ACTA SCIENTIARUM POLONORUM Oeconomia 2 (1) 2003, 43–53

WYKORZYSTANIE METODY WSKAŹNIKÓW I ANALIZY FOURIERA DO PROGNOZOWANIA INFLACJI REJESTROWANEJ W POLSCE

Joanna Kisielińska

Streszczenie. W artykule przedstawiono modele inflacji mierzonej wskaźnikiem cen towarów i usług konsumpcyjnych, zbudowane na podstawie metody wskaźnikowej oraz analizy Fouriera, pozwalające na zobrazowanie okresowości tego zjawiska. Dla każdej z metod skonstruowano model addytywny i multiplikatywny oraz dokonano porównania modeli. Do porównań wykorzystano pierwiastek średniego błędu kwadratowego ex post prognoz wygasłych z lat 1991–2002 oraz średni błąd prognozy dla stycznia i lutego 2003. Obliczenia wykazały wyraźną przewagę modeli multiplikatywnych nad addytywnymi. Błąd z lat 1991–2002 był mniejszy dla metody wskaźnikowej, natomiast dokładniejszą prognozę na styczeń i luty 2003 uzyskano analizą Fouriera. W artykule przedstawiono ponadto różne definicje inflacji i sposoby jej określania.

Słowa kluczowe: inflacja, analiza Fouriera, metoda wskaźnikowa.

WSTĘP

Jak podkreślają Bauc, Belka, Czyżewska i Wojtyna [1996], zmiany wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych mają charakter sezonowy. Autorzy dopatrują się przyczyn tego w sezonowym charakterze zmian cen żywności oraz „sezonowości" podwyżek cen urzędowych. O ile pierwszy czynnik z pewnością w dalszym ciągu ma istotne znaczenie, o tyle drugi ma raczej znaczenie historyczne. Ze względu na sezonowość wahań indeksu cen towarów i usług konsumpcyjnych budowane modele muszą uwzględniać okresowy charakter jego zmian.

Celem niniejszego artykułu jest opracowanie modelu inflacji miesięcznej w Polsce w okresie po transformacji ustrojowej. Do jego utworzenia wykorzystane zostaną dwie metody – wskaźników oraz analizy harmonicznej, zwanej także metodą Fouriera. Obydwa modele utworzono korzystając z danych z lat 1991–2002. W pierwszych latach transformacji sytuacja gospodarcza i polityczna była jeszcze bardzo nieustabilizowana, co odbijało się także na poziomie i wahaniach inflacji w tym czasie. Jeśli celem jest utworzenie modelu pokazującego tendencje i charakter zmian inflacji w ostatnich latach, to zdecydowane lepsze wyniki uzyskuje się pomijając okres początkowy.

Uzyskane modele zostaną wykorzystane do zbudowania prognozy inflacji miesięcznej w 2003 roku. Porównanie modeli zostanie dokonane na podstawie faktycznej inflacji w styczniu i lutym 2003 r. oraz na podstawie błędu ex post prognoz wygasłych z lat 1991–2002.

W obliczeniach wykorzystano przede wszystkim arkusz kalkulacyjny Excel oraz program Statistica do przeprowadzenia analizy Fouriera.

POJĘCIE INFLACJI

Pojęcie inflacji jest najczęściej utożsamiane z wybranymi indeksami cen. Takie rozumienie jednak jest sprzeczne z klasyczną jej definicją: „inflacja jest procesem ciągłego wzrostu cen lub – ujmując inaczej – ciągłego spadku wartości pieniądza" [Laidler, Parkin 1975]. Inflacja jest więc pewnym stałym procesem, a nie np. jednorazowym skokiem cen. Aby uniknąć niejednoznaczności, wprowadzono pojęcia inflacji bazowej i inflacji rejestrowanej. Inflacją bazową określa się „długookresowe tempo wzrostu cen w warunkach normalnego popytu i przy braków szoków podażowych" [Woźniak 2001]. Inflacja rejestrowana natomiast to stopa wzrostu wskaźnika cen i usług konsumpcyjnych. Wyznaczenie inflacji bazowej prowadzi się na podstawie wybranych indeksów cen. W pracach Woźniaka [2001 i 2002] przedstawiono wiele metod wykorzystywanych w tym celu.

W dalszej części artykułu przez inflację rozumiana będzie inflacja rejestrowana, czyli indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych.

Do obliczania inflacji GUS wykorzystuje agregowany indeks cen typu Laspeyresa, określony wzorem [Woźniak 2002]:

$$i_t = \frac{\sum_{j=1}^{N} p_t^j \cdot q_{t-1}^j}{\sum_{j=1}^{N} p_{t-1}^j \cdot q_{t-1}^j} \tag{1}$$

gdzie: i_t – indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych w okresie t, N – liczba towarów kształtujących dany indeks, p_t^j – cena j-tego towaru w okresie t, q_{t-1}^j – ilość sprzedanego j-tego towaru w okresie t.

Z powyższego wzoru wynika, że na inflację wpływ będą miały nie tylko zmieniające się ceny, ale również zmieniające się spożycie. W okresie t + 1 wskaźnik cen obliczony bowiem zostanie na podstawie wielkości spożycia w okresie t.

Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych publikowany jest co miesiąc w komunikatach prezesa Głównego Urzędu Statystycznego w Dziennikach Ustaw. W tabeli 1 przedstawiono jego wartości w latach 1989–2002. Indeks odniesiony jest do poprzedniego miesiąca, dla którego zakłada się wartość równą 100.

Na podstawie danych przedstawionych w tabeli 1 można sporządzić wykres, który wyraźnie wskazuje na okresowy charakter inflacji w Polsce w badanym okresie. Do analizy takiego typu szeregów czasowych wykorzystuje się dwie podstawowe metody analizy:

- metodę wskaźników,
- analizę harmoniczną.

Opis tych metod przedstawiony jest w pozycjach literatury dotyczących zagadnień prognozowania. Jako przykład można podać prace pod redakcją Cieślak 1997, Stańko 1999, Zielaś 1997 oraz dokumentacja programu Statistica 1997. Poniżej przedstawione zostanie jedynie krótkie przedstawienie wykorzystanych metod.

Tabela 1. Wartości indeksu cen towarów i usług konsumpcyjnych w latach 1989–2002
Table 1. Price index from 1989 to 2002

Rok	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1989	111,0	107,9	108,1	109,8	107,2	106,1	109,5	139,5	134,4	154,8	122,4	117,7
1990	179,6	123,8	104,3	107,5	104,6	103,4	103,6	101,8	104,6	105,7	104,9	105,9
1991	112,7	106,7	104,5	102,7	102,7	104,9	100,1	100,6	104,3	103,2	103,2	103,1
1992	107,5	101,8	102,0	103,7	104,0	101,6	101,4	102,7	105,3	103,0	102,3	102,2
1993	104,1	103,4	102,1	102,3	101,8	101,4	101,1	102,3	102,5	101,9	104,0	105,6
1994	101,8	101,1	102,0	102,9	101,7	102,3	101,5	101,7	104,5	102,9	101,8	101,9
1995	104,1	102,1	101,7	102,3	101,8	101,0	99,1	100,4	103,0	101,8	101,3	101,5
1996	103,4	101,5	101,5	102,2	101,4	101,0	99,9	100,5	101,9	101,4	101,3	101,3
1997	102,9	101,1	100,8	101,0	100,6	101,5	99,8	100,1	101,4	101,1	101,2	101,0
1998	103,1	101,7	100,6	100,7	100,4	100,4	99,6	99,4	100,8	100,6	100,5	100,4
1999	101,5	100,6	101,0	100,8	100,7	100,2	99,7	100,6	101,4	101,1	100,9	100,9
2000	101,8	100,9	100,9	100,4	100,7	100,8	100,7	99,7	101,0	100,8	100,4	100,2
2001	100,8	100,1	100,5	100,8	101,1	99,9	99,7	99,7	100,3	100,4	100,1	100,2
2002	100,8	100,1	100,2	100,5	99,8	99,6	99,5	99,6	100,3	100,3	99,9	100,1

Źródło: Dane GUS.

METODA WSKAŹNIKÓW I ANALIZA HARMONICZNA

Szereg czasowy tworzą wartości zmiennej w wielu chwilach czasu t. Zakłada się, że w szeregu tym wyróżnić można dwa elementy: pewną funkcję czasu, zwaną trendem lub tendencją rozwojową, oraz okresowe wahania obejmujące k chwil.

W metodzie wskaźnikowej występują dwa typy modeli – addytywny i multiplikatywny.

Model addytywny jest następujący:

$$y(t, j) = y(t) + c(j) + \zeta_t \qquad (2)$$

natomiast model multiplikatywny:

$$y(t, j) = y(t) \cdot c(j) \cdot \zeta_t \tag{3}$$

gdzie: $t = 1, 2, ..., n$ – czas, $j = 1, 2,..., k$ jest fazą cyklu, którą można wyznaczyć, dzieląc m modulo k ($j = n \bmod k$), $y(t, j)$ – wartość rzeczywista zmiennej w chwili t i w j-tej fazie cyklu, $y(t)$ – wartość funkcji trendu w chwili t i w j-tej fazie cyklu, $c(j)$ – czysty wskaźnik sezonowości w j-tym cyklu, ξ t – element losowy.

Pierwszym krokiem analizy jest wyodrębnienie tendencji rozwojowej w postaci funkcji czasu. Wykorzystuje się w tym celu metodę najmniejszych kwadratów, natomiast jakość dopasowania pozwala ocenić współczynnik determinacji R^2. Tendencję rozwojową następnie eliminuje się z szeregu, aby pozostawić jedynie część zmian wynikającą z okresowości. Sposób eliminacji zależy od typu modelu. W modelu addytywnym jest ona odejmowana od rzeczywistych wartości zmiennej, w multiplikatywnym natomiast wartości rzeczywiste są dzielone przez trend. Uzyskana zmienna oznaczona zostanie przez $z(t, j)$ i zawiera w sobie element okresowy i losowy. Oblicza się ją w modelu addytywnym jako:

$$z(t, j) = y(t, j) - y(t) \tag{4}$$

a w modelu multiplikatywnym:

$$z(t, j) = \frac{y(t, j)}{y(t)} \tag{5}$$

Wskaźniki $z(t, j)$ pozwalają obliczyć tzw. surowe wskaźniki sezonowości $z(j)$ jako średnie arytmetyczne przy ustalonych wartościach j – czyli numeru cyklu, według zależności:

$$z(j) = \frac{k}{n} \sum_{l=1}^{\frac{n}{k}} z(j + l \cdot k, j) \text{ dla } j = 1, ..., k \tag{6}$$

Z surowych wskaźników sezonowości wyeliminowano wahania przypadkowe, a wszelka ich zmienność wynika z fazy okresu. Ostatecznie czyste wskaźniki sezonowości oblicza się dla modelu addytywnego jako:

$$c(j) = z(j) - \overline{z} \text{ dla } j = 1, ..., k \tag{7}$$

natomiast dla multiplikatywnego:

$$c(j) = \frac{z(j)}{\overline{z}} \text{ dla } j = 1, ..., k \tag{8}$$

gdzie: $\overline{z} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^{k} z(j)$.

Model addytywny uzyskany metodą wskaźnikową ma wobec tego postać:

$$\hat{y}(t, j) = y(t, j) + c(j) \tag{9}$$

natomiast multiplikatywny jest następujący:

$$\hat{y}(t, j) = y(t, j) \cdot c(j) \tag{10}$$

Modele multiplikatywne właściwe są w przypadku, gdy wielkości wahań okresowych zależą od czasu. Jeśli wahania są na stałym, niewiele zmieniającym się poziomie, lepiej stosować model addytywny.

W metodzie wskaźnikowej otrzymywany jest szereg liczb (surowych wskaźników sezonowości), które pozwalają uwzględnić zmienność o charakterze okresowym. Nie można jednak przy jej wykorzystaniu wyznaczyć długości okresu, konieczne jest wstępne założenie jego wielkości.

Konkurencyjną i bardziej dokładną metodą badania szeregów czasowych, które cechuje okresowość, jest analiza harmoniczna, zwana także metodą Fouriera. W metodzie tej model jest sumą szeregu funkcji cosinus i sinus. Funkcje te reprezentują kolejne możliwe częstotliwości, począwszy od częstotliwości podstawowej równej 1/T, aż do częstotliwości Nyquista równej n/(2T), gdzie T jest czasem obejmującym cały szereg n wartości.

Model składowej periodycznej przedstawia wzór:

$$y(t) = a_0 + \sum_{j=1}^{\frac{n}{2}} \left[a_j \cdot \cos(2\pi \cdot f_j \cdot t) + b_j \cdot \sin(2\pi \cdot f_j \cdot t)\right] \tag{11}$$

gdzie j jest numerem składowej periodycznej, t natomiast chwilą czasu.

Współczynniki a_j oraz b_j wyznaczane są z formuł:

$$a_0 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} y(t) \tag{12}$$

$$a_j = \frac{2}{n}\sum_{t=1}^{n} y_t \cdot \cos\left(\frac{2\pi}{n} j \cdot t\right), \text{ dla } j = 1, 2, ..., n/2 - 1 \tag{13}$$

$$b_j = \frac{2}{n}\sum_{t=1}^{n} y_t \cdot \sin\left(\frac{2\pi}{n} j \cdot t\right), \text{ dla } j = 1, 2, ..., n/2 - 1 \tag{14}$$

Ponieważ jednak przedstawiony model jest zwykle bardzo złożony, wprowadza się pewne ograniczenia. Z wyznaczonych składowych harmonicznych wybierane są te, które mają największy wpływ na prognozowaną zmienną. Oceny dokonuje się na podstawie tzw. periodogramu określającego udział harmonicznej w badanym przebiegu. Dla składowej j periodogram jest równy:

$$p_j = \left(a_j^2 + b_j^2\right) \cdot \frac{n}{2} \tag{15}$$

Do modelu wejdą harmoniki o największych wartościach p_j.

Model składowej okresowej określony wzorem (11) nie obejmuje trendu. W literaturze przedmiotu proponowane są modele uwzględniające tendencję rozwojową, tak jak jest to w modelu addytywnym, czyli:

$$\hat{y}(t) = y(t) + f(t) \tag{16}$$

gdzie f(t) jest funkcją trendu (tendencją rozwojową).

Należy jednak zwrócić uwagę, że model addytywny nie pozwala na uwzględnienie zmian amplitudy wahań. Jest to jednak możliwe w modelu multiplikatywnym. Można więc dokonać próby zastosowania takiego modelu, że składowa okresowa jest wyznaczona metodą Fouriera, jako:

$$\hat{y}(t) = y(t) \cdot f(t) \tag{17}$$

Po zbudowaniu modeli konieczne jest dokonanie oceny ich poprawności. W tym celu obliczane są błędy ex post tzw. prognoz wygasłych. Najczęściej wykorzystywany jest pierwiastek średniego błędu kwadratowego prognoz ex post, określony wzorem:

$$\varepsilon = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(\hat{y}(t) - y(t)\right)^2} \tag{18}$$

MODELE INFLACJI W POLSCE

Do modelowania inflacji w Polsce wykorzystano obydwie przedstawione metody. Pierwszy etap, wspólny dla obydwu metod, polegał na wyznaczeniu funkcji trendu. W tabeli 2 przedstawiono otrzymane zależności oraz współczynniki determinacji odpowiadające założonej postaci funkcji. Z przedstawionych danych wynika, że najlepiej odzwierciedla trend inflacji funkcja potęgowa.

Tabela 2. Funkcja trendu oraz odpowiadający jej współczynnik determinacji dla inflacji
Table 2. Function of trend and determination coefficient for inflation

Funkcja trendu	Współczynnik determinacji R^2
$y = -0{,}0278 \cdot t + 103{,}58$	0,4478
$y = -1{,}3712 \cdot \ln(t) + 107{,}04$	0,5561
$y = 0{,}0002 \cdot t^2 - 0{,}0582 \cdot t + 104{,}32$	0,4830
$y = 107{,}07 \cdot t^{-0{,}0133}$	0,5581
$y = 103{,}56 \cdot e^{-0{,}0003 t}$	0,4572

Źródło: Badania własne.

Tendencja rozwojowa została następnie wyeliminowana w sposób odpowiedni dla modelu addytywnego (przez odjęcie od inflacji) i multiplikatywnego (przez podzielenie inflacji przez trend). Analiza przebiegu wykazała, że lepszy będzie prawdopodobnie model multiplikatywny, ponieważ amplituda wahań wokół trendu zmienia się w czasie. Obliczenia wykonano jednak dla obydwu wariantów.

W przypadku metody wskaźnikowej konieczne jest założenie liczby faz okresu. W przypadku inflacji miesięcznej należy założyć długość cyklu w miesiącach. Dobranie odpowiedniej wartości na podstawie wykresu jest dosyć trudne. Wady tej jest pozbawiona metoda Fouriera, ponieważ długość cyklu jest w tej metodzie wyznaczana automatycznie. Właściwą metodą postępowania jest więc w takim przypadku zastosowanie metody Fouriera w celu wyznaczenia długości cyklu, a następnie zastosowanie metody wskaźnikowej. Analiza Fouriera (zostanie przedstawiona dalej) wykazała, że największy wpływ ma składowa harmoniczna o okresie równym 12 miesięcy. Taką też liczbę cykli założono w modelu wskaźnikowym.

W tabeli 3 przedstawiono czyste wskaźniki sezonowości c(j), dla j = 1, 2, ..., 12. Prognozę dla chwili t należy wyznaczyć z następującej formuły dla modelu addytywnego:

$$\hat{i}(t, j) = 107{,}07 \cdot t^{-0{,}0133} + c(j) \tag{19}$$

Model multiplikatywny natomiast określa wzór:

$$\hat{i}(t, j) = 107{,}07 \cdot t^{-0{,}0133} \cdot c(j) \tag{20}$$

gdzie: t = 1, 2, ..., n, natomiast j = t mod 12.

Tabela 3. Czyste wskaźniki sezonowości dla wskaźnikowych modeli inflacji
Table 3. Pure season coefficients for coefficients model of inflation

Numer fazy cyklu – j	Czyste wskaźniki sezonowości	
	Model addytywny	Model multiplikatywny
1	1,819	1,018
2	-0,022	1,000
3	-0,224	0,998
4	0,043	1,000
5	-0,207	0,998
6	-0,338	0,997
7	-1,339	0,987
8	-0,868	0,991
9	0,784	1,008
10	0,134	1,001
11	0,032	1,000
12	0,187	1,002

Źródło: Badania własne.

Budując modele inflacji na podstawie analizy Fouriera należy na wstępie wybrać te harmoniki, które mają największy udział określony wartościami periodogramu p_j. W tabeli 4 przedstawiono wyniki analizy dla 5 harmonik o największym wpływie. Wartości p_i wskazują, że zarówno w modelu addytywnym, jak i multiplikatywnym do modelu wejdą składowe odpowiadające okresom równym 12 miesięcy i 4 miesiące (kwartał).

Model addytywny uzyskany metodą analizy harmonicznej określa następujący wzór:

$$\begin{aligned} \hat{i}(t) &= 107{,}07 \cdot t^{-0{,}0133} + 0{,}0222 + \\ &+ 0{,}659 \cdot \cos(2\pi \cdot 0{,}083 \cdot t) - 0{,}17 \cdot \sin(2\pi \cdot 0{,}083 \cdot t) + \\ &+ 0{,}654 \cdot \cos(2\pi \cdot 0{,}25 \cdot t) + 0{,}068 \cdot \sin(2\pi \cdot 0{,}25 \cdot t) \end{aligned} \tag{21}$$

a model multiplikatywny:

$$\begin{aligned} \hat{i}(t) &= 107{,}07 \cdot t^{-0{,}0133} \cdot (1{,}0002 + \\ &+ 0{,}006 \cdot \cos(2\pi \cdot 0{,}083 \cdot t) - 0{,}002 \cdot \sin(2\pi \cdot 0{,}083 \cdot t) + \\ &+ 0{,}006 \cdot \cos(2\pi \cdot 0{,}25 \cdot t) + 0{,}001 \cdot \sin(2\pi \cdot 0{,}25 \cdot t)) \end{aligned} \tag{22}$$

Tabela 4. Wyniki analizy harmonicznej dla modelu addytywnego i multiplikatywnego
Table 4. Result of harmonic analysis for additive and multiplicative models

Model addytywny					Model multiplikatywny				
Wyraz wolny a_0 = 0,0222					Wyraz wolny a_0 = 1,0002				
Okres	f_i^*	a_j	b_j	p_j	Okres	$f_j^{1)}$	a_j	b_j	p_j
12,00	0,083	0,659	−0,170	33,388	12,00	0,083	0,006	−0,002	0,0032
4,00	0,250	0,654	0,068	31,127	4,00	0,250	0,006	0,001	0,0030
2,40	0,417	0,264	0,191	7,657	2,40	0,417	0,003	0,002	0,0007
4,97	0,201	0,289	−0,018	6,029	2,00	0,500	0,003	0,000	0,0006
2,00	0,500	0,288	0,000	5,962	4,97	0,201	0,003	0,000	0,0006

Źródło: Badania własne. $*f_i$ – częstotliwość

Porównanie przedstawionych wyżej modeli inflacji zostanie dokonane na podstawie wartości pierwiastka średniego błędu kwadratowego ex post określonego wzorem (18). Obliczone w ten sposób błędy zostały przedstawione w tabeli 5. Wyniki pokazują, że lepsze są modele multiplikatywne. Najlepszy okazał się model multiplikatywny wskaźnikowy, należy jednak zwrócić uwagę, że jakość modeli jest dosyć zbliżona.

Wprawdzie mniejszy błąd ex post otrzymano wykorzystując model wskaźnikowy, jednak model składowych harmonicznych może zostać poprawiony. Jest to możliwe przez uwzględnienie większej liczby częstotliwości. Wadami takiego rozwiązania są jednak złożoność formuły obliczeniowej i trudności w interpretacji kolejnych składowych.

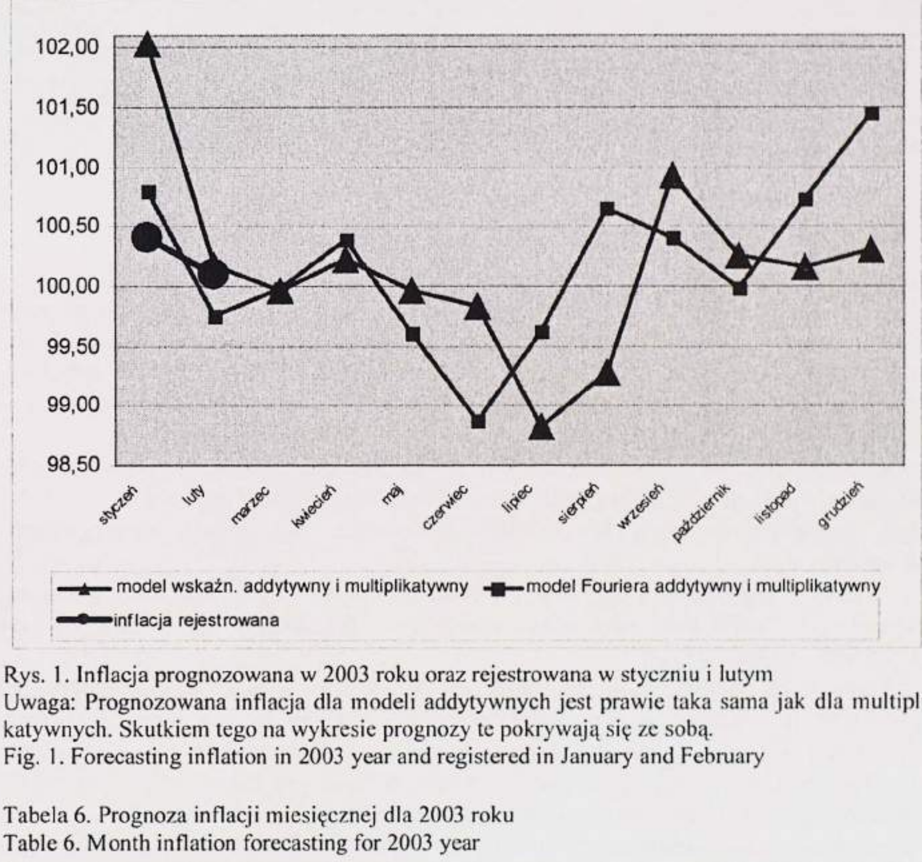
Tabela 5. Pierwiastek średniego błędu kwadratowego ex post dla wyznaczonych modeli inflacji
Table 5. Root average squared error ex post for inflation models

Model	ε
Wskaźnikowy addytywny	0,873
Wskaźnikowy multiplikatywny	0,867
Fouriera addytywny	1,170
Fouriera multiplikatywny	1,167

Źródło: Badania własne.

PORÓWNANIE PROGNOZ INFLACJI MIESIĘCZNEJ NA 2003 ROK

Modele utworzone powyżej pozwoliły na sporządzenie prognozy inflacji miesięcznej mierzonej indeksem cen towarów i usług konsumpcyjnych na 2003 rok. Prognozy te przedstawiono w tabeli 6 oraz na rysunku 1. W tabeli 6 zawarto również błąd wyznaczony dla stycznia i lutego 2003 r. Najlepszą prognozę pozwolił stworzyć multiplikatywny model Fouriera. Modele wskaźnikowe dały prognozy gorsze.



Rys. 1. Inflacja prognozowana w 2003 roku oraz rejestrowana w styczniu i lutym
Uwaga: Prognozowana inflacja dla modeli addytywnych jest prawie taka sama jak dla multiplikatywnych. Skutkiem tego na wykresie prognozy te pokrywają się ze sobą.
Fig. 1. Forecasting inflation in 2003 year and registered in January and February

Tabela 6. Prognoza inflacji miesięcznej dla 2003 roku
Table 6. Month inflation forecasting for 2003 year

Miesiąc	Inflacja rejestrowana	Model wskaźnikowy addytywny	Model wskaźnikowy multiplikatywny	Model Fouriera addytywny	Model Fouriera multiplikatywny
1	2	3	4	5	6
Styczeń	100,4	102,03	101,98	100,79	100,77
Luty	100,1	100,18	100,18	99,75	99,76
Marzec		99,97	99,98	99,98	99,98
Kwiecień		100,23	100,23	100,38	100,38
Maj		99,97	99,98	99,61	99,62

cd. tabeli 6

1	2	3	4	5	6
Czerwiec		99,83	99,83	98,88	98,90
Lipiec		98,82	98,85	99,63	99,64
Sierpień		99,28	99,30	100,64	100,63
Wrzesień		100,92	100,91	100,40	100,39
Październik		100,27	100,27	99,98	99,98
Listopad		100,16	100,15	100,73	100,72
Grudzień		100,30	100,30	101,45	101,42
ε - błąd		1,119	1,155	0,368	0,356

Źródło: Badania własne.

WNIOSKI

Modele inflacji miesięcznej mierzonej indeksem cen i towarów usług konsumpcyjnych przedstawione w opracowaniu potwierdzają sezonowy charakter jej zmian. Analiza Fouriera wykazała, że najważniejsza jest składowa o okresie równym 12 miesięcy, odpowiadająca zmianom w cyklu rocznym. Model wskaźnikowy zbudowano dla okresu zawierającego 12 cykli miesięcznych.

W przypadku oceny modeli pierwiastkiem średniego błędu kwadratowego ex post prognoz wygasłych z lat 1991–2002 lepsze wyniki dała metoda wskaźnikowa. Z kolei błędy prognozy dla stycznia i lutego 2003 były mniejsze dla modelu uzyskanego analizą harmoniczną.

Modele multiplikatywne dały lepsze wyniki łącznie w okresie 1991–2002, natomiast różnice prognoz dla 2003 roku między modelami multiplikatywnymi i addytywnymi były bardzo małe.

Porównując obydwie zaprezentowane metody można stwierdzić, że podstawową zaletą metody wskaźników jest prostota obliczeń i modelu. Analiza Fouriera pozwala natomiast na budowę modelu, którego jakość może być poprawiana (przez uwzględnianie większej liczby składowych harmonicznych). Wiąże się to jednak z istotnym zwiększaniem jego złożoności. Złożona formuła obliczeniowa modelu harmonicznego jest jego istotną wadą. Uwzględnienie dużej liczby składowych harmonicznych powoduje ponadto trudności w ich interpretacji.

PIŚMIENNICTWO

Bauc J., Belka M., Czyżewski A., Wojtyna A., Inflacja w Polsce 1990–1995, Wydawnictwa Prywatnej Wyższej Szkoły Businessu i Administracji, Warszawa 1996.

Laidler D., Parkin M., Inflation: A Survey, Economic Journal, December 1975.

Prognozowanie gospodarcze metody i zastosowania. Praca zbiorowa pod redakcją Cieślak M., Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1997.

Stańko S., Prognozowanie w rolnictwie, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 1999.
Statistica Pl, Tom III: Statystyki II, StatSoft, 1997.
Woźniak P., Możliwości wykorzystania średnich obciętych do analizy inflacji bazowej w Polsce, Narodowy Bank Polski, Departament Analiz Społeczno-Ekonomicznych, Warszawa 2001.
Woźniak P., Inflacja bazowa, Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, Warszawa 2002.
Zieląś A., Teoria prognozy, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1997.

FORECASTING MONTHLY INFLATION IN POLAND BY INDEX METHOD AND FOURIER ANALYSIS

Abstract. The paper presents models of inflation constructed with index method and Fourier analysis. Both methods make possible to present its periodic character. For each method two types models were made – additive and multiplicative. The comparison based on root average square error ex post for years 1991–2002, and root average square error for January and February 2003. The calculations show distinct prevalence of multiplicative models to additive. In the article there were presented various inflation definitions.

Key words: inflation, Fourier analysis, index metod.

Joanna Kisielińska, Katedra Ekonometrii i Informatyki Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego, ul. Nowoursynowska 166, 02–787 Warszawa; e-mail: kisielinska@alpha.sggw.waw.pl.