość postrzega się jako nieoczekiwaną w porównaniu z pozostałymi obserwacjami, w szczególności z obserwacjami bezpośrednio ją poprzedzającymi oraz następującymi po niej (Tolvi, 1998). W procedurze TS wykrywane są następujące rodzaje obserwacji nietypowych:

- o charakterze długotrwałym (*level shift (LS)*) , powodujące długotrwałe przesunięcie poziomu zmiennej zależnej

---

<sup>16</sup> Badania przeprowadzone przez P. Woźniaka dowodzą, że procedura TS dobrze oczyszcza szereg, w przeciwieństwie do korekty przy użyciu systemu X12, który cały czas znajduje element sezonowości w uprzednio oczyszczonym szeregu. Z kolei, z eksperymentów przeprowadzonych przez ECB oraz Atuka i Urala wynika kolejny argument potwierdzający lepszą selektywność wygładzania w procedurze TS niż X12. X12 przez swoją konstrukcję oczyszcza z sezonowości nawet te szeregi, w których ona nie występuje. Możliwe są również przypadki forsowania korekt sezonowych tam, gdzie nie mają one racji bytu także w procedurze TS. Wariancja komponentu sezonowego zidentyfikowana przez TS w takich wypadkach jest jednak niższa od wariancji komponentu sezonowego wykrytego przez X12.

- o charakterze przejściowym (*temporary change* (TC)), powodujące tymczasowe przesunięcie poziomu zmiennej zależnej, powrót do poziomu pierwotnego następuje zgodnie z funkcją wykładniczą
- o charakterze jednorazowym (*additive outlier* (AO)) powodujące zmianę wartości zmiennej zależnej tylko w jednym okresie.

Jak wynika z tab. 7 po zastosowaniu analizy automatycznej dla danych obejmujących okres od 1992 nie wszystkie obserwacje nietypowe występujące po 2000 roku zostały wykryte. W każdym z trzech przypadków ustalono 10-procentową wartość krytyczną dla *outlier'ów*.

Ostatecznie do wyrównywania sezonowego wybrano model oparty na obserwacjach od 1999 roku. Zapewnia on większą niż model oszacowany na pełnej próbie redukcję wariancji miesięcznych dynamik wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych wynikających z sezonowości oraz podlega stosunkowo niewielkim rewizjom (por. tab. 10). Poza tym dane dotyczące kształtowania się cen komponentów wskaźnika CPI obejmują okres po 1999 roku.

### **3.4. Korekty sezonowe w poszczególnych miesiącach**

Wariancja miesięcznych dynamik odsezonowanych danych (przeliczonych z CPI jednopodstawowego po desezonalizacji) jest o około 43% mniejsza od całkowitej wariancji miesięcznych wskaźników inflacji GUS.

Największe odchylenia od średniej w danym roku miesięcznej stopy inflacji obserwowane są w styczniu, w okresie od kwietnia do sierpnia oraz w grudniu. Znacznych korekt z tytułu sezonowości wymagają dane z okresu letniego oraz grudnia i stycznia. Najmniejsze znaczenie ma natomiast oczyszczanie wskaźnika CPI we wrześniu i listopadzie (por. wyk. 12, 13, 74 i 77).

Nieodsezonowana inflacja miesięczna w styczniu, marcu, kwietniu, maju, wrześniu i październiku jest przeważnie zawyżona w stosunku do skorygowanej, a czerwcu, lipcu, sierpniu, listopadzie i grudniu – zaniżona. Jedynie w lutym obserwuje się zmiany kierunku niezbędnych korekt, jednak od 2006 roku czynnik sezonowy jest ujemny.

### **3.5. Wyrównywanie sezonowe wybranych komponentów wskaźnika CPI**

Analiza przeprowadzona w punkcie 2.3. wskazuje na to, że sezonowość wskaźnika CPI wynika przede wszystkim z sezonowych zmian cen żywności nieprzetworzonej, towarów podlegających globalizacji (w tym głównie odzieży i obuwia) oraz rekreacji i kultury.

Ceny żywności charakteryzują się bardzo dużą sezonowością. Największa zmienność tego indeksu cen występuje z częstotliwością roczną, półroczną oraz kwartalną. Wynika ona z wahań podaży warzyw i owoców o różnych okresach zbiorów (por. wyk. 8, 9, 55, 56). Ceny odzieży i obuwia cechują, poza trendem spadkowym, duże wahania związane z sezonowymi zmianami kolekcji co pół roku. Znaczące obniżki cen mają miejsce od stycznia do lutego oraz w lipcu i sierpniu (por. wyk. 8, 10, 17).

Duże wahania cen odzieży i obuwia wynikające ze zmian kolekcji, sezonowe zmiany kosztów wyjazdów i sprzętu turystycznego w znacznym stopniu decydują więc o poziomie wskaźnika inflacji w różnych okresach roku, z tym, że wpływy te mogą się częściowo kompensować. Poniższe wykresy obrazują rozbieżności pomiędzy odsezonowanymi i surowymi wskaźnikami.

## Podsumowanie

Przeprowadzone badania wykazują, że około 40% miesięcznych zmian cen towarów i usług konsumpcyjnych w Polsce może wynikać ze zjawisk o charakterze sezonowym. Skala wpływu tych czynników jest różna w poszczególnych okresach roku. Korekt przekraczających 0,2 pkt. proc. wymagają wskaźniki m/m ze stycznia, kwietnia, maja i października (kiedy inflacja jest wyższa na skutek sezonowości) oraz czerwca, lipca i sierpnia (w których obniżki cen wynikają niemal wyłącznie ze zmian sezonowych).

Dane dotyczące wskaźnika CPI oczyszczonego z sezonowości ułatwiają właściwą ocenę zmian inflacji z miesiąca na miesiąc oraz analizę bieżących wahań presji popytowej. Jego wyrównywanie zalecane jest między innymi przez Europejski Bank Centralny, EUROSTAT, Międzynarodowy Fundusz Walutowy. Najczęściej wykorzystuje się w tym celu X-12 ARIMA, TRAMO/SEATS oraz wskaźniki inflacji po wyłączeniu towarów i usług charakteryzujących się sezonowością.

Obecnie w Ministerstwie Finansów wykorzystywany jest model estymowany na podstawie danych z lat 1999-2009 za pomocą procedury TRAMO-SEATS. W tak oczyszczonym szeregu nie występują wahania sezonowe, a wariancja miesięcznych stóp wzrostu inflacji jest w dużym stopniu zredukowana. Wskaźniki uzyskane tą metodą podlegają niewielkim rewizjom w stosunku do wyników uzyskanych dla danych od 1992 roku. Stabilność wskaźników na końcu próby jest jednak tym mniejsza, im krótszy jest szereg.

Sezonowe zmiany inflacji miesięcznej są następstwem dużych wahań poziomu cen stosunkowo niewielkiej grupy towarów i usług. Ich udział w koszyku brany pod uwagę do obliczenia CPI może wynosić ok. 10-15%. Największą sezonową zmiennością cen charakteryzują się żywność nieprzetworzona, odzież i obuwie oraz rekreacja i kultura. Wyodrębnienie typowo sezonowych kategorii towarów i usług służy realizacji wielu celów. Z jednej strony, może być wykorzystane do konstrukcji alternatywnych wskaźników CPI szacowanych na podobnych zasadach jak inflacja bazowa, poprzez wykluczenie z koszyka sezonowych towarów lub ich uwzględnienie w wersji odsezonowanej, a z drugiej strony pozwala na prowadzenie analiz procesów inflacyjnych w poszczególnych grupach towarów i usług.



## BIBLIOGRAFIA:

- [1] Atuk O., Ural B., (2002), *Seasonal Adjustment in Economic Time Series*, Central Bank of the Republic of Turkey.
- [2] Biuro Cen i Inflacji NBP, (2009), *Metodologia obliczania miar inflacji bazowej publikowanych przez Narodowy Bank Polski*.
- [3] Björn FISCHER, (1995), *Decomposition of Time Series. Comparing Different Methods in Theory and Practice*, Luksemburg.
- [4] Bloem, Dippelsman, Maehle, (2001), *Quarterly National Accounts Manual – Concepts, Data Sources, and Compilation*.
- [5] Bruno G., (2001), *Seasonal Adjustment of Italian Industrial Production Index using TRAMO-SEATS*, ISAE.
- [6] Bryan M., Cecchetti S., (1995), *The Seasonality of Consumer Prices*, NBER.
- [7] Cabrero A., (2000), *Seasonal Adjustment in Economic Time series: The Experience of The Banco de Espana*.
- [8] Diewert E., Armknecht A., Nakamura A., (2009), *Dealing with Seasonal Products in Price Indexes*.
- [9] Diewert E., Finkel Y., Artsev Y., (2004), *On the Treatment of seasonal Commodities in CPI: the Israeli Experience*.
- [10] European Central Bank, (2000), *Seasonal Adjustment of Monetary Aggregates and HICP for Euro Area. Statistical Press Release*.
- [11] Eurostat, (2008), *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*.
- [12] Fischer B., (2005), *Decomposition of Time series Comparing Different Methods in Theory and Practice*, Eurostat.
- [13] Gomez V., Maravall A., (1998), *Guide for Using the Programs TRAMO-SEATS*.
- [14] Gomez V., Maravall A., (1996), *Program TRAMO and SEATS: Instructions for the User*, Banco de Espana.
- [15] Grudkowska S., Paśnicka E., (2007), *X-12 ARIMA I TRAMO/SEATS – empiryczne porównanie metod wyrównywania sezonowego w kontekście długości próby*, NBP.
- [16] Hood C., Ashley J., Findley D., (2001), *An Empirical Evaluation of the Performance of TRAMO-SEATS on Simulated Series*, US Census Bureau.

- [17] Hood C., Findley D., (2003), *Comparing direct and indirect seasonal adjustments of aggregate series*, EBC.
- [18] International Labour Office, (2004), *Consumer Price Index Manual*, 2004.
- [19] Kołowski J., (2002), *Metody wygładzania szeregów czasowych za pomocą modeli klasy ARIMA w: IRG SGH, Diagnozy i prognozy stanu gospodarki w świetle badań koniunktury*.
- [20] Ladiray D., Quenneville B., (2001), *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, New York.
- [21] Maravall A., Sanchez F., (2000), *An Application of TRAMO-SEATS: Model Selection and Out-of-sample Performance. The Swiss CPI Series*, Banco de Espana.
- [22] Mazzi G., Savio G., (2005), *The Seasonal Adjustment of Short Time Series*, European Commission.
- [23] Nehrebecka N., Grudkowska S., (2009), *Identyfikacja i usuwanie sezonowości z polskich agregatów monetarnych*, NBP.
- [24] Nehrebecka N., Grudkowska S., (2010), *Metody analizy sezonowości stochastycznej w produkcji budowlano –montażowej*, GUS.
- [25] OECD, (2002), *Harmonizing Seasonal Adjustment Methods in European Union and OECD Countries*.
- [26] Ongan M., (2002), *The Seasonal Adjustment of the Consumer and Wholesale Prices: a Comparison of Census x-11, X-12 ARIMA and TRAMO-SEATS*, Central Bank of the Republic of Turkey.
- [27] Osińska M., (2006), *Ekonometria finansowa*.
- [28] Skrzypczyński P., (2006), *Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro*.
- [29] Statistics Bureau, (2005), *Explanation of the Consumer Price Index*, Japan.
- [30] Talaga L., Zieliński Z., (1986), *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*.
- [31] Tolvi J., (1998), *Outliers in Time Series: A review*, University of Turkey.
- [32] Wośko Z., *Czy filtry liniowe są przydatnym narzędziem badania koniunktury? Analiza spektralna na przykładzie ankietowych wskaźników koniunktury*.
- [33] Woźniak P., (2004), *Korygowanie danych inflacyjnych na skutek sezonowości*, Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych.

ANEKS:

Tabela 1. Metody stosowane lub rekomendowane w wybranych państwach OECD.

<b>TRAMO/SEATS</b>	<b>X-12 ARIMA</b>	<b>INNE</b>
Australia, Austria, Belgia, Czechy, Finlandia, Francja, Luksemburg, Hiszpania, Holandia, Nowa Zelandia, Polska, Portugalia, Słowacja, Szwecja, Turcja, USA, Węgry, Wielka Brytania	Australia, Czechy, Dania, Finlandia, Francja, Japonia, Korea, Luksemburg, Holandia, Niemcy, Irlandia, Norwegia, Portugalia, Słowacja, Szwecja, USA, Węgry, Wielka Brytania	Australia, Czechy, Holandia, Niemcy, Nowa Zelandia, Słowacja

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD.

Tabela 2. Metody stosowane w wybranych instytucjach.

<b>METODA</b>	<b>BANKI CENTRALNE</b>	<b>NARODOWE URZĘDY STATYSTYCZNE</b>	<b>INNE</b>
X-12 ARIMA	Europejski Bank Centralny, System Rezerwy Federalnej Stanów Zjednoczonych, Centralny Bank Niemiec, Bank Anglii, Bank Japonii	Główne Urzędy Statystyczne: Niemiec, Portugalii, Wielkiej Brytanii	Międzynarodowy Fundusz Walutowy, Eurostat
TRAMO/SEATS	Europejski Bank Centralny, Banki Centralne: Hiszpanii, Szwecji, Węgier, Austrii, Belgii, Finlandii, Włoch, Portugalii	Główny Urząd Statystyczny Polski, Główne Urzędy Statystyczne: Słowenii, Czech, Słowacji, Portugalii	Institute for Economic Research and Analysis (m.in. na potrzeby Banku Centralnego Włoch), Eurostat

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z: OECD Short-Term Economic Statistics Expert Group, *op.cit.*

Tabela 3. Instytucje wyrównujące wskaźniki inflacji.

INSTYTUCJA	STOSOWANA METODA
ECB (strefa euro)	X-12 ARIMA do wyrównywania HICP od 1995 r. w strefie euro - ECB rekomenduje wyrównywanie sezonowe całego wskaźnika CPI, towarów, żywności i usług, nie zaleca natomiast oczyszczania z sezonowości indeksów cen administrowanych; obliczenia dla strefy euro wykazały, że nie ma znaczących różnic między wynikami otrzymanymi przy pomocy metody pośredniej i bezpośredniej
BLS (USA)	X-12 ARIMA do wyrównywania wskaźnika CPI poprzez agregację jego odsezonowanych komponentów, komponenty sezonowe szacowane są raz w roku, a rewizji poddawane są dane wyłącznie z pięciu ostatnich lat
SB (Japonia)	X-12 ARIMA, estymacja dokonywana raz w roku, bieżące wskaźniki korygowane są o czynnik sezonowy oszacowany na podstawie danych dostępnych z lat poprzednich
TURKSTAT (Turcja)	TRAMO/SEATS, analizy porównawcze prowadzone od kilku lat w Turcji wskazują na przewagę tej metody nad X-12 ARIMA
NBP (Polska)	TRAMO/SEATS do wyrównywania sezonowego wskaźników CPI m/m

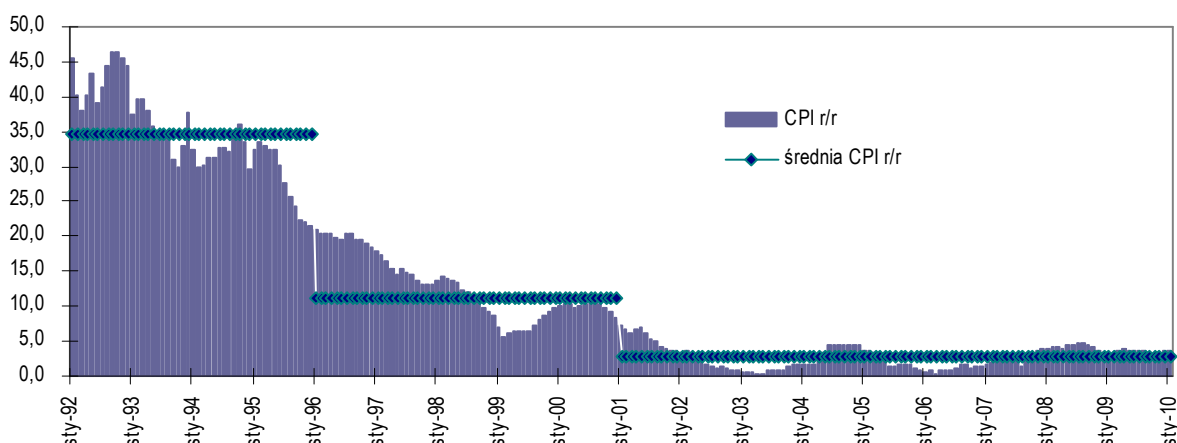
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z: OECD Short-Term Economic Statistics Expert Group, *op.cit.*; Raporty o inflacji, NBP.

Tabela 4. Podstawowe różnice pomiędzy x-12 ARIMA i TRAMO/SEATS.

TRAMO/SEATS	X-12 ARIMA
<ul style="list-style-type: none"> <li>-selekcji modelu ARMA dokonuje się na podstawie kryteriów informacyjnych Bayesa, Akaike, testu losowości znaków reszt z modelu, badania stosunku wariancji estymatora komponentu nieregularnego do wariancji tego komponentu</li> <li>-dobiera rodzaj stosowanego filtru do analizowanego szeregu</li> <li>-analiza spektralna jest podstawowym narzędziem służącym do dekompozycji szeregu na poszczególne komponenty</li> <li>-dopasowuje model ARIMA do każdego z komponentów szeregu</li> <li>-dobiera filtry wygładzania sezonowego na podstawie wyników testów statystycznych</li> <li>-dysponuje bardziej kompleksowymi możliwościami automatycznego wyrównywania</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>-wybór modelu na podstawie kryterium Akaike, Hannan-Quinn i Schwarz-Bayes</li> <li>-ujednolicony zestaw filtrów bez względu na strukturę komponentów szeregu</li> <li>-model ARIMA szacowany tylko dla oryginalnego szeregu</li> <li>-używa tzw. filtrów <i>ad hoc</i> wygładzania sezonowego</li> </ul>

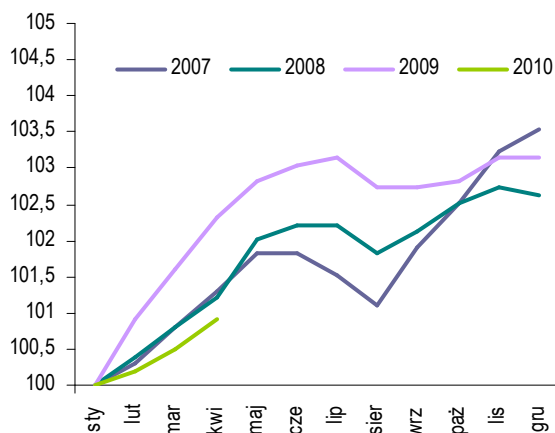
Źródło: opracowanie własne na podstawie : Grudkowska S., Paśnicka E., *X-12 ARIMA i TRAMO/SEATS – empiryczne porównanie metod wyrównywania sezonowego w kontekście długości próby*, NBP 2007.

Wykres 1. Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych w poszczególnych okresach (w%)

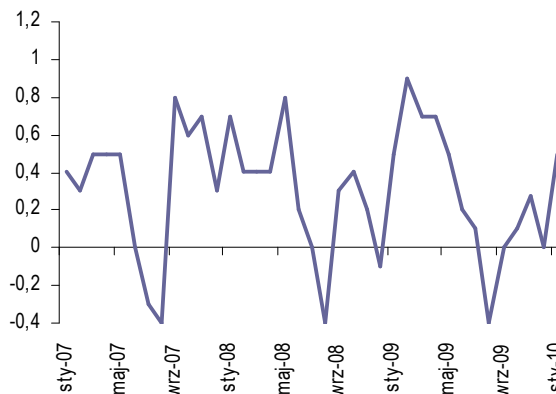


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykres 2. Wskaźnik CPI (styczeń = 100, w %)



Wykres 3. Wskaźnik CPI m/m (w %)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 5. Parametry modelu objaśniającego przyrosty CPI zmiennymi sezonowymi

Zmienna	Współczynnik	Statystyka t	Wartość p
M01	3.22	5.66	0.0000
M02	1.65	3.04	0.0029
M03	2.29	4.22	0.0000
M04	3.06	5,63	0.0000
M05	2.92	5.38	0.0000
M06	0.57	1.05	0.2978
M07	0.64	-1.18	0.2389
M08	1.17	-2.16	0.0328
M09	2.60	4.79	0.0000
M10	2.61	4.81	0.0000
M11	1.37	2.40	0.0179
M12	0.73	1.28	0.2032

Tabela 6. Parametry modelu objaśniającego przyrosty CPI zmiennymi sezonowymi i czynnikiem autoregresyjnym

Zmienna	Współczynnik	Statystyka t	Wartość p
M01	2.80	5.91	0.0000
M02	-0.29	-0.54	0.5903
M03	1.35	2.89	0.0047
M04	1.74	3.62	0.0004
M05	1.17	2.31	0.0224
M06	-1.10	-2.20	0.0301
M07	-0.97	-2.14	0.0343
M08	-0.80	-1.78	0.0777
M09	3.27	7.141	0.0000
M10	1.12	2.28	0.0246
M11	-0.24	-0.46	0.6486
M12	-0.05	-0.11	0.9116
CPI1(-1)	0.57	7.43	0.0000

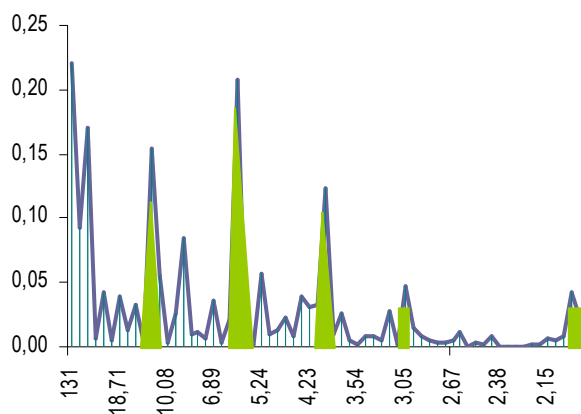
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS z lat 1999-2009.

**Tabela 7. Obserwacje nietypowe wykryte w procedurze TRAMO/SEATS w zależności od długości szeregu**

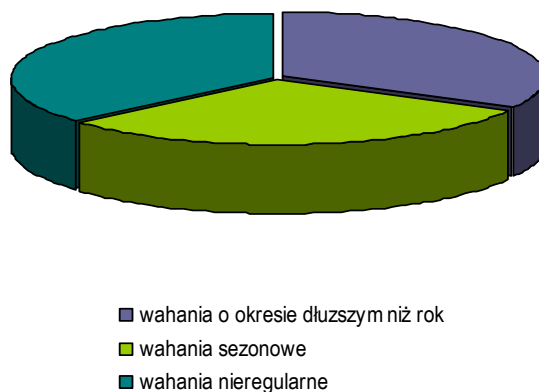
	<b>Opis obserwacji nietypowych</b>	<b>TRAMO/ SEATS od 1992</b>	<b>TRAMO/ SEATS od 1999</b>	<b>TRAMO/ SEATS 2001</b>
Lipiec 2000	Wzrost cen łączności (abonamentu telefonicznego) i nietypowy dla tego miesiąca wzrost cen żywności	AO	AO	
Czerwiec 2004	Wyjątkowo wysoki wzrost cen żywności po wejściu do Unii Europejskiej	TC	TC	LS
Listopad 2005	Obniżka cen internetu o 35%, spadek cen żywności	-	LS	LS
Sierpień 2006	Nietypowy dla tego miesiąca znaczny wzrost cen żywności	TC	TC	TC
Wrzesień 2007	Wyjątkowo wysoki wzrost cen żywności	-	LS	LS
Luty 2009	Wzrost cen transportu (paliw o 7,1%) i podwyżka cen energii elektrycznej (o 7,8%)	LS	LS	LS

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykres 4. Wariacje odpowiadające częstościom sezonowym na periodogramie wskaźnika CPI m/m



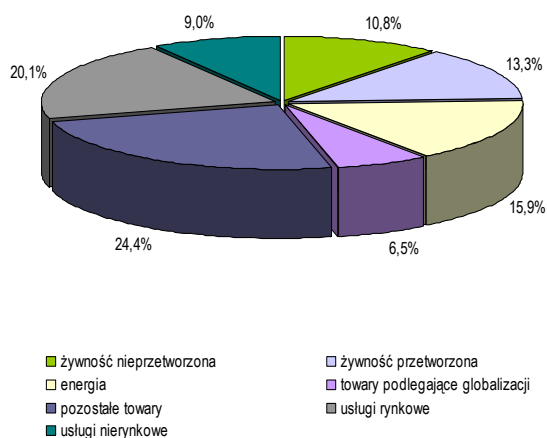
Wykres 5. Udział czynników sezonowych i niesezonowych w kształtowaniu wariacji wskaźnika CPI m/m (w %)



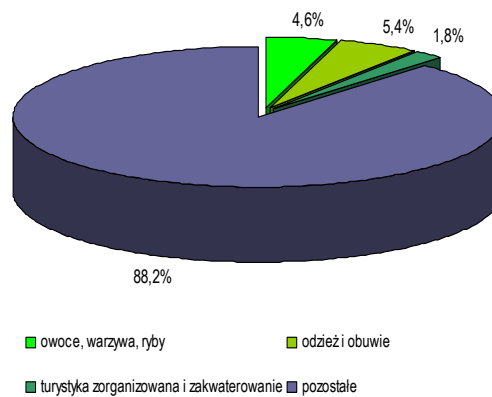
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS z lat 1999-2010; udział wahań sezonowych oraz wahań o okresie dłuższym niż rok obliczono jako stosunek sumy pól pod wykresem funkcji gęstości spektralnej dla częstotliwości z następujących przedziałów:  $(\Pi/6,60; \Pi/5,03)$ ,  $(\Pi/3,18; \Pi/2,85)$ ,  $(\Pi/2,05; \Pi/1,92)$ ,  $(\Pi/1,52; \Pi/1,45)$ ,  $(\Pi/1,04; \Pi/1,01)$  – dla wahań sezonowych oraz z przedziału  $(0; \Pi/6)$  – dla wahań o okresie dłuższym niż rok, do całkowitego pola pod wykresem gęstości spektralnej w przedziale  $(0; \Pi)$ . Przyjęto, że za pozostałe wahania odpowiadają czynniki nieregularne, których wkład do spektrum może przejawiać się w całym przedziale częstotliwości  $(0; \Pi)$ .



Wykres 6. Udział grup towarów i usług konsumpcyjnych w CPI

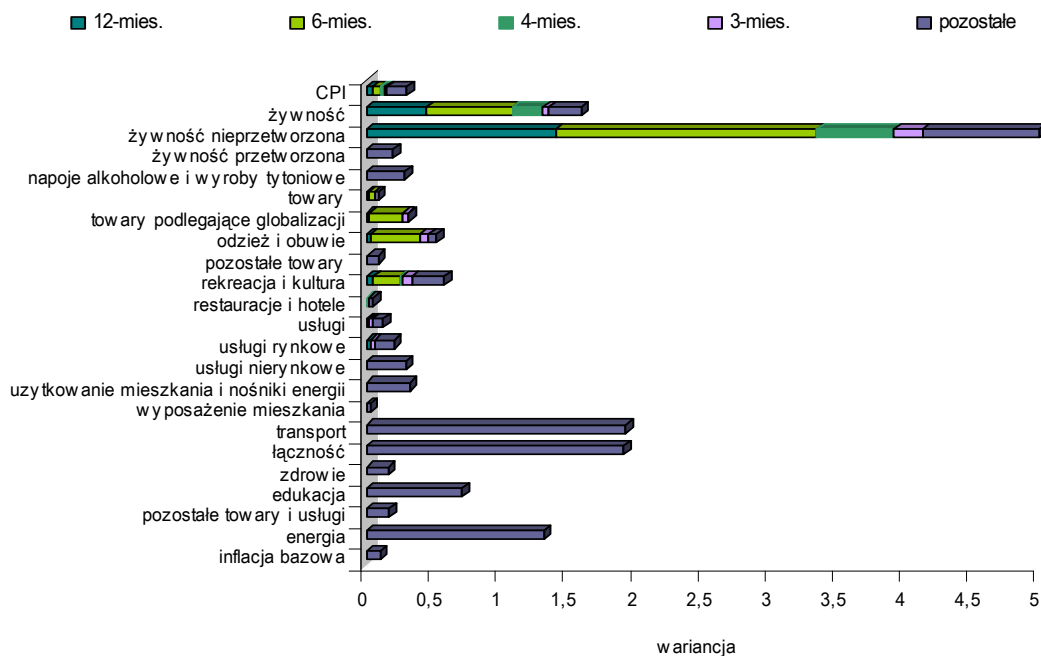


Wykres 7. Udział niektórych sezonowych towarów i usług w CPI



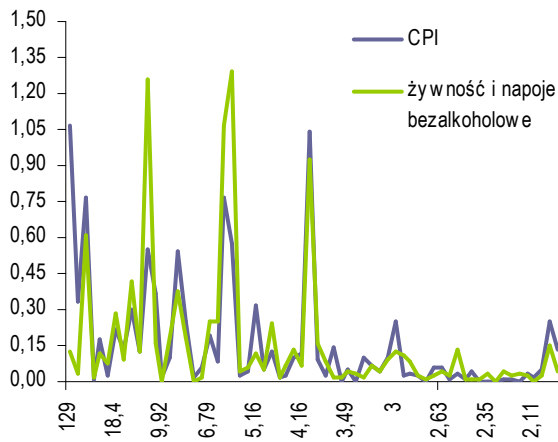
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS, na wykresie 6 zastosowano klasyfikację zaproponowaną w opracowaniu: Wójcicka U., *Nowe grupowanie wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych*, 2010.

Wykres 8. Udział zmienności odpowiadających częstościom sezonowym i niesezonowym w kształtowaniu wariacji wskaźników inflacji m/m poszczególnych kategorii

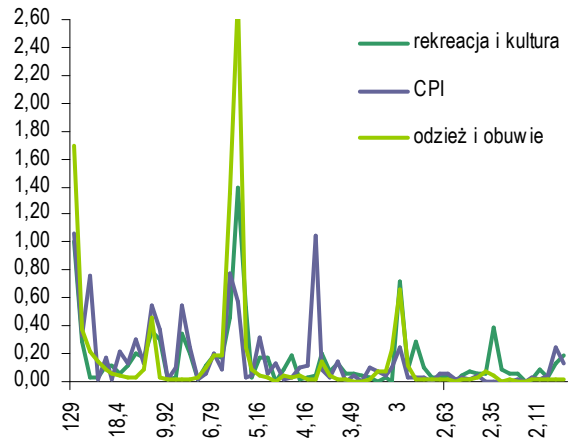


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS; obliczenia wykonane zostały analogicznie jak dla wykresu 5, dla wahań pojawiających się co 12, 6, 4 i 3 miesiące policzono całki odpowiednio w przedziałach:  $(\Pi/6,60 ; \Pi/5,03)$ ,  $(\Pi/3,18 ; \Pi/2,85)$ ,  $(\Pi/2,05 ; \Pi/1,92)$ ,  $(\Pi/1,52 ; \Pi/1,45)$ .

**Wykres 9. Periodogramy standaryzowanych przyrostów zmiennej żywność i napoje bezalkoholowe oraz CPI**

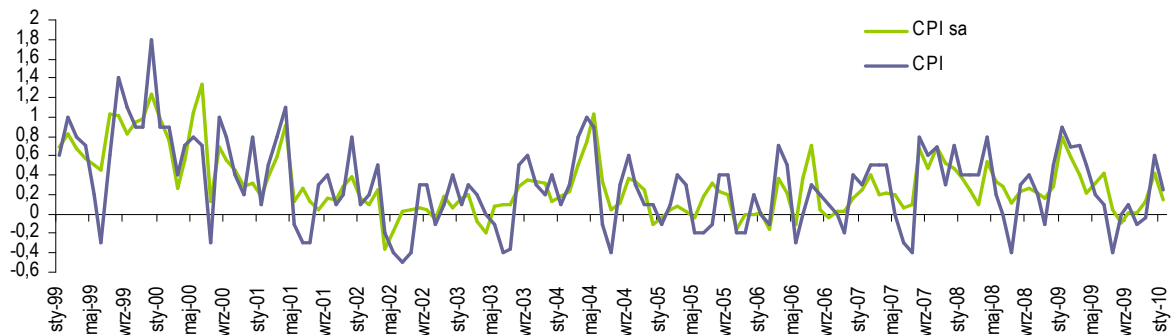


**Wykres 10. Periodogramy standaryzowanych przyrostów CPI i wybranych komponentów**



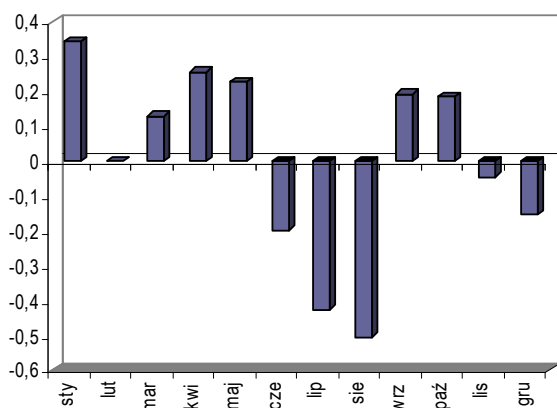
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

**Wykres 11. Wskaźnik CPI m/m przed i po wyrównaniu sezonowym**

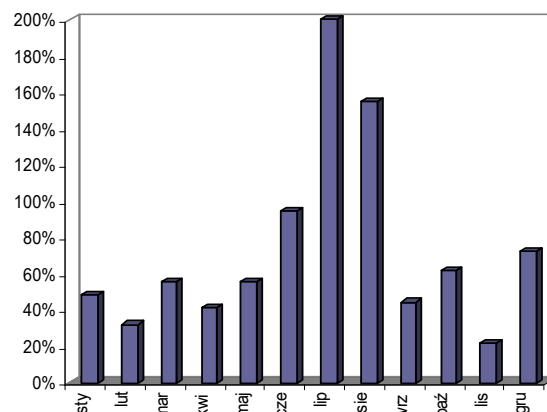


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykres 12. Przeciętne odchylenia CPI od średniej w danym roku dynamiki miesięcznej przed i po wyrównaniu sezonowym w okresie 1999-2009 (w pkt. proc.)

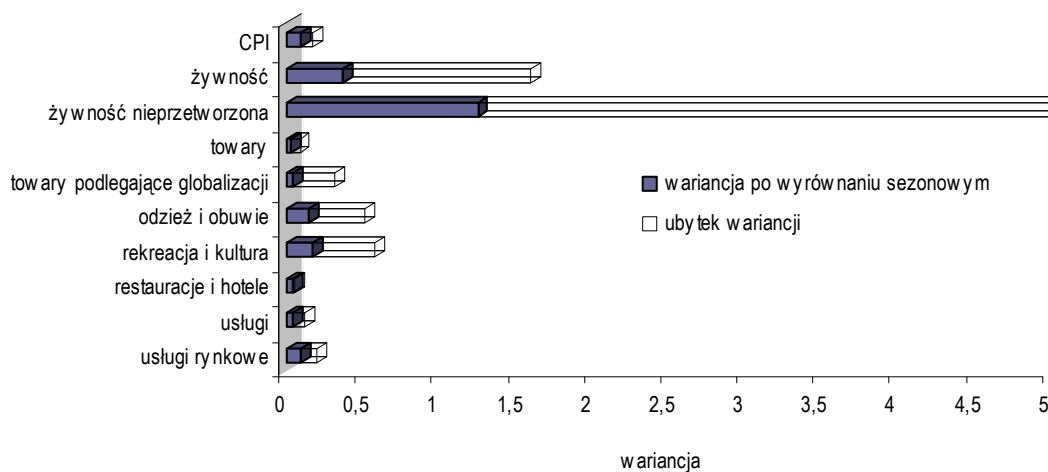


Wykres 13. Udział korekty sezonowej w CPI m/m w okresie 1999-2009



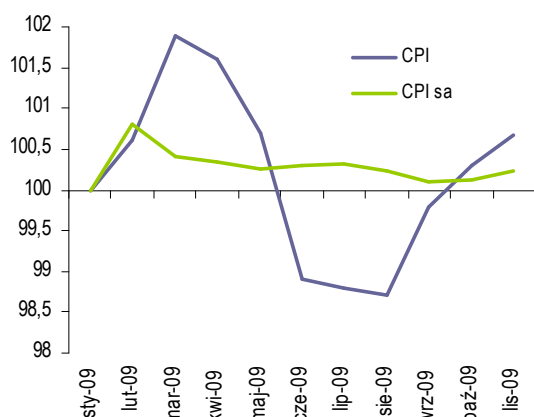
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS z lat 1999-2009.

Wykres 14. Wariancja wskaźników CPI m/m przed i po wyrównaniu sezonowym

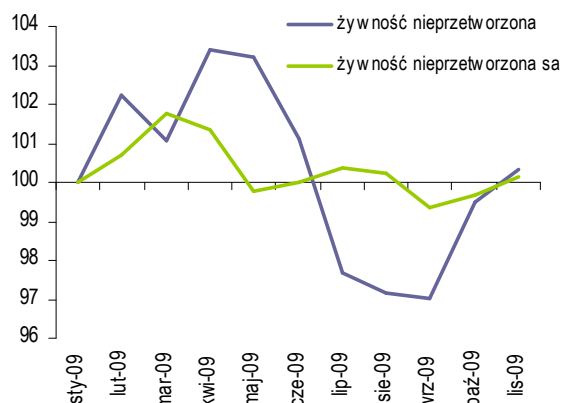


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykres 15. Wskaźnik CPI przed i po wyrównaniu sezonowym (styczeń 2009=100, w %)

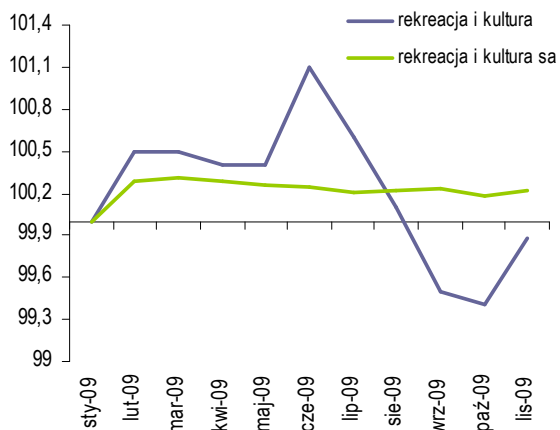


Wykres 16. Wskaźnik cen żywności przed i po wyrównaniu sezonowym (styczeń 2009=100, w %)

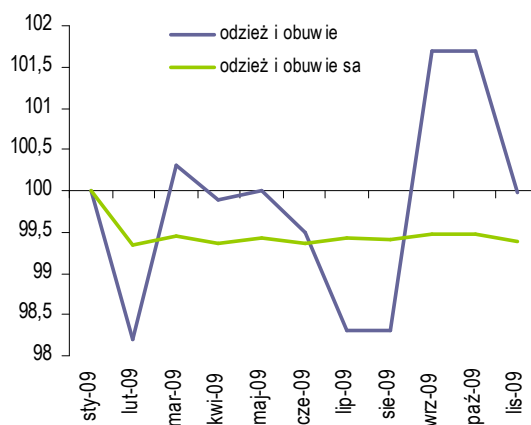


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykres 17. Wskaźnik cen odzieży i obuwni przed i po wyrównaniu sezonowym (styczeń 2009=100, w %)

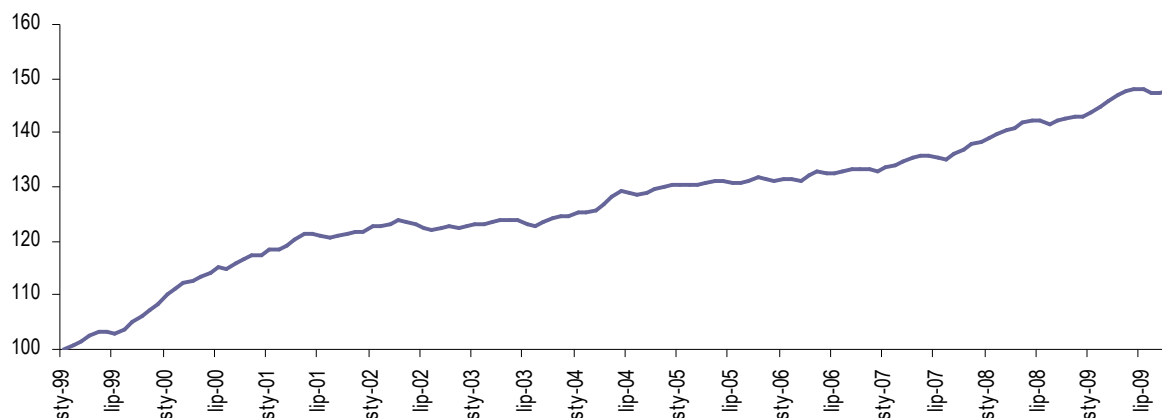


Wykres 18. Wskaźnik cen rekreacji i kultury przed i po wyrównaniu sezonowym (styczeń 2009=100, w %)



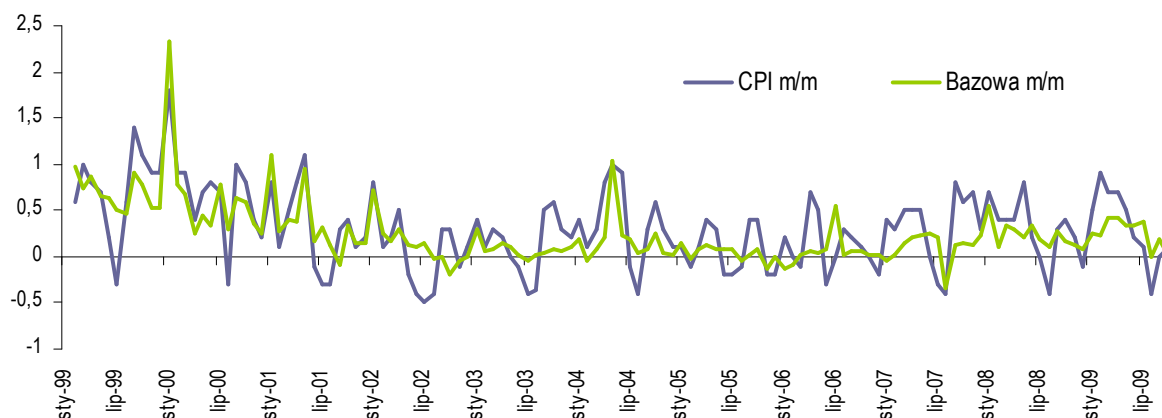
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykres 19. Wskaźnik CPI (styczeń 1992=100, w %)



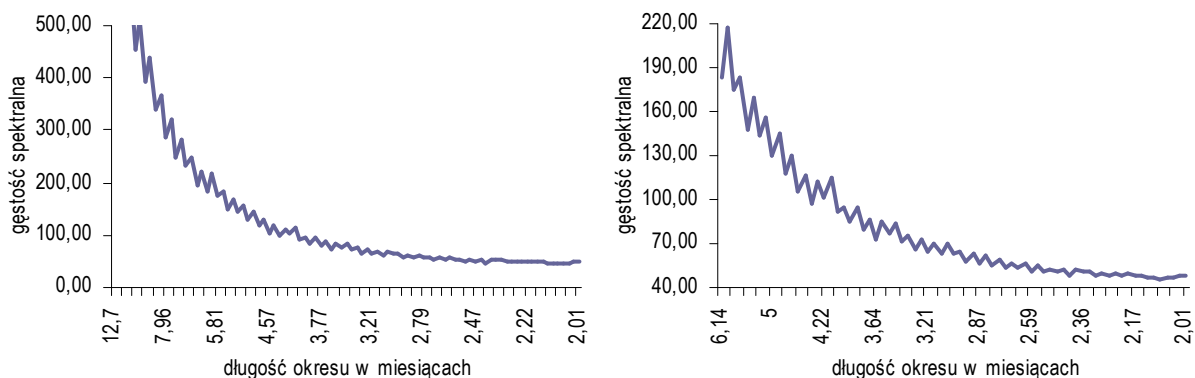
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i NBP.

Wykres 20. Inflacja bazowa po wyłączeniu cen żywności i energii oraz CPI (w %)

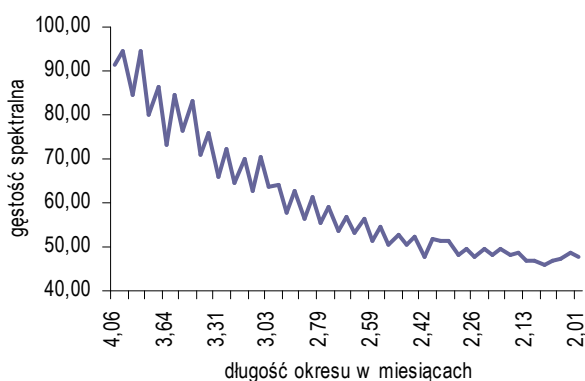


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i NBP.

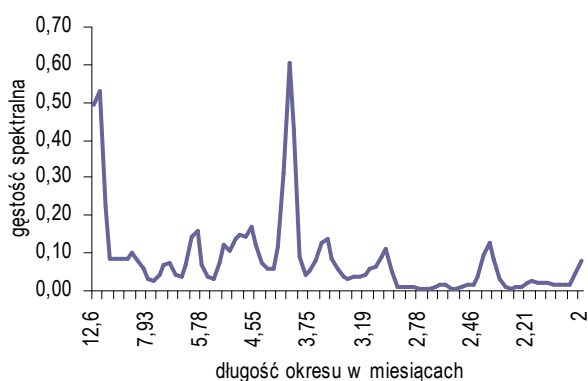
Wykres 21. Periodogramy CPI jednopodstawowego dla danych z lat 1992-2009



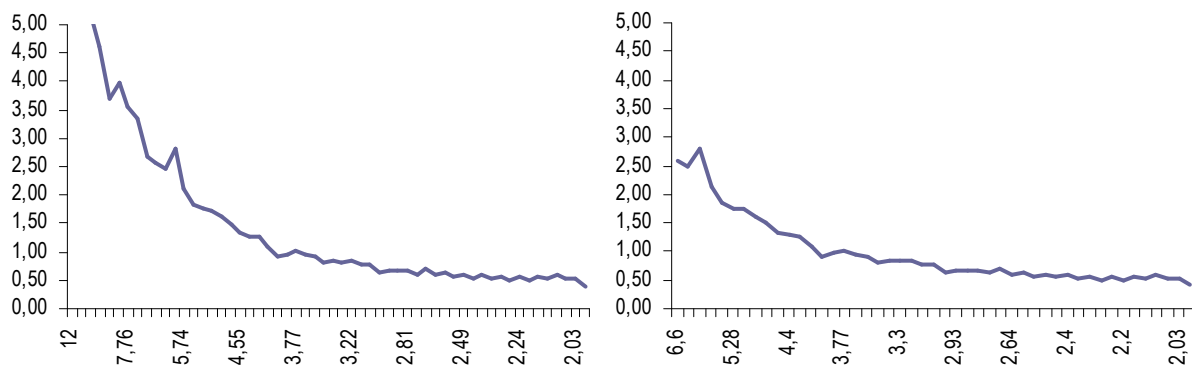
Wykres 22. Periodogram CPI jednopodstawowego dla danych z lat 1992-2009



Wykres 23. Periodogram CPI m/m dla danych z lat 1992-2009

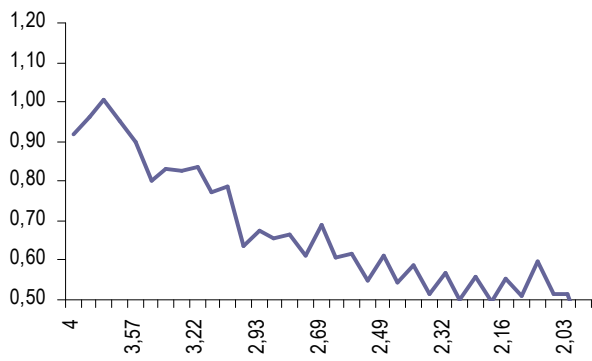


Wykres 24. Periodogramy CPI jednopodstawowego dla danych z lat 1999-2007

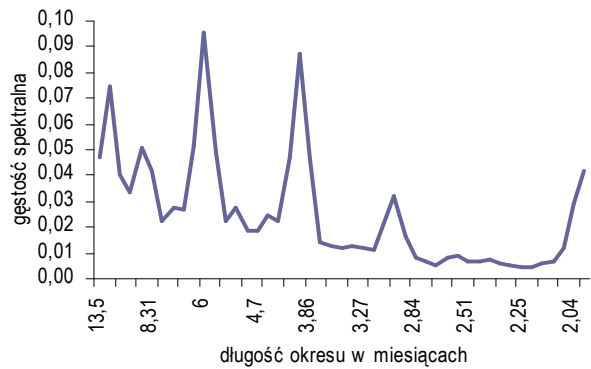


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS; na wykresach 23-43 zaprezentowano periodogramy dla następujących przedziałów okresów: 12-0, 6-0, 4-0.

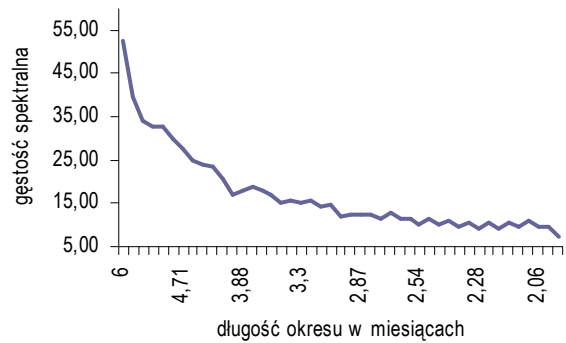
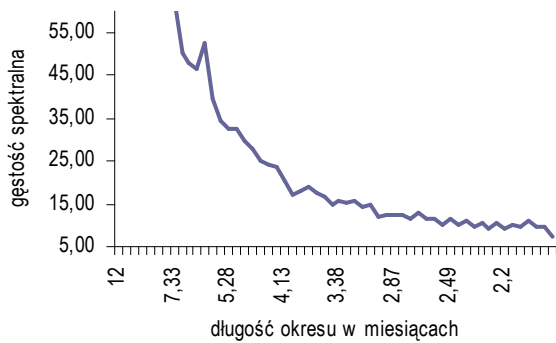
Wykres 25. Periodogram CPI  
jednostopodstawowego dla danych z  
lat 1999-2007



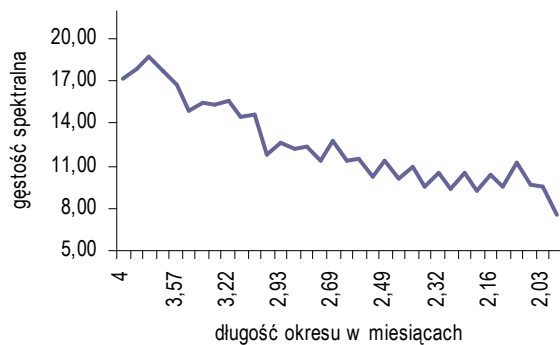
Wykres 26. Periodogram CPI m/m dla  
danych z lat 1999-2007



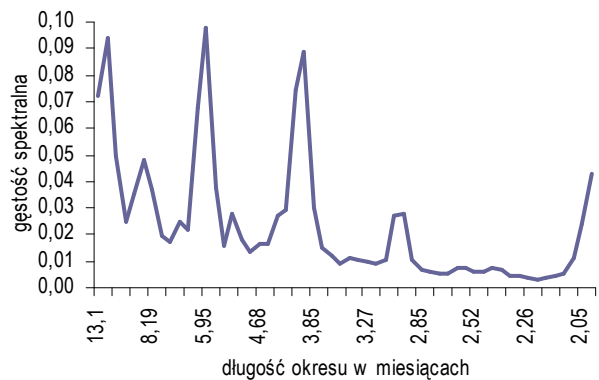
Wykres 27. Periodogramy CPI jednostopodstawowego dla danych z lat 1999-2009



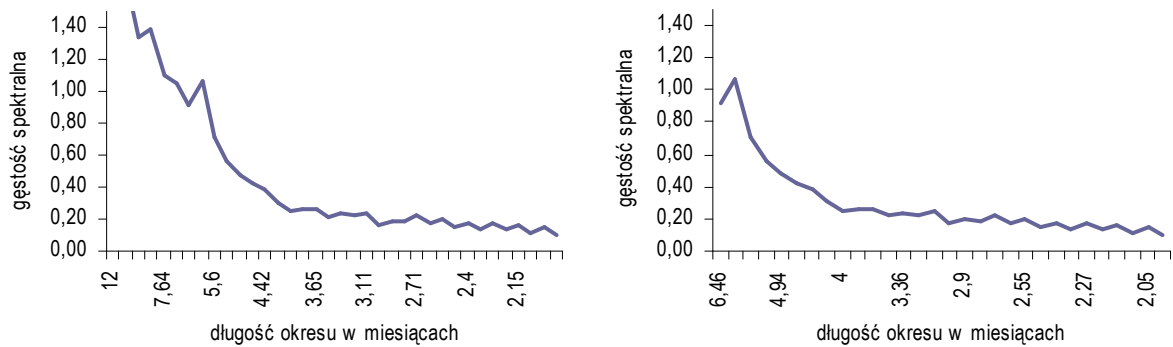
Wykres 28. Periodogram CPI  
jednostopodstawowego dla danych z  
lat 1999-2009



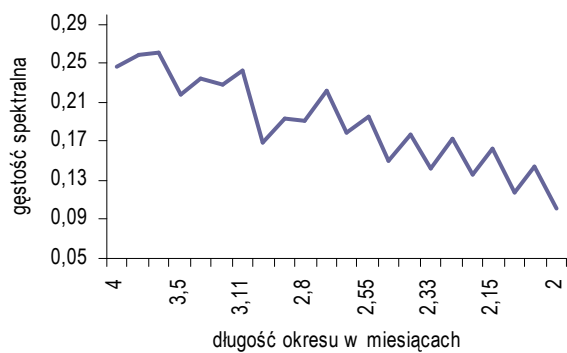
Wykres. 29. Periodogram CPI m/m dla  
danych z lat 1999-2009



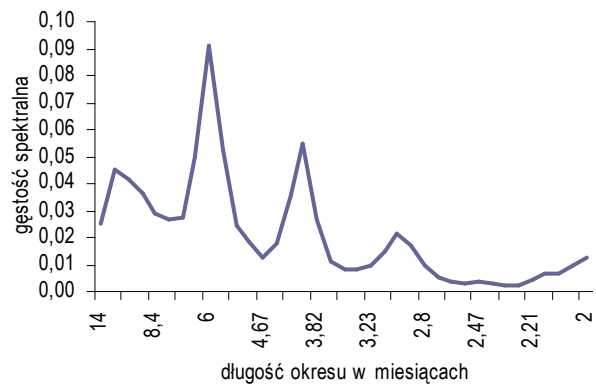
Wykres 30. Periodogramy CPI jednopodstawowego dla danych z lat 2001-2007



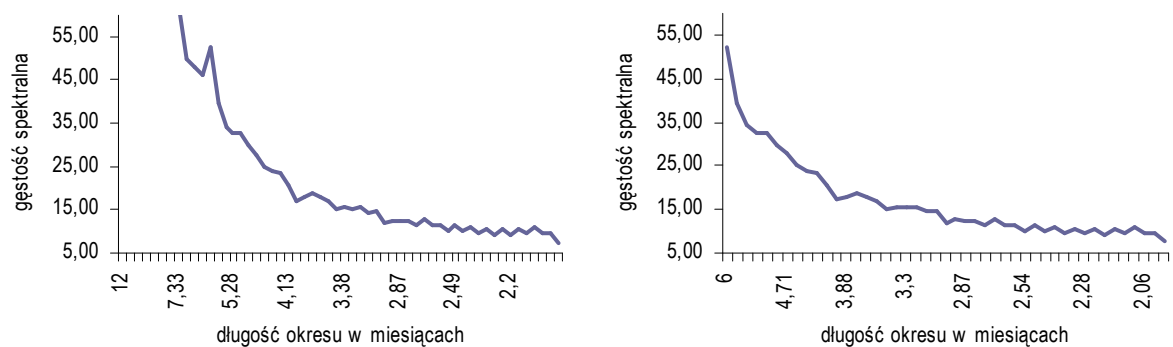
Wykres 31. Periodogram CPI jednopodstawowego dla danych z lat 2001-2007



Wykres 32. Periodogram CPI m/m dla danych z lat 2001-2007



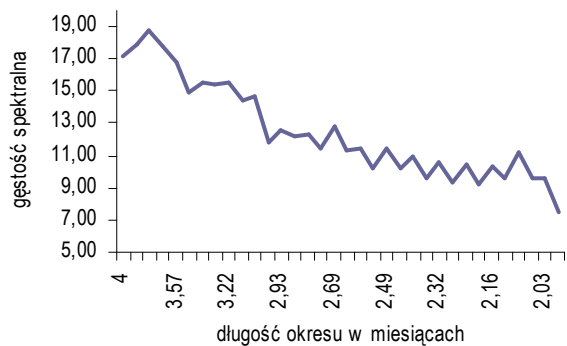
Wykres 33. Periodogramy CPI jednopodstawowego dla danych z lat 2001-2009



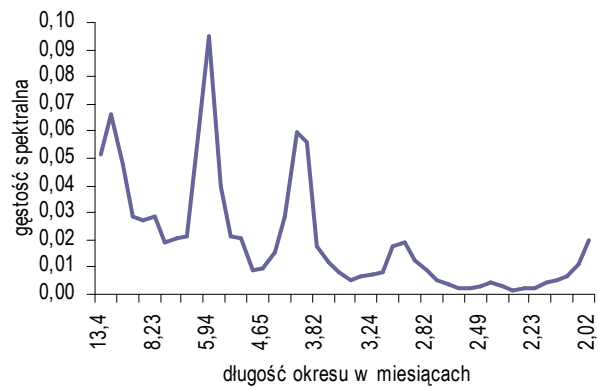
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS



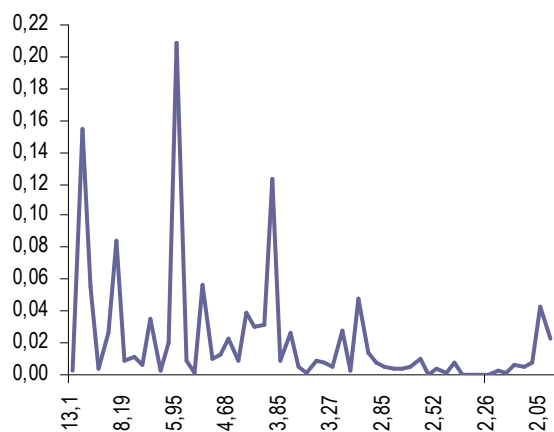
Wykres 34. Periodogram CPI  
jednostopodstawowego dla danych  
z lat 2001-2009



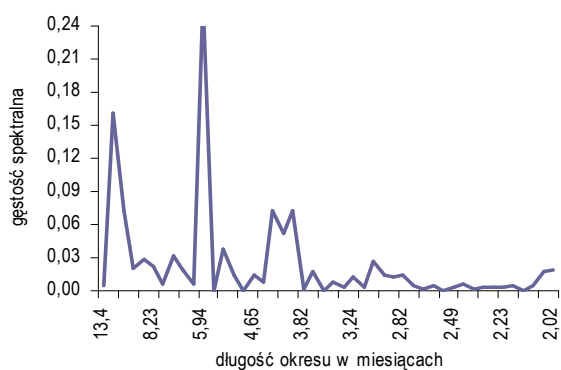
Wykres 35. Periodogram CPI m/m dla  
danych z lat 2001-2009



Wykres 36. Periodogram d\_CPI dla danych  
z lat 1999-2009

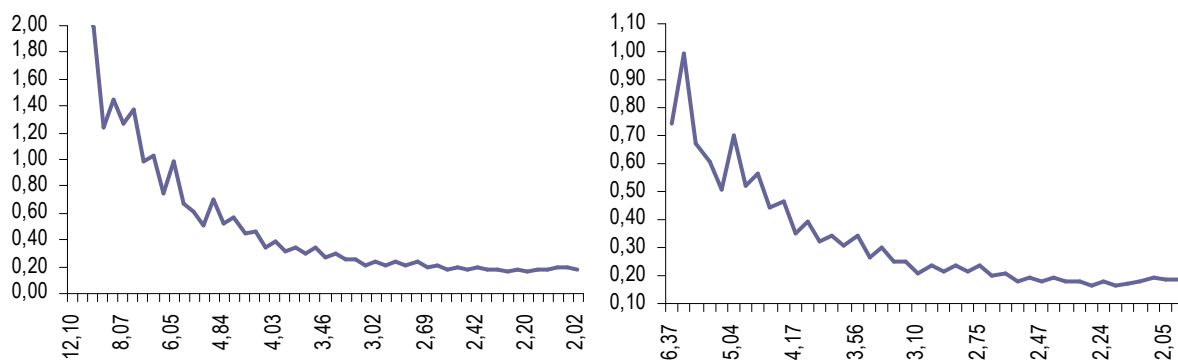


Wykres 37. Periodogram d\_CPI dla  
danych z lat 2001-2009

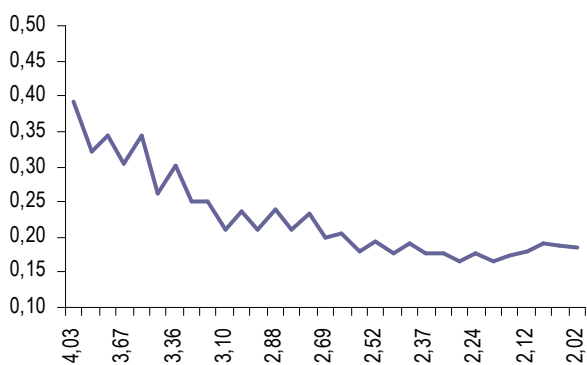


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

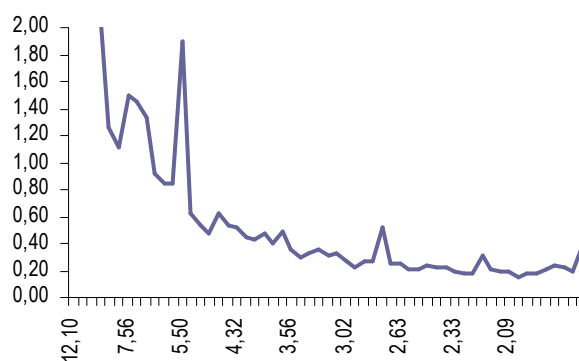
Wykres 38. Periodogramy CPI w USA dla danych z lat 2000-2009



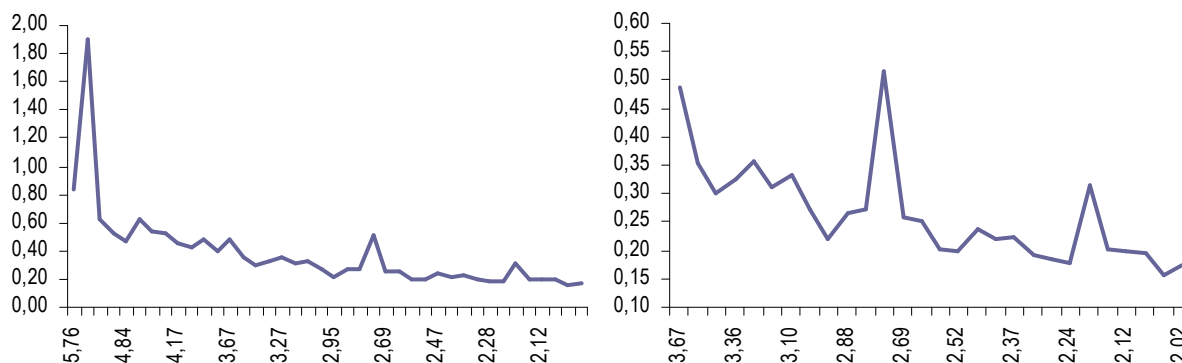
Wykres 39. Periodogram CPI w USA dla danych z lat 2000-2009



Wykres 40. Periodogram HICP w strefie euro dla danych z lat 1996-2009

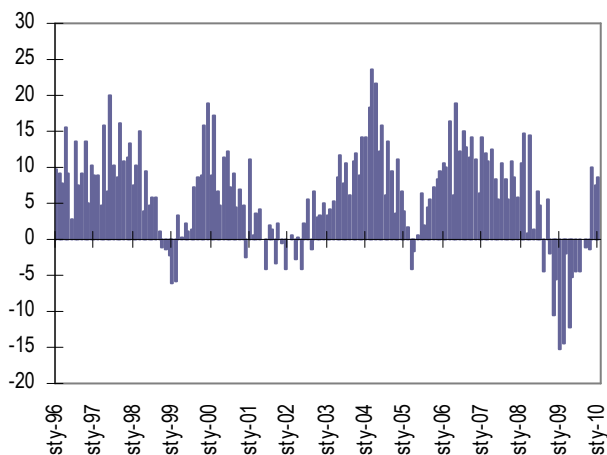


Wykres 41. Periodogramy wskaźnika HICP w strefie euro dla danych z lat 1996-2009

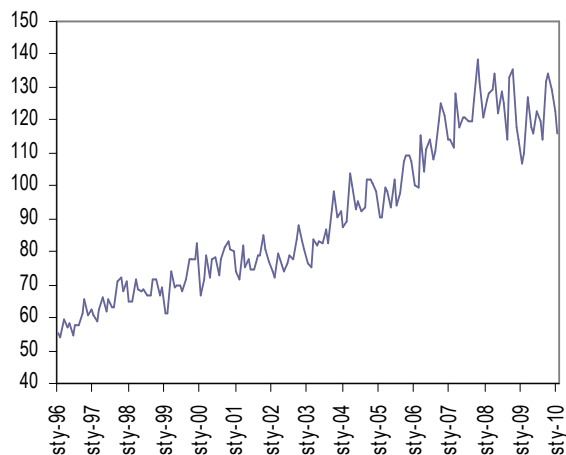


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BLS i EUROSTAT

Wykres 42. Wskaźnik produkcji przemysłowej (r/r, w %)

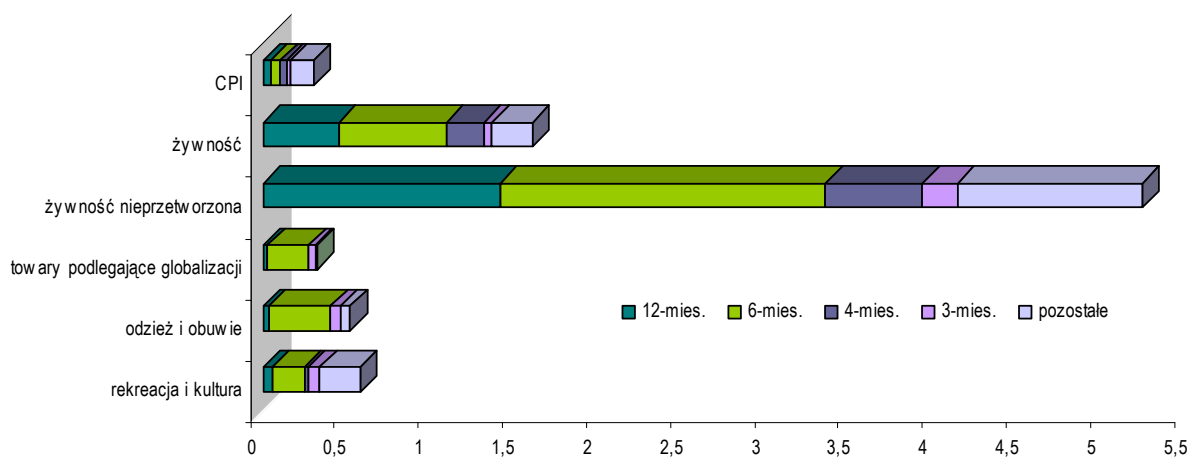


Wykres 43. Wskaźnik produkcji przemysłowej (2005=100, w %)



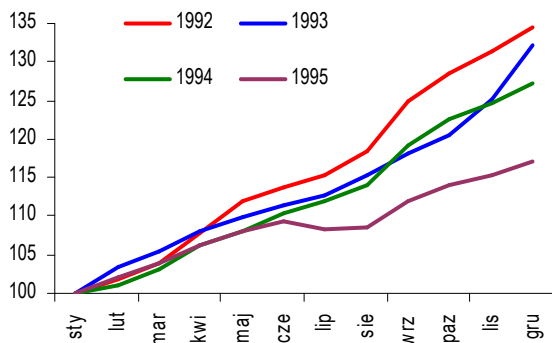
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Wykres 44. Udział zmienności odpowiadających częstościom sezonowym w kształtowaniu wariancji wskaźników inflacji m/m wybranych grup

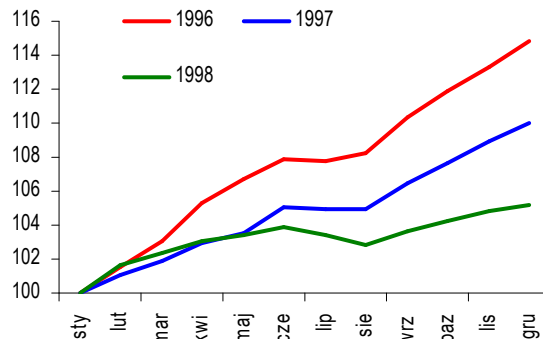


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

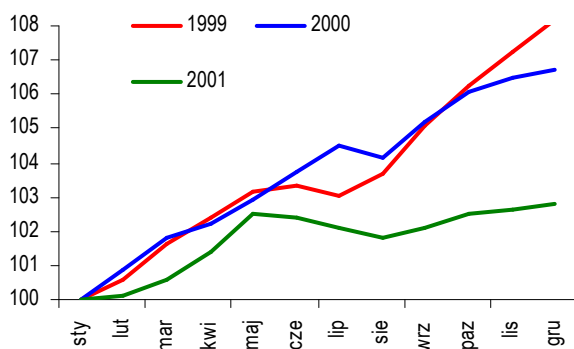
Wykres 45. Wskaźnik CPI (styczeń=100, w %)



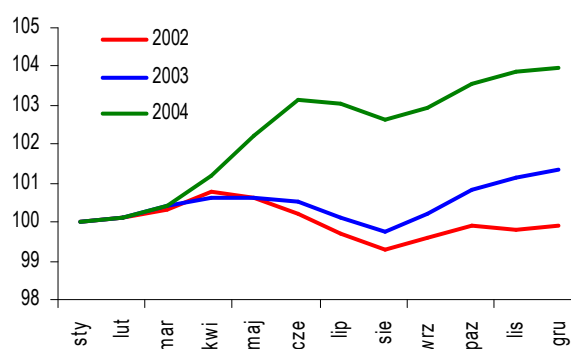
Wykres 46. Wskaźnik CPI (styczeń=100, w %)



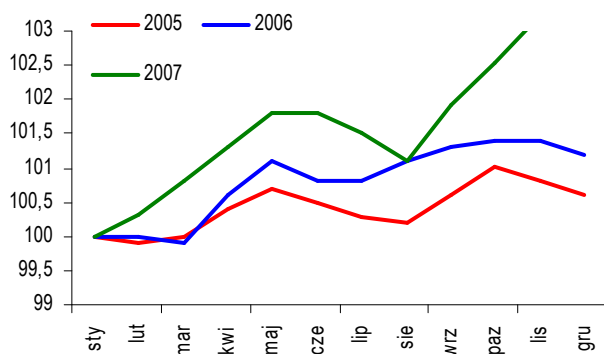
Wykres 47. Wskaźnik CPI (styczeń=100, w %)



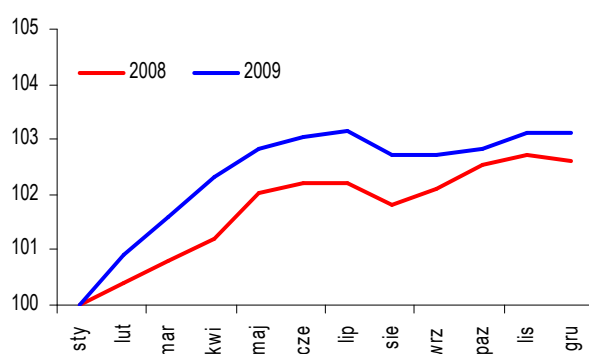
Wykres 48. Wskaźnik CPI (styczeń=100, w %)



Wykres 49. Wskaźnik CPI (styczeń=100, w %)

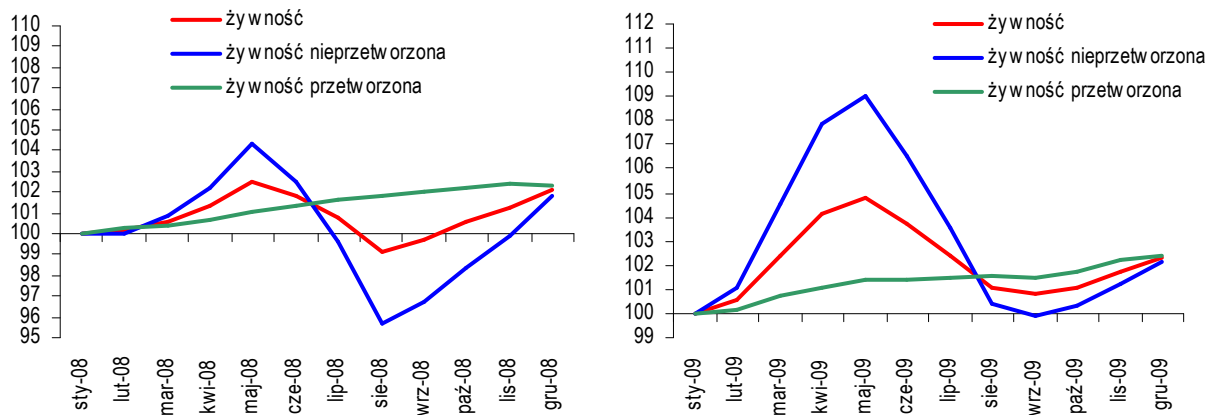


Wykres 50. Wskaźnik CPI (styczeń=100, w %)

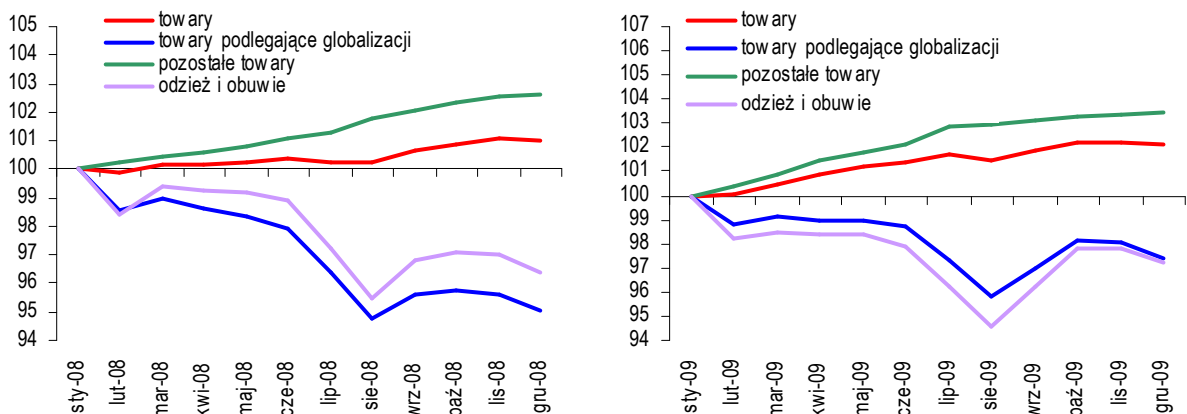


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

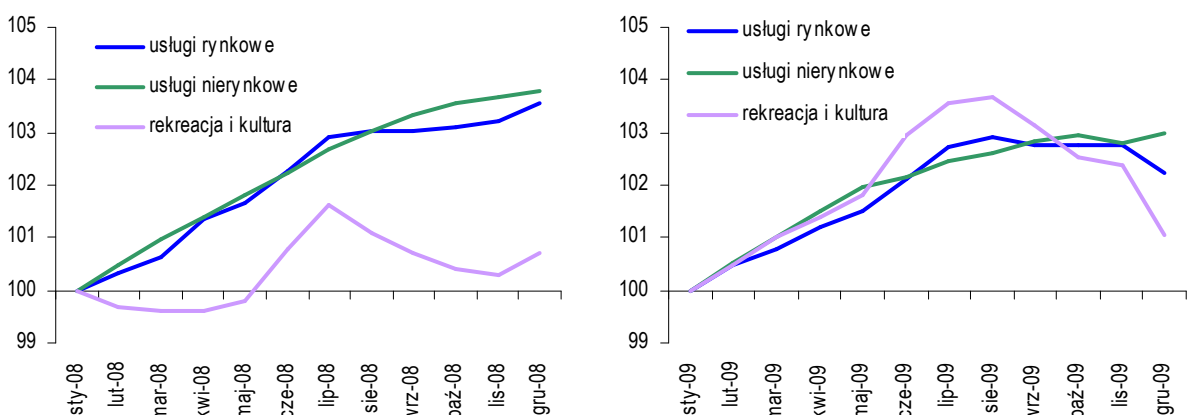
Wykres 51. Jednopodstawowe wskaźniki cen żywności w 2008 i 2009 roku (styczeń=100, w %)



Wykres 52. Jednopodstawowe wskaźniki w 2008 i 2009 roku (styczeń=100, w %)

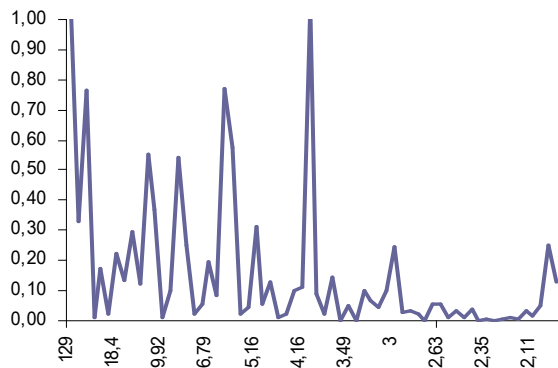


Wykres 53. Jednopodstawowe wskaźniki w 2008 i 2009 roku (styczeń=100, w %)

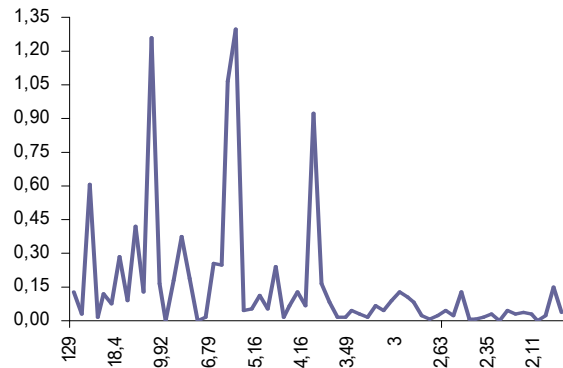


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

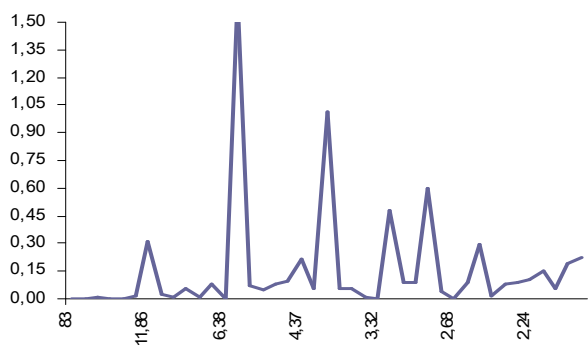
Wykres 54. Periodogram zmiennej CPI\_S



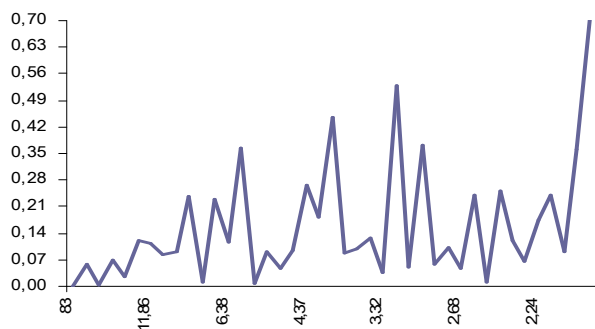
Wykres 55. Periodogram zmiennej żywność i napoje bezalkoholowe\_s



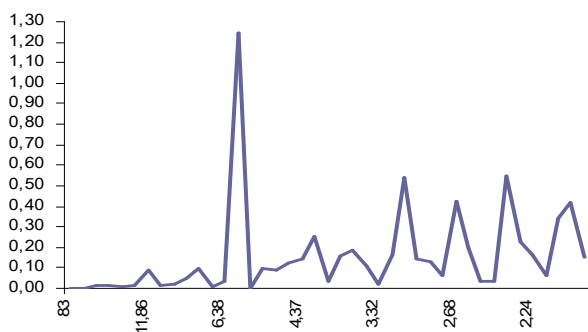
Wykres 56. Periodogram zmiennej żywność nieprzetworzona\_s



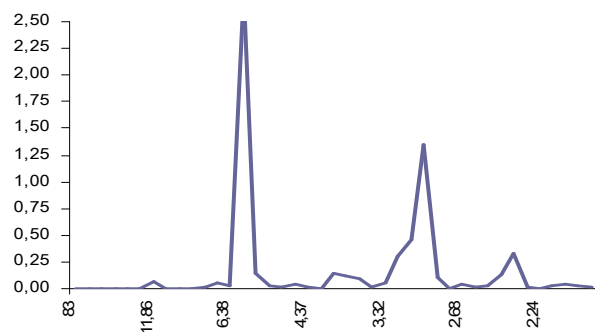
Wykres 57. Periodogram zmiennej żywność przetworzona\_s



Wykres 58. Periodogram zmiennej towary\_s

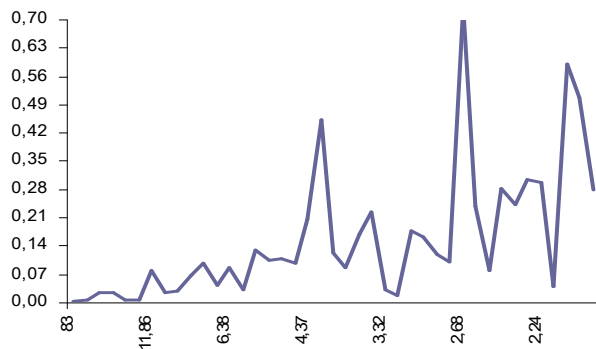


Wykres 59. Periodogram zmiennej towary podlegające globalizacji\_s

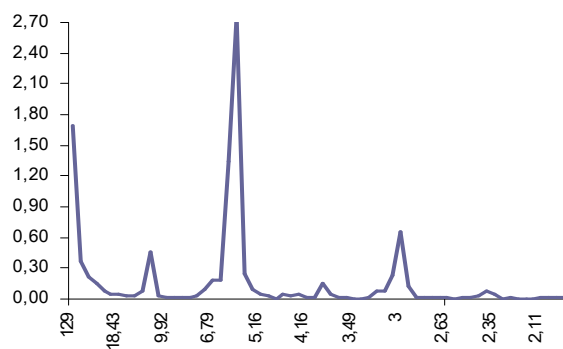


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS; periodogramy zostały oszacowane dla wystandaryzowanych przyrostów zmiennych, a więc dla szeregów pierwszych różnic zmiennych o zerowej wartości oczekiwanej i wariancji równej 1 (standaryzowane przyrosty oznaczono symbolem  $_s$  w tytułach wykresów), na osi poziomej zaznaczono długości okresów odpowiadających poszczególnym częstotliwościom, a na osi pionowej wartości estymatora funkcji gęstości spektralnej.

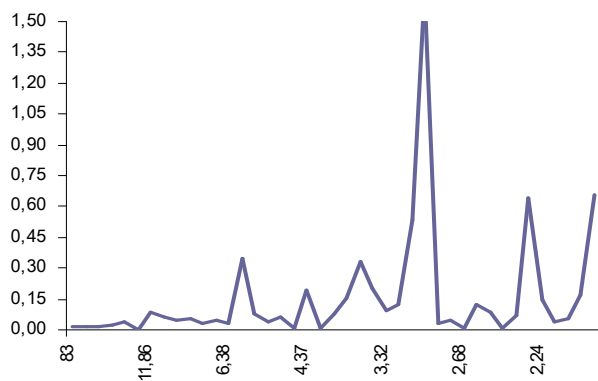
Wykres 60. Periodogram zmiennej pozostałe towary\_s



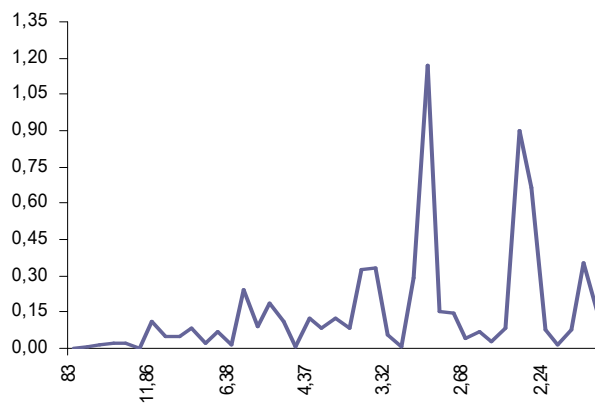
Wykres 61. Periodogram zmiennej odzież i obuwie\_s



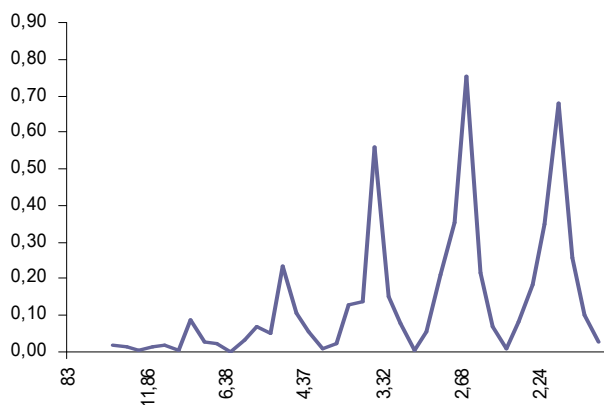
Wykres 62. Periodogram zmiennej usługi\_s



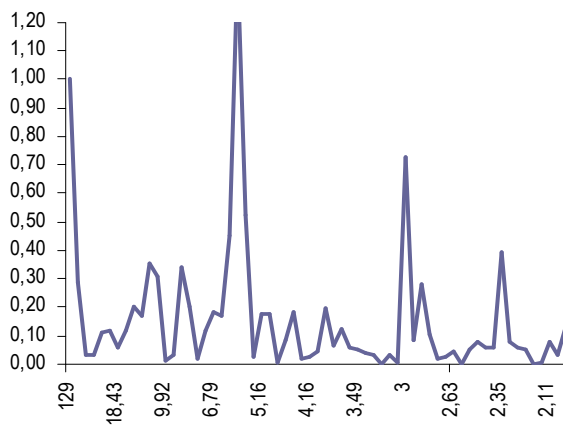
Wykres 63. Periodogram zmiennej usługi rynkowe\_s



Wykres 64. Periodogram zmiennej usługi nierynkowe\_s

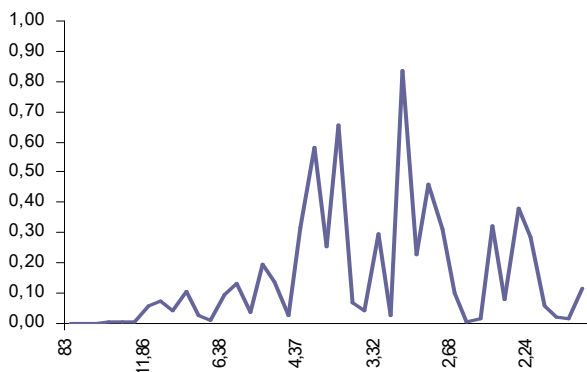


Wykres 65. Periodogram zmiennej rekreacja i kultura\_s

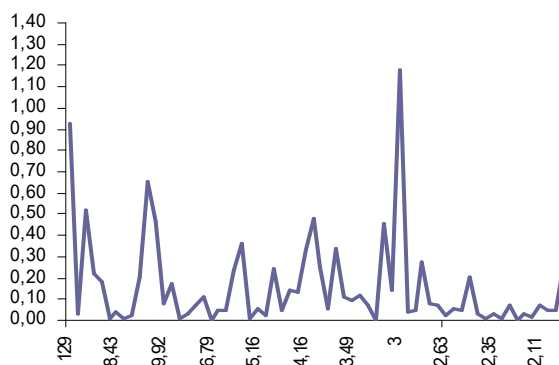


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

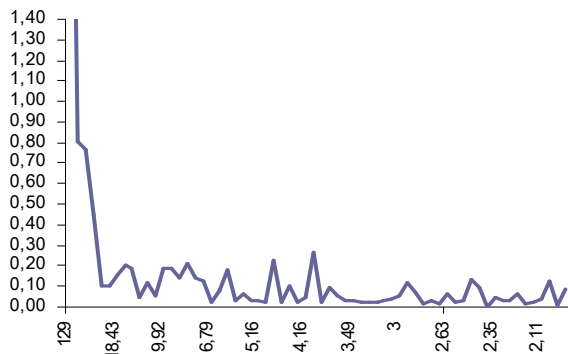
Wykres 66. Periodogram zmiennej energia\_s



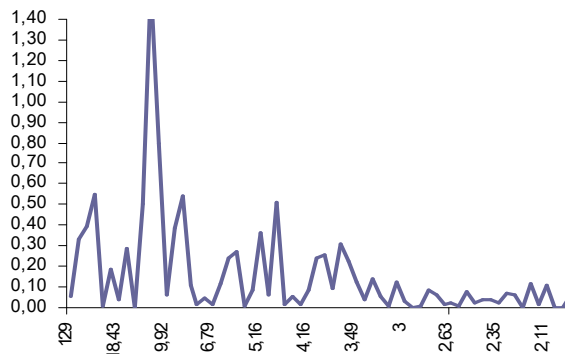
Wykres 67. Periodogram zmiennej użycowanie mieszkania i nośniki energii\_s



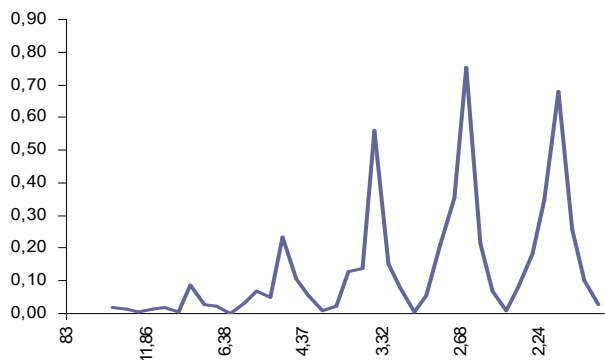
Wykres 68. Periodogram zmiennej wyposażenie mieszkania\_s



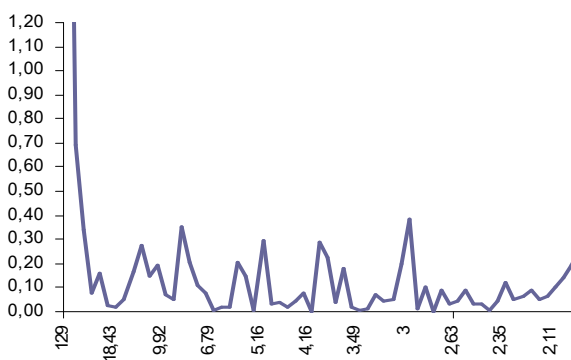
Wykres 69. Periodogram zmiennej transport\_s



Wykres 70. Periodogram zmiennej pozostałe towary i usługi



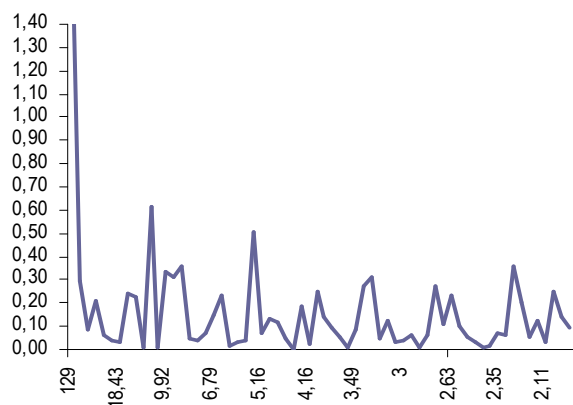
Wykres 71. Periodogram zmiennej inflacja bazowa\_s



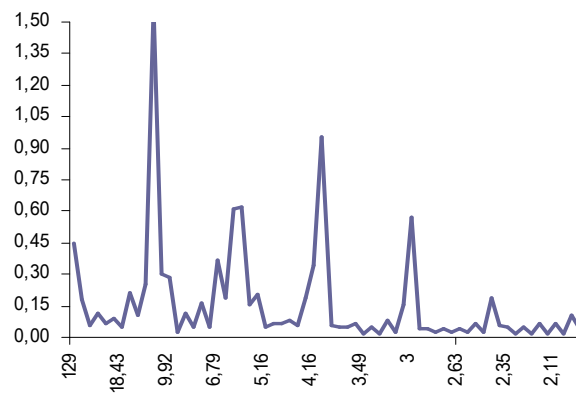
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS



Wykres 72. Periodogram zmiennej zdrowie\_s



Wykres 73. Periodogram zmiennej edukacja\_s



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Tabela 8. Raporty z modeli

Information on Models	Model 1 (Tramo-Seats)	Information on Models	Model 1 (Tramo-Seats)
Series Span (n° of obs.)	Sty1999 - Gru2009 (132)	Series Span (n° of obs.)	Sty2001 - Gru2009 (108)
Model Span (n° of obs.)	Sty1999 - Gru2009 (132)	Model Span (n° of obs.)	Sty2001 - Gru2009 (108)
Method	Tramo/Seats	Method	Tramo/Seats
<b>PRE-ADJUSTMENT</b>		<b>PRE-ADJUSTMENT</b>	
Transformation	None	Transformation	Logarithm
Mean Correction	None	Mean Correction	None
Correction for Trading Day Effects	None	Correction for Trading Day Effects	None
Correction for Easter Effect	None	Correction for Easter Effect	None
Correction for Outliers	Autom.:AO,LS,TC; 16 Outlier(s) fixed	Correction for Outliers	Autom.:AO,LS,TC; 11 Outlier(s) fixed
Critical t-value	2.060	Critical t-value	2.000
AO Lip2000 t-value	6.12 [-2.060, 2.060] crit.val.	LS Maj2002 t-value	-8.69 [-2.000, 2.000] crit.val.
TC Maj2001 t-value	4.09 [-2.060, 2.060] crit.val.	LS Cze2004 t-value	9.08 [-2.000, 2.000] crit.val.
TC Sie2006 t-value	5.71 [-2.060, 2.060] crit.val.	TC Sie2006 t-value	3.74 [-2.000, 2.000] crit.val.
TC Cze2004 t-value	5.54 [-2.060, 2.060] crit.val.	LS Maj2003 t-value	-6.54 [-2.000, 2.000] crit.val.
AO Mar2006 t-value	-4.27 [-2.060, 2.060] crit.val.	AO Mar2006 t-value	-4.48 [-2.000, 2.000] crit.val.
TC Kw2000 t-value	-3.22 [-2.060, 2.060] crit.val.	LS Lut2009 t-value	4.48 [-2.000, 2.000] crit.val.
LS Wrz2007 t-value	3.37 [-2.060, 2.060] crit.val.	LS Wrz2007 t-value	4.38 [-2.000, 2.000] crit.val.
LS Lut2009 t-value	3.66 [-2.060, 2.060] crit.val.	LS Maj2005 t-value	-3.23 [-2.000, 2.000] crit.val.
TC Cze2006 t-value	-3.44 [-2.060, 2.060] crit.val.	LS Lis2005 t-value	-3.63 [-2.000, 2.000] crit.val.
AO Kw2008 t-value	-3.17 [-2.060, 2.060] crit.val.	LS Sty2005 t-value	-2.48 [-2.000, 2.000] crit.val.
LS Cze2000 t-value	4.09 [-2.060, 2.060] crit.val.	AO Kw2008 t-value	-2.89 [-2.000, 2.000] crit.val.
AO Kw2002 t-value	3.88 [-2.060, 2.060] crit.val.	Corr. for Missing Obs	None
TC Lip1999 t-value	-3.27 [-2.060, 2.060] crit.val.	Corr. for Other Regr. Effects	None
LS Lis2005 t-value	-2.75 [-2.060, 2.060] crit.val.	Specif. of the ARIMA model	(0 1 1)(0 1 1) (fixed)
AO Maj2003 t-value	-2.75 [-2.060, 2.060] crit.val.	Non-seas MA (lag 1) value	0.7912
LS Sie2005 t-value	2.19 [-2.060, 2.060] crit.val.	Non-seas MA (lag 1) t-value	7.03 [-1.984, 1.984] 5%
Corr. for Missing Obs	None	Seasonal MA (lag 12) value	-0.4865
Corr. for Other Regr. Effects	None	Seasonal MA (lag 12) t-value	-4.30 [-1.984, 1.984] 5%
Specif. of the ARIMA model	(1 1 0)(0 1 1) (fixed)	Method of Estimation	Exact Maximum Likelihood
Non-seas AR (lag 1) value	-0.7896	<b>DECOMPOSITION</b>	
Non-seas AR (lag 1) t-value	-13.61 [-1.972, 1.972] 5%	ARIMA Decomposition	Exact
Seasonal MA (lag 12) value	-0.4292	Seasonality	Seasonal model used
Seasonal MA (lag 12) t-value	-4.44 [-1.972, 1.972] 5%		
Method of Estimation	Exact Maximum Likelihood		
<b>DECOMPOSITION</b>			
ARIMA Decomposition	Approximated		
Seasonality	Seasonal model used		

Tabela 9. Raporty z modeli

Information on Diagnostics	Model 1 (Tramo-Seats)	Information on Diagnostics	Model 1 (Tramo-Seats)
SA quality index (stand. to 10)	5.318 [0, 10] ad-hoc	SA quality index (stand. to 10)	4.791 [0, 10] ad-hoc
<b>STATISTICS ON RESIDUALS</b>		<b>STATISTICS ON RESIDUALS</b>	
Ljung-Box on residuals	30.03 [0, 33.90] 5%	Ljung-Box on residuals	25.01 [0, 33.90] 5%
Box-Pierce on residuals	0.46 [0, 5.99] 5%	Box-Pierce on residuals	0.02 [0, 5.99] 5%
Ljung-Box on squared residuals	20.23 [0, 33.90] 5%	Ljung-Box on squared residuals	16.59 [0, 33.90] 5%
Box-Pierce on squared residuals	0.52 [0, 5.99] 5%	Box-Pierce on squared residuals	3.22 [0, 5.99] 5%
<b>DESCRIPTION OF RESIDUALS</b>		<b>DESCRIPTION OF RESIDUALS</b>	
Normality	2.60 [0, 5.99] 5%	Normality	1.48 [0, 5.99] 5%
Skewness	0.39 [-0.47, 0.47] 5%	Skewness	0.32 [-0.52, 0.52] 5%
Kurtosis	2.96 [2.05, 3.95] 5%	Kurtosis	2.96 [1.95, 4.05] 5%
<b>OUTLIERS</b>		<b>OUTLIERS</b>	
Percentage of outliers	12.12% [0%, 15.0%] ad-hoc	Percentage of outliers	10.19% [0%, 15.0%] ad-hoc

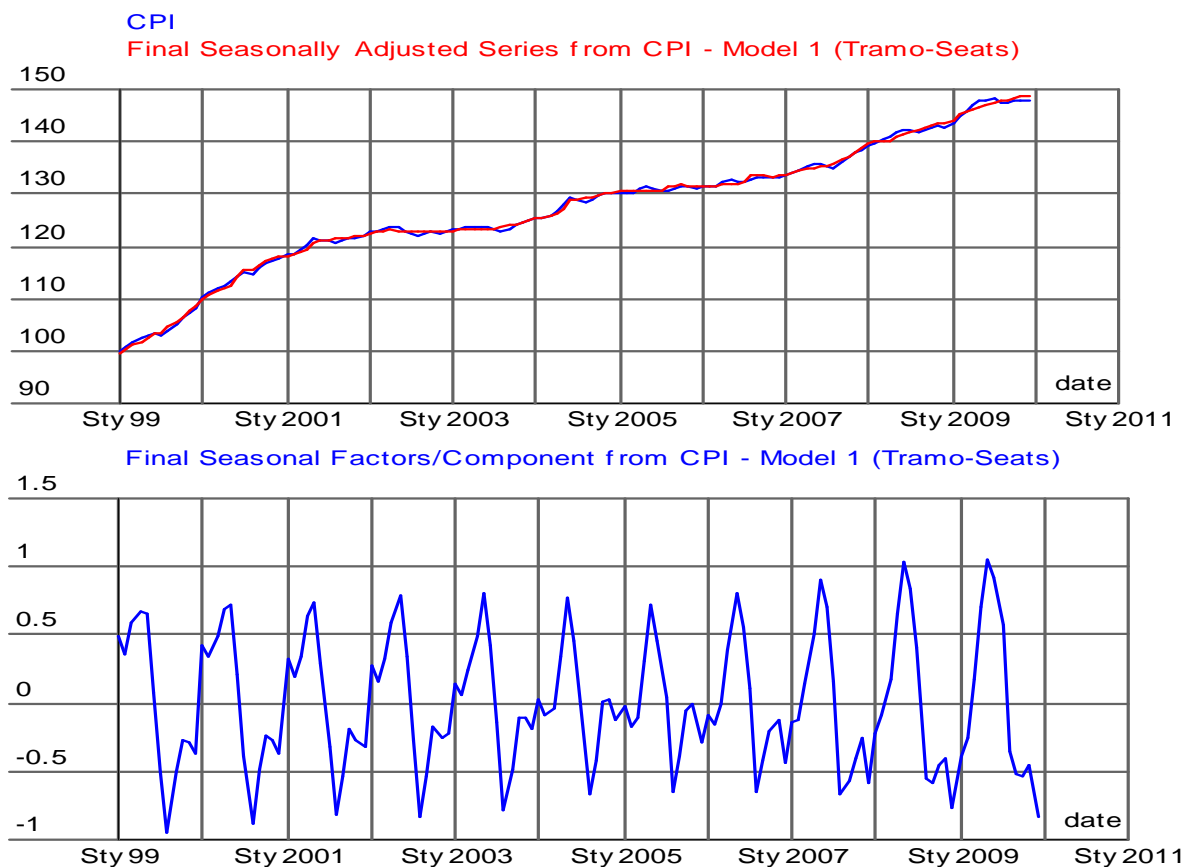
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Tabela 10. Wybrane parametry charakteryzujące TRAMO/SEATS na podstawie wyników uzyskanych w pełnej i skróconych próbach

	<b>TRAMO/SEATS od 1992</b>	<b>TRAMO/SEATS od 1999</b>	<b>TRAMO/SEAT S 2001</b>
Model	(1,1,2) (0,1,1)	(1,1,0) (0,1,1)	(0,1,1) (0,1,1)
Transformacja	-	-	LOG
Outliery	8,88%	12%	10%
Autokorelacja reszt	BRAK	BRAK	BRAK
Idempotencja	TAK	TAK	TAK
Przeciętna zmiana dynamik miesięcznych po reestymacji	0,06	0,03	0,018
Przeciętna zmiana dynamik miesięcznych po reestymacji na końcu próby (w ostatnim roku)	0,03	0,06	0,07
Niezgodność znaków stóp wzrostu z inflacją bazową	15,5%	16,3%	20%
Ubytek wariancji	0,084	0,085	0,124

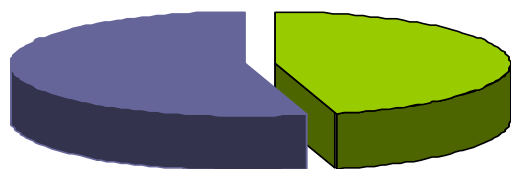
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS; nie wszystkie zaprezentowane tu parametry stanowią kryteria porównawcze służące ocenie jakości wyrównywania sezonowego, część z nich ma wyłącznie charakter informacyjny.

Wykres 74. Raport z modelu oszacowanego na podstawie danych od 1999 roku



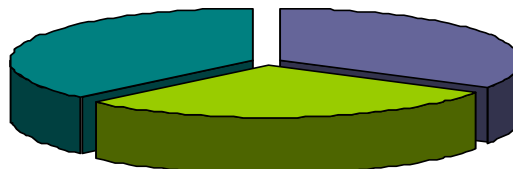
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Wykres 75. Udział czynników sezonowych i niesezonowych w kształtowaniu wariancji wskaźnika CPI m/m



■ wariancja komponentu sezonowego  
■ wariancja pozostałych komponentów

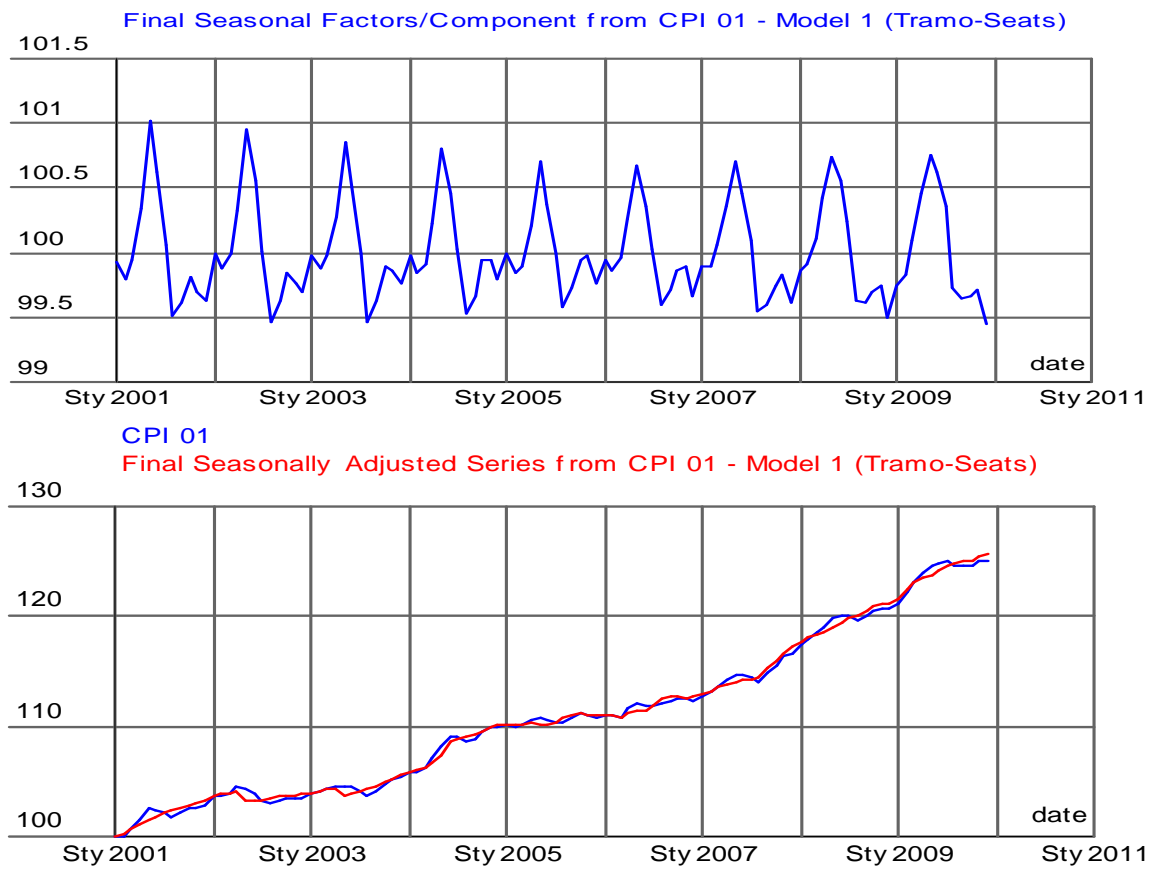
Wykres 76. Udział różnych czynników w kształtowaniu odchylenia standardowego wskaźnika CPI m/m



■ trend i cykl  
■ komponent sezonowy  
■ komponent nieregularny

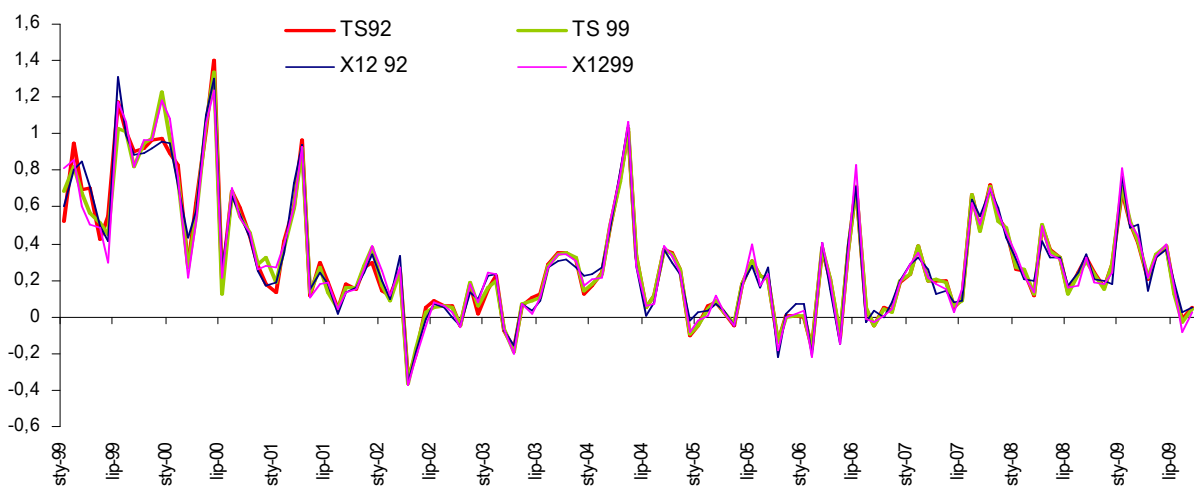
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS; wkłady poszczególnych czynników w kształtowaniu odchylenia standardowego wskaźnika CPI stanowią relacje między udziałami odchylenia standardowego komponentu: sezonowego, cyklicznego, nieregularnego oraz trendu w odchyleniu standardowym wskaźnika CPI m/m.

Wykres 77. Raport z modelu oszacowanego na podstawie danych od 2001 roku



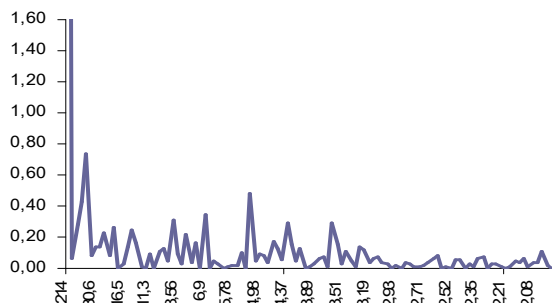
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Wykres 78. Szereg CPI wyrównany różnymi metodami (m/m, w %)

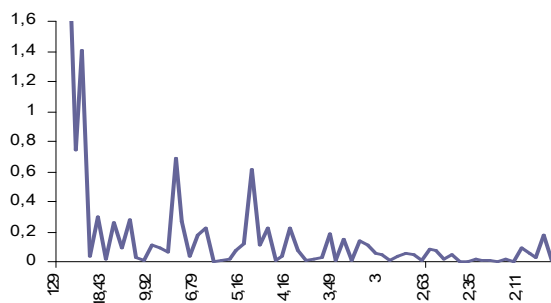


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

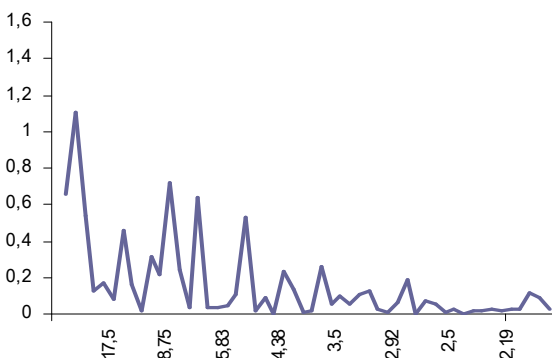
Wykres 79. Periodogram zmiennej CPI SA\_S od 1992 roku



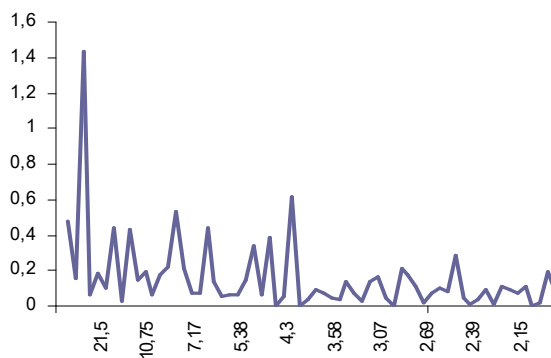
Wykres 80. Periodogram zmiennej CPI SA\_S od 1999 roku



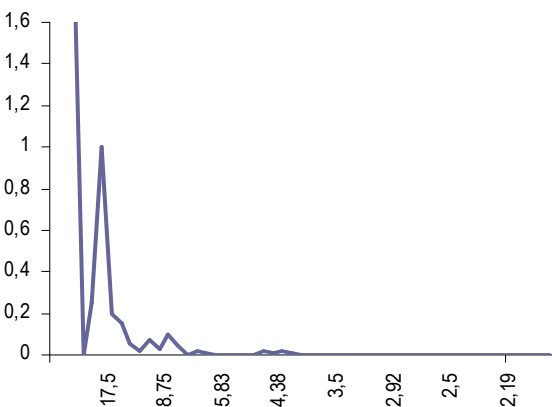
Wykres 81. Periodogram zmiennej CPI SA\_S od 2001 roku



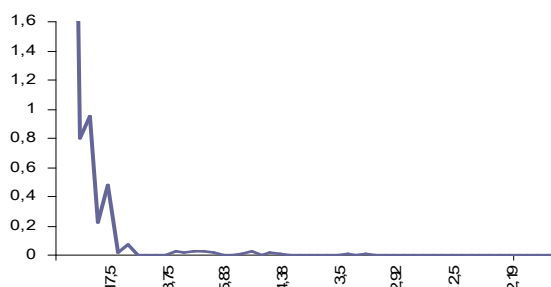
Wykres 82. Periodogram zmiennej żywność SA\_S od 1999 roku



Wykres 83. Periodogram zmiennej żywność nieprzetworzona SA\_S od 2003 roku

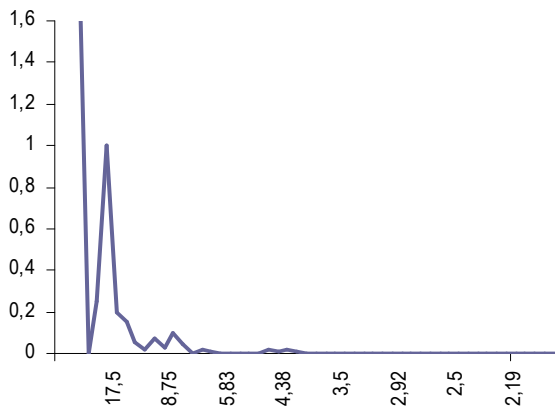


Wykres 84. Periodogram zmiennej towary podlegające globalizacji SA\_S od 1999 roku

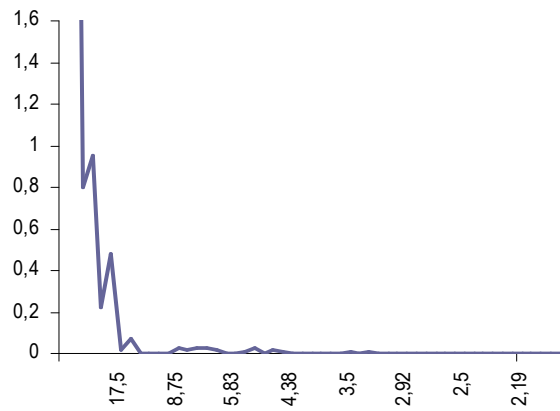


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykres 85. Periodogram zmiennej rekreacja i kultura SA\_S od 2003 roku

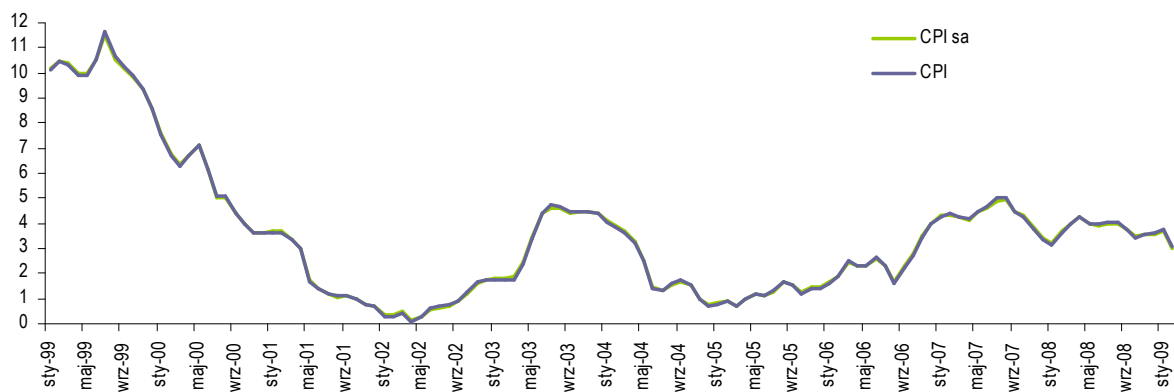


Wykres 86. Periodogram zmiennej odzież i obuwiu SA\_S od 1999 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykres . 87. Wskaźnik CPI r/r przed i po wyrównaniu sezonowym



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.