

Zastosowanie kointegracji do modelu P-star

Katarzyna Leszkiewicz*

Nadesłany: 21 kwietnia 2009 r. Zaakceptowany: 8 lipca 2009 r.

Streszczenie

W artykule poddano empirycznej weryfikacji hipotezę dotyczącą przyczyn występowania inflacji w polskiej gospodarce w latach 1999–2007. Wykorzystany do badania model został skonstruowany zgodnie z koncepcją P-star, co pozwoliło na bezpośrednie porównanie wpływu czynników decydujących o monetarnym oraz kosztowym charakterze procesów inflacyjnych. Wnioskowanie zostało przeprowadzone w ramach wielowymiarowej analizy kointegracyjnej. Badanie obejmowało: estymację parametrów długookresowej funkcji popytu na pieniądź, szacowanie luki płynnościowej, analizę sposobu formułowania przez podmioty oczekiwań inflacyjnych oraz estymację parametrów modelu korekty błędem opisującego kształtowanie się krótkookresowej dynamiki cen.

Otrzymane wyniki wskazują, że zasadne jest zastosowanie koncepcji P-star do modelowania inflacji w Polsce. Dowiedziono, że procesy inflacyjne są zjawiskiem złożonym, wywoływanym przez połączenie czynników o charakterze kosztowym oraz monetarnym. Głównym źródłem zjawisk inflacyjnych w polskiej gospodarce w objętym próbą okresie były jednak czynniki kosztowe.

Słowa kluczowe: inflacja, model P-star, analiza kointegracyjna, luka płynnościowa, oczekiwania inflacyjne

JEL: C51, C52, E31, E41, E52

* Doktorantka w Katedrze Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego; e-mail: k.leszkiewicz@wp.pl.

1. Wstęp

Procesy inflacyjne w Polsce od wielu lat stanowią przedmiot szczególnego zainteresowania i intensywnych badań empirycznych (por. np. Welfe, Majsterek, Florczak 1994; Welfe, Majsterek 1999, 2001; Welfe, Kelm, Majsterek 2002; Kelm 2005; Welfe, Kęłowski 2006). Celem prezentowanego opracowania jest empiryczna weryfikacja hipotezy dotyczącej przyczyn występowania inflacji w polskiej gospodarce w latach 1999–2007. Liczne analizy potwierdzają, że wśród czynników wywołujących inflację można wyróżnić zarówno wzrost kosztów produkcji (por. np. Welfe, Majsterek 1999, 2001; Majsterek, Welfe 2000; Welfe, Kęłowski 2006), jak i wzrost wielkości podaży pieniądza (por. np. Brzoza-Brzezina, Kotłowski 2001; Kotłowski 2004, 2006). Wobec tego do konstrukcji modelu inflacji odpowiadającego polskim realiom najbardziej odpowiednia wydaje się koncepcja P-star. Modele opisujące kształtowanie się zjawisk inflacyjnych budowane na jej podstawie pozwalają, w odróżnieniu od pozostałych modeli inflacji, na połączenie dwóch różnych podejść charakteryzujących przyczyny wzrostu ogólnego poziomu cen. Przez jednoczesne włączenie do modelu luki płynnościowej oraz luki popytowej zostają uwzględnione czynniki, które mogą decydować o monetarnym oraz kosztowym charakterze inflacji.

Ze względu na fakt, że luka płynnościowa jest bezpośrednio nieobserwowalna, konieczne było jej oszacowanie. Dokonano tego metodą uwzględniającą postać długookresowego równania realnego popytu na pieniądź dostosowanego do polskich realiów.

Zweryfikowano także hipotezę o częściowo adaptacyjnym charakterze oczekiwań inflacyjnych, co ostatecznie sprowadzało się do analizy wpływu polityki pieniężnej prowadzonej przez bank centralny na wielkość spodziewanych zmian cen w okresie objętym próbą.

2. Teoretyczne podstawy koncepcji P-star

Zgodnie z koncepcją P-star odchylenie bieżącego poziomu cen (p_t) od poziomu długookresowej równowagi (p_t^*) może nastąpić na skutek odchylenia szybkości obiegu pieniądza (v_t) od wartości długookresowej (v_t^*) lub odchylenia wielkości produkcji (y_t) od poziomu potencjalnego (y_t^*) (por. np. Fisher 1911; Hallman i in. 1991; Tödter 2002; Kotłowski 2006):

$$p_t - p_t^* = (v_t - v_t^*) + (y_t - y_t^*) \quad (1)$$

gdzie $(v_t - v_t^*)$ definiuje lukę płynnościową, natomiast $(y_t - y_t^*)$ – lukę popytową.

Mechanizm działania jest następujący. Jeśli np. bieżący poziom cen przewyższa poziom długookresowy, oznacza to, że szybkość obiegu pieniądza przekroczyła poziom równowagi lub produkcja kształtuje się poniżej poziomu produkcji potencjalnej. Powrót do poziomu równowagi w pierwszym przypadku wymaga dostosowań na rynku pieniądza. Odbywa się to przez wzrost popytu na pieniądź równoznaczny ze spadkiem szybkości obiegu pieniądza, co w rezultacie prowadzi do spadku inflacji. W drugim przypadku konieczne są dostosowania na rynku pracy prowadzące do spadku dynamiki płac, czego wynikiem jest obniżenie się poziomu inflacji.

Model P-star traktuje p_t^* jako wskaźnik potencjału inflacyjnego gospodarki. Różnica pomiędzy rzeczywistym poziomem cen p_t a poziomem teoretycznym p_t^* ma własności prognostyczne, co

oznacza, że wyrażenie $(p_t - p_t^*)$, zwane luką cenową, może służyć do wyznaczania przyszłego kierunku zjawisk inflacyjnych (por. np. Gerlach, Svensson 2003; Kotłowski 2006).

3. Model P-star dla polskiej gospodarki

Zakłada się, że w długim okresie wielkość popytu na pieniądź determinowana jest przez poziom cen (p_t), dochód realny (y_t), krótko- i długookresową stopę procentową (R_t^S i R_t^L) oraz inflację (Δp_t). Długookresową funkcję popytu na pieniądź można zatem zapisać następująco:

$$m_t^D = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 R_t^S + \beta_4 R_t^L + \beta_5 \Delta p_t \quad (2)$$

Uwzględnienie w równaniu (2) bieżącego poziomu cen, dochodu realnego oraz stóp procentowych wynika bezpośrednio ze znanego z teorii ekonomii podziału popytu na pieniądź na transakcyjny, ostrożnościowy i spekulacyjny. Z kolei inflacja, ponieważ traktowana jest jako stopa zwrotu dla dóbr realnych, np. nieruchomości (por. Coenen, Vega 1999), pełni w długookresowym równaniu popytu na pieniądź funkcję kosztu alternatywnego wobec przechowywania pieniądza.

Biorąc pod uwagę wyniki przeprowadzonych badań, które wskazują na brak w polskiej gospodarce zjawiska iluzji pieniądza (por. Welfe, Majsterek 2001), przyjęto założenie o jednostkowej cenowej elastyczności popytu na pieniądź, $\beta_1 = 1$. W rezultacie otrzymano następującą postać długookresowej funkcji popytu na pieniądź w ujęciu realnym:

$$\tilde{m}_t^D = \beta_0 + \beta_2 y_t + \beta_3 R_t^S + \beta_4 R_t^L + \beta_5 \Delta p_t \quad (3)$$

gdzie $\tilde{m}_t^D = m_t^D - p_t$.

Do określenia czynników wpływających na kształtowanie się wielkości luki płynnościowej, definiowanej jako odchylenie bieżącej szybkości obiegu pieniądza od swojego poziomu równowagi, zastosowano metodę zaproponowaną przez Gerlacha i Svenssona (2003). W rezultacie otrzymano następującą zależność:

$$v_t - v_t^* = (1 - \beta_2)(y_t - y_t^*) + \beta_3(R_t^{S*} - R_t^S) + \beta_4(R_t^{L*} - R_t^L) + \beta_5(\Delta p_t^* - \Delta p_t) - u_t \quad (4)$$

gdzie R_t^{S*} i R_t^{L*} oznaczają odpowiednio krótko- oraz długookresową nominalną stopę procentową równowagi, Δp_t^* to poziom inflacji równowagi, a u – zmienna stacjonarna pełniąca funkcję wskaźnika nierównowagi na rynku pieniądza, tzw. nawis monetarny. Zakładając, że bank centralny jako władza monetarna kraju prowadzi wiarygodną oraz optymalną politykę pieniężną, poziom inflacji równowagi można utożsamiać z wyznaczanym przez niego celem inflacyjnym.

Jak wynika z powyższego równania, wielkość luki płynnościowej determinują następujące czynniki: odchylenie bieżącej produkcji od poziomu potencjalnego, odchylenie nominalnej długo- i krótkookresowej stopy procentowej od jej poziomów równowagi, odchylenie bieżącej inflacji od długookresowego celu inflacyjnego oraz nierównowaga na rynku pieniądza. Poszczególne etapy wyznaczania luki płynnościowej prowadzące do otrzymania postaci (4), zawarte są w pracy Kotłowskiego (2006).

Badania dotyczące spodziewanych zmian cen w polskiej gospodarce wykazały, iż oczekiwania podmiotów wobec przyszłej inflacji mają charakter częściowo adaptacyjny, co oznacza, że można je zapisać jako liniową kombinację wielkości obserwowanej oraz pożądanej przez Narodowy Bank Polski (por. Kotłowski 2006):

$$\Delta p_{t,t-1}^e = (1 - \delta)\Delta p_t^{BC} + \delta\Delta p_{t-1} \quad (5)$$

gdzie:

$\Delta p_{t,t-1}^e$ – oczekiwania inflacyjne podmiotów formułowane w okresie $t - 1$ na okres t ,

Δp_t^{BC} – cel inflacyjny banku centralnego ogłaszany na okres t ,

Δp_{t-1} – inflacja w okresie $t - 1$.

Parametr δ przyjmuje wartość z przedziału $\langle 0, 1 \rangle$.

Dla decyzji dotyczącej sposobu formułowania przez podmioty oczekiwań inflacyjnych istotna jest ocena współczynnika $(1 - \delta)$. Wartość tego parametru zbliżona do jedności wskazuje na decydującą rolę banku centralnego w kształtowaniu oczekiwań inflacyjnych. Jednostkowa wartość współczynnika δ oznacza natomiast, że oczekiwania inflacyjne mają charakter całkowicie adaptacyjny, a podmioty formułujące swoje oczekiwania nie biorą pod uwagę celu inflacyjnego banku centralnego.

Jeżeli hipoteza dotycząca istnienia relacji kointegrującej pomiędzy bieżącym poziomem cen p_t , a długookresowym poziomem równowagi p_t^* jest prawdziwa, to równanie cen zgodne z koncepcją P-star można przedstawić następująco:

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \Delta p_{t,t-1}^e + \alpha_v(v_{t-1} - v_{t-1}^*) + \alpha_y(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \sum_{p=0}^P \theta_p \Delta_r cz_{t-p} + \\ & + \sum_{q=0}^Q \delta_q \Delta_r cp_{t-q} + \xi_t \end{aligned} \quad (6)$$

gdzie $\Delta_r cz_t$ oznacza roczne zmiany cen żywności, a $\Delta_r cp_t$ – roczne zmiany cen paliw.

Zgodnie z równaniem (6) zmiany inflacji w gospodarce zostają objaśnione przez wielkość oczekiwań inflacyjnych, nierównowagę na rynku pieniądza oraz nierównowagę w sferze realnej gospodarki (w tym związaną z nią pośrednio nierównowagę na rynku pracy), jak również przez czynniki o charakterze egzogenicznym, takie jak zmiany cen żywności oraz zmiany cen paliw, które determinują zmiany cen w krótkim okresie.

Ostatecznie weryfikacji empirycznej poddano model składający się z równań (3), (4), (5) oraz (6). Rozważany system jest modelem rekurencyjnym. W pierwszym kroku, w ramach analizy kointegracyjnej dokonuje się estymacji parametrów długookresowej funkcji popytu na pieniądz (3). Następnie, wykorzystując uzyskane oceny parametrów oraz reszty z równania (3), należy oszacować wielkość luki płynnościowej na podstawie zależności (4). Krok trzeci polega na estymacji parametrów modelu (6) opisującego krótkookresową dynamikę cen.

4. Opis danych statystycznych

Do analizy empirycznej wykorzystano dane miesięczne. Jako podstawę cen stałych przyjęto styczeń 1999 r. Estymacji długookresowej funkcji popytu na pieniądź dokonano na pełnej próbie obejmującej okres od maja 1995 r. do czerwca 2007 r. Problemy z dostępnością danych oraz zmiana charakteru polityki pieniężnej prowadzonej przez Narodowy Bank Polski, polegająca na rezygnacji z celu pośredniego na rzecz bezpośredniego celu inflacyjnego, sprawiły, że do dalszych badań, tj. do szacowania luki płynnościowej oraz estymacji równania opisującego kształtowanie się inflacji, wykorzystano dane za okres od stycznia 1999 r. do czerwca 2007 r.

Jako wskaźnik średniego poziomu cen w gospodarce przyjęto indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych (*cpi*). Podaż pieniądza wyrażona w wartościach realnych jest reprezentowana przez agregat pieniężny M3 skorygowany o operacje otwartego rynku obejmujące emisje i wykup bonów pieniężnych banku centralnego (*m3or*). Długookresową stopę procentową zdefiniowano jako rentowność pięcioletnich obligacji skarbowych (*IR5y*), podczas gdy stopę krótkookresową jako oprocentowanie depozytów trzymiesięcznych na rynku międzybankowym (*IR3m*). Wielkość produkcji

Tabela 1
Badanie stopnia integracji zmiennych

Zmienna	Zespół hipotez	Test DF/ADF				
		Statystyka <i>t</i>	Wartość krytyczna	Stopień integracji	Składniki deterministyczne dodane do równania testu	Maksymalne opóźnienie w równaniu testu
<i>cpi</i>	I(2) vs. I(1)	-5,375	-3,41	I(1)	<i>C, T, S2, ..., S12</i>	0
<i>m3or</i>		-13,783	-2,86	I(1)	<i>C, S2, ..., S12</i>	0
<i>pkb</i>		-15,462	-2,86	I(1)	<i>C, S2, ..., S12</i>	1
<i>IR5y</i>		-3,379	-1,94	I(1)	–	4
<i>IR3m</i>		-4,132	-1,94	I(1)	–	2
<i>rer</i>		-8,402	-1,94	I(1)	–	1
<i>cz</i>		-6,621	-2,86	I(1)	<i>C, S2, ..., S12</i>	0
<i>cp</i>		-3,743	-2,86	I(1)	<i>C, S2, ..., S12</i>	2
<i>cpi</i>	I(1) vs. I(0)	-3,026	-3,41	I(1)	<i>C, T, S2, ..., S12</i>	1
<i>m3or</i>		-0,394	-2,86	I(1)	<i>C, S2, ..., S12</i>	1
<i>pkb</i>		-2,107	-3,41	I(1)	<i>C, T, S2, ..., S12</i>	2
<i>IR5y</i>		-1,519	-1,94	I(1)	–	5
<i>IR3m</i>		-2,857	-3,41	I(1)	<i>C, T</i>	3
<i>rer</i>		-1,019	-1,94	I(1)	–	2
<i>cz</i>		-1,910	-2,86	I(1)	<i>C, S2, ..., S12</i>	1
<i>cp</i>		-3,137	-3,41	I(1)	<i>C, T, S2, ..., S12</i>	3

reprezentuje produkt krajowy brutto (*pkb*). Realny kurs walutowy (*rer*) stanowi iloczyn kursu walutowego PLN/EUR dzielonego przez indeks cen polskich producentów i indeks cen producentów w strefie euro.

Do bazy danych dołączono również zmienne, które w roli stacjonarnych zmiennych egzogenicznych posłużyły do opisu kształtowania się inflacji w krótkim okresie. Należą do nich indeks cen żywności i napojów bezalkoholowych oraz indeks cen paliw do prywatnych środków transportu. Dodatkowo w badaniu wykorzystano również szereg oczekiwań inflacyjnych podmiotów ekonomicznych oraz średniookresowy cel inflacyjny NBP.

Integrację testowano za pomocą testu Dickeya-Fullera (DF) oraz testu ADF. W zależności od uzyskanych wyników do równań testów dołączono składniki deterministyczne, takie jak: C – stała, T – trend oraz S_2, \dots, S_{12} – zmienne sezonowe. Wyniki testów integracji zamieszczone w tabeli 1 jednoznacznie wskazują, że wszystkie szeregi czasowe wykorzystane w prezentowanym badaniu generowane są przez procesy $I(1)$.

5. Estymacja parametrów długookresowej funkcji popytu na pieniądź

Ponieważ wszystkie zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym, jako narzędzie analizy wykorzystano strukturalny wektorowy model korekty równowagą, SVEqCM (por. np. Welfe, Kelm, Majsterek 2002; Welfe, Kęłowski 2006):

$$\Delta y_{(m)t} A_0 = \tilde{y}_{(m)t-1} \tilde{B} \tilde{A}^T + \sum_{s=1}^{S-1} \Delta y_{(m)t-s} A_s + d_{(k)t}^z \tilde{C} + \xi_{(m)t} \quad (7)$$

gdzie:

$$\tilde{y}_{(m)t} = [y_{(m)t} \mid d_{(n)t}^x]$$

$y_{(m)t} = [y_{1t}, \dots, y_{Mt}]$ – wektor M zmiennych endogenicznych,

$d_{(n)t}^x = [d_{1t}, \dots, d_{Nt}]$ – wektor N zmiennych deterministycznych w przestrzeni kointegrującej,

$d_{(p)t}^z = [d_{1t}, \dots, d_{Pt}]$ – wektor P zmiennych deterministycznych poza przestrzenią kointegrującą,

A_0 – macierz parametrów definiujących związki równoczesne,

\tilde{B} – macierz strukturalnych wektorów kointegrujących,

\tilde{A} – macierz wag, jakie należy przypisać ustrukturalizowanym wektorom kointegrującym w objaśnianiu zmiennych endogenicznych,

A_s – macierze parametrów definiujących związki krótkookresowe,

\tilde{C} – macierz parametrów przy zmiennych deterministycznych,

$\xi_{(m)t} = [\xi_{1t}, \dots, \xi_{Mt}]$ – wektor szoków strukturalnych.

Do identyfikacji struktury długookresowej rozważanego systemu wykorzystano strategię modelowania zaprezentowaną przez Greenslade i in. (1999). Najpierw ustalono liczbę niezależnych wektorów kointegrujących. Następnie przeprowadzono test długookresowej egzogeniczności zmiennych, po czym powtórnie testowano rząd kointegracji dla systemu zmarginalizowanego. Trzeci etap polegał na nałożeniu restrykcji w celu odnalezienia strukturalnej postaci modelu długookresowego. Na koniec oszacowano parametry struktury długookresowej.

Punktem wyjścia był model wektorowej autoregresji VAR z sześcioma zmiennymi endogenicznymi oraz zmiennymi sezonowymi dla danych miesięcznych. Poza przestrzenią kointegrującą umieszczono trend deterministyczny oraz zmienną zero-jedynkową w okresie od kwietnia

Tabela 2
Wybór opóźnienia w wyjściowym modelu VAR

Opóźnienie w modelu VAR	Kryterium informacyjne		Test mnożnika Lagrange'a na obecność autokorelacji składnika losowego k -go rzędu			
	kryterium Schwarza	kryterium Hannana-Quinna	LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)
1	-62,878	-64,267	101,915 (0,000)	32,523 (0,635)	69,898 (0,001)	46,515 (0,113)
2	-62,698	-64,534	66,926 (0,001)	39,011 (0,336)	46,295 (0,117)	35,669 (0,484)
3	-62,237	-64,525	38,939 (0,339)	41,973 (0,228)	48,196 (0,084)	42,567 (0,209)
4	-61,396	-64,140	42,088 (0,224)	55,178 (0,021)	45,682 (0,129)	38,106 (0,374)
5	-60,675	-63,878	79,761 (0,000)	41,777 (0,234)	47,862 (0,089)	48,414 (0,081)

do czerwca 2004 r., odzwierciedlającą impulsowe zmiany w polskiej gospodarce będące skutkiem przystąpienia do struktur Unii Europejskiej.

Opóźnienie w modelu VAR wybrano, opierając się na kryteriach informacyjnych Schwarza i Hannana-Quinna oraz na wynikach testu mnożnika Lagrange'a na obecność autokorelacji składnika losowego. Biorąc pod uwagę długość próby, ustalono, że maksymalna wartość opóźnienia nie powinna być większa niż pięć.

Na podstawie informacji zawartych w tabeli 2 długość opóźnienia zredukowano do trzech. Rezultaty testu mnożnika Lagrange'a nie pozwoliły na dalszą redukcję długości opóźnienia, gdyż składnik losowy w modelu VAR zarówno z jednym opóźnieniem, jak i z dwoma wykazuje autokorelację. W przypadku opóźnienia równego trzy wyniki wielowymiarowego testu mnożnika Lagrange'a wskazują natomiast na brak autokorelacji składnika losowego pierwszego i wyższych rzędów, co stanowi podstawę do przyjęcia założenia, że długość opóźnienia w modelu VAR wynosi trzy.

Do ustalenia rzędu kointegracji wykorzystano test śladu. W przypadku modelu zawierającego zmienne sztuczne lub słabo egzogeniczne wnioskowanie statystyczne, wykorzystujące wartości krytyczne asymptotycznie ustalonego rozkładu statystyki testu śladu, nie jest konkluzywne. Z tego względu należało dokonać symulacji właściwych wartości krytycznych. W tym celu zastosowano metodę zaproponowaną przez Johansena (1996), przeprowadzając 2500 replikacji. Rezultaty symulacji przedstawia tabela 3. Wstępne wyniki empiryczne zamieszczone w tabeli 4 wskazują na istnienie w systemie trzech niezależnych wektorów kointegrujących.

W dalszej kolejności, przy założeniu, że rząd kointegracji wynosi trzy, zbadano słabą egzogeniczność zmiennych. Wyniki testu ilorazu wiarygodności wskazały, iż nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że zarówno długo-, jak i krótkookresowa stopa procentowa pozostają w długim okresie egzogeniczne (graniczne poziomy istotności wynoszą, odpowiednio, aż 0,225 i 0,116).

Tabela 3
Wyniki symulacji wartości krytycznych

p-r	r	Średnia	Odchylenie standardowe	50%	75%	80%	85%	90%	95%
6	0	59,17	9,83	58,43	65,44	66,76	68,62	72,02	76,42
5	1	39,26	7,99	38,54	44,18	45,86	47,90	49,93	53,48
4	2	23,70	6,34	23,14	27,74	28,95	30,36	31,99	34,78
3	3	11,90	4,74	11,34	14,68	15,62	16,59	18,15	20,29
2	4	3,97	3,03	3,36	5,43	6,12	6,95	8,08	9,73
1	5	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

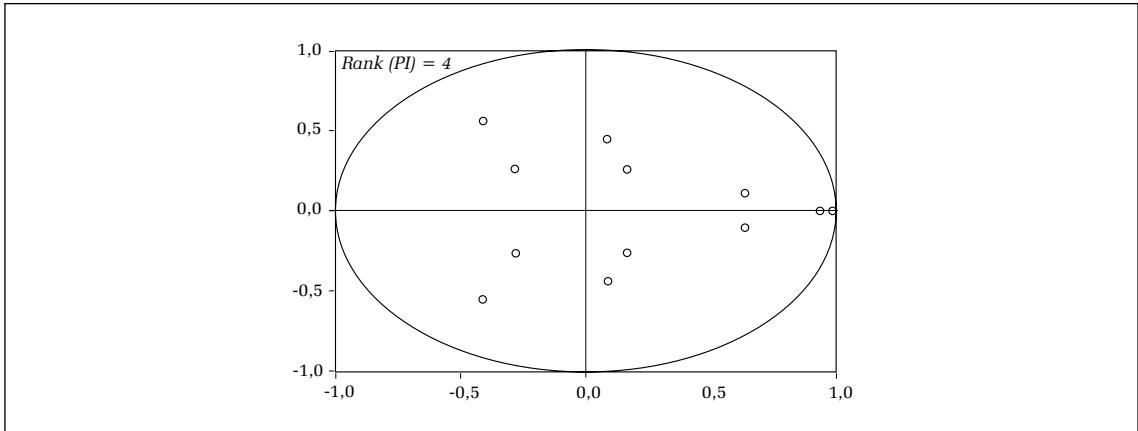
Tabela 4
Badanie rzędu kointegracji

Rząd kointegracji	Test śladu			
	wartość własna	statystyka testu	wartość krytyczna	poziom istotności
0	0,265	104,616	76,42	0,000
1	0,194	64,85	53,48	0,003
2	0,137	36,267	34,78	0,036
3	0,072	15,505	20,29	0,204
4	0,05	6,921	9,73	0,148
5	0,007	0,91	0,00	–

Następnie dla systemu zmarginalizowanego dokonano powtórnego badania liczby niezależnych wektorów kointegrujących. Do tego celu posłużyła analiza postaci macierzy stowarzyszonej (por. Juselius 2002). Ustalono, że w rozważanym systemie występują dwa wspólne trendy stochastyczne, co po odjęciu od czterech zmiennych endogenicznych wskazuje, że rząd kointegracji ostatecznie jest równy dwa (por. wykres 1). W konsekwencji do długookresowej funkcji popytu na pieniądze należało dołączyć dodatkowe równanie. Ostatecznego wyboru zmiennej, względem której został znormalizowany drugi wektor, dokonano na podstawie informacji zawartych w macierzy wag (wiersze w macierzy odpowiadają kolejnym zmiennym endogenicznym: $m3or$, pkb , Δcpi , rer):

$$A = \begin{bmatrix} 0,135 & -0,134 \\ (0,279) & (-4,652) \\ -0,121 & 0,039 \\ (-0,374) & (2,023) \\ -0,668 & 0,003 \\ (-6,642) & (0,477) \\ 0,040 & -0,096 \\ (0,086) & (-3,387) \end{bmatrix} \quad (8)$$

Wykres 1
Wartości własne macierzy stowarzyszonej



Na podstawie wartości statystyk t-studenta odpowiadających poszczególnym współczynnikom dostosowań można stwierdzić, że popyt na pieniądz dostosowuje się do drugiego wektora kointegrującego, natomiast pierwsza relacja kointegrująca opisuje kształtowanie się ścieżki długookresowej równowagi inflacji. Po dokonaniu normalizacji otrzymujemy zatem następujące równania długookresowe:

$$m3or = \delta_2^{m3or} pkb + \delta_3^{m3or} IR3m + \delta_4^{m3or} IR5y + \delta_5^{m3or} \Delta cpi + \delta_6^{m3or} rer \quad (9a)$$

$$\Delta cpi = \delta_1^{\Delta cpi} m3or + \delta_2^{\Delta cpi} pkb + \delta_3^{\Delta cpi} IR3m + \delta_4^{\Delta cpi} IR5y + \delta_6^{\Delta cpi} rer \quad (9b)$$

W celu strukturalizacji systemu (9a–b) przyjęto następujące założenia. W długim okresie popyt na pieniądz w ujęciu realnym zależy od poziomu produktu krajowego brutto, stóp procentowych oraz inflacji. Na semielastyczność popytu na pieniądz względem długo- oraz krótkookresowej stopy procentowej został nałożony warunek symetryczności, $\delta_3^{m3or} = -\delta_4^{m3or}$, który prowadzi do zastąpienia poszczególnych stóp procentowych ich różnicą, interpretowaną jako koszt alternatywny przechowywania pieniądza (por. np. Kelm 2005; Kotłowski 2006). Dodatkowo, wstępne wyniki empiryczne dały podstawę do sformułowania hipotezy o jednakowym wpływie inflacji i różnicy między stopami procentowymi na kształtowanie się popytu na pieniądz, a więc do przyjęcia założenia, że $\delta_4^{m3or} = \delta_5^{m3or}$. Inflacja w długim okresie jest natomiast determinowana z jednej strony przez wielkość oczekiwań inflacyjnych, odzwierciedloną w zmienności nominalnej długookresowej stopy procentowej, z drugiej zaś – przez zmiany zachodzące na rynku walutowym.

Ostatecznie estymacji poddano następujący układ strukturalnych wektorów kointegrujących:

$$m3or = \delta_2^{m3or} pkb + \delta_4^{m3or} (IR5y - IR3m) + \delta_5^{m3or} \Delta cpi \quad (10a)$$

$$\Delta cpi = \delta_4^{\Delta cpi} IR5y + \delta_6^{\Delta cpi} rer \quad (10b)$$

Do zbadania zasadności powyższych restrykcji wykorzystano test ilorazu wiarygodności. Wyniki empiryczne wykazały, że nie ma podstaw do odrzucenia przyjętych warunków (graniczny poziom istotności jest równy aż 0,860). Uzyskano następujące oceny parametrów długookresowych:

$$m3or = 1,523 \underset{(-16,250)}{pkb} - 23,533(IR5y - IR3m) - 23,533 \underset{(9,545)}{\Delta cpi} \quad (11a)$$

$$\Delta cpi = 0,714 \underset{(-9,471)}{IR5y} + 0,022 \underset{(-5,372)}{rer} \quad (11b)$$

Wszystkie oszacowania są akceptowalne zarówno z ekonomicznego, jak i statystycznego punktu widzenia. W długookresowym równaniu popytu na pieniądź (11a) dochodowa elastyczność pieniądza równa 1,523 ukształtowała się na poziomie wyższym od jedności, co wskazuje na obecność efektu majątkowego w polskiej gospodarce. Dodatkowo udało się uzyskać precyzyjne oceny elastyczności stóp procentowych, potwierdzające istotną rolę spekulacyjnego motywu popytu na pieniądź. Potwierdzono hipotezę dotyczącą wpływu inflacji na kształtowanie się popytu na pieniądź w rozważanym okresie. Również hipoteza o równości parametrów przy inflacji i różnicy między stopami procentowymi została zweryfikowana pozytywnie. Można zatem stwierdzić, że takie czynniki, jak stopa zwrotu z dóbr realnych (np. nieruchomości) oraz stopa zwrotu z aktywów finansowych, w takim samym stopniu wpływają na decyzje podmiotów dotyczące rezygnacji z posiadania pieniądza na rzecz różnego rodzaju inwestycji.

Wyniki testów wielowymiarowych okazały się zadowalające (por. tabela 5). Potwierdzono, że w modelu występuje brak autokorelacji składnika losowego, jak również efektu ARCH. Wyniki testów jednowymiarowych są również satysfakcjonujące, chociaż w równaniu realnego kursu wa-

Tabela 5
Analiza reszt

Testy jednowymiarowe			
równanie	kurtoza	test normalności składnika losowego	test na obecność efektu ARCH(3)
$\Delta m3or$	2,995	1,334 (0,513)	0,723 (0,868)
Δpkb	3,21	1,071 (0,585)	5,763 (0,124)
$\Delta \Delta cpi$	3,467	5,148 (0,076)	4,171 (0,244)
Δrer	3,078	7,843 (0,020)	2,567 (0,463)
Testy wielowymiarowe			
test autokorelacji składnika losowego			
LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)
23,138 (0,110)	18,134 (0,316)	19,844 (0,227)	19,844 (0,227)
test na obecność efektu ARCH			
LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)
95,259 (0,615)	200,977 (0,467)	265,181 (0,927)	381,556 (0,738)
test normalności składnika losowego			
15,702 (0,05)			

lutowego pojawia się brak rozkładu normalnego składnika losowego. Nie dyskwalifikuje to jednak modelu, gdyż nie wpływa na asymptotyczne własności estymatorów i testów statystycznych stosowanych podczas analizy kointegracyjnej (por. Johansen 1996).

6. Szacowanie luki płynnościowej

Pozytywna weryfikacja hipotezy o równej co do modułu wartości semielastyczności popytu na pieniądź względem długo- oraz krótkookresowej stopy procentowej w połączeniu z założeniem, że różnica między długo- i krótkookresową nominalną stopą procentową równowagi jest równa różnicy pomiędzy ich bieżącymi poziomami (por. Kotłowski 2006), prowadzi do redukcji zależności opisującej kształtowanie się luki płynnościowej (4) do postaci:

$$v_t - v_t^* = (1 - \beta_2)(pkb_t - pkb_t^*) + \beta_5(\Delta cel_t - \Delta cpi_t) - u_t \quad (12)$$

gdzie pkb^* oznacza potencjalny produkt krajowy brutto, a cel – aproksymację średniookresowego celu inflacyjnego banku centralnego.

Wyznaczenie luki płynnościowej wymaga ustalenia, jak w okresie objętym próbą kształtowały się odchylenie bieżącej produkcji od poziomu potencjalnego, odchylenie bieżącej inflacji od celu inflacyjnego banku centralnego oraz nierównowaga na rynku pieniądza.

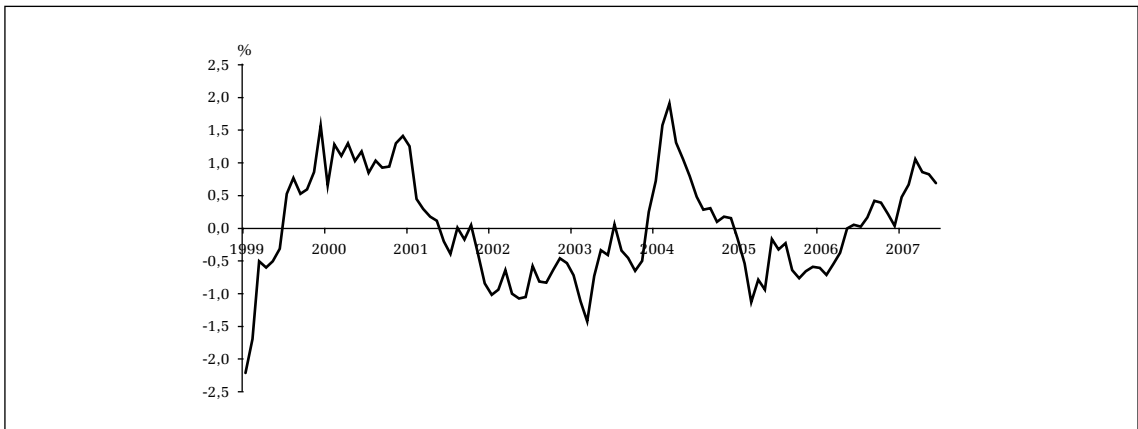
Najpierw oszacowano wielkość luki popytowej, czyli różnicę pomiędzy rzeczywistym poziomem produkcji a możliwościami gospodarki. Do wyznaczenia wielkości produkcji potencjalnej zastosowano procedurę wykorzystującą filtr Hodricka-Prescotta, która polega na minimalizacji wyrażenia:

$$\sum_{t=1}^T (pkb_t - pkb_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(pkb_{t+1}^* - pkb_t^*) - (pkb_t^* - pkb_{t-1}^*)]^2 \quad (13)$$

Parametr wygładzania λ ma poziom standardowy dla danych miesięcznych i wynosi 14 400. Na wykresie 2 przedstawiono kształtowanie się oszacowanej luki popytowej w latach 1999–2007.

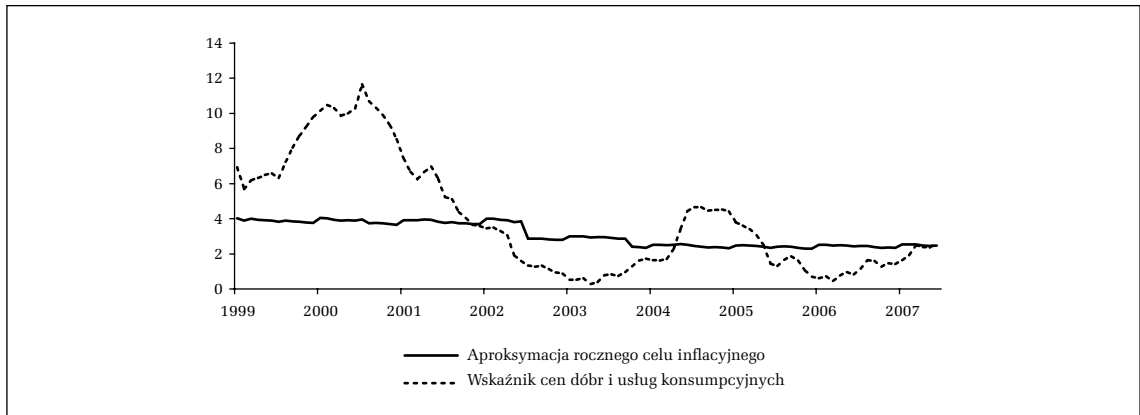
Wykres 2

Kształtowanie się luki popytowej w polskiej gospodarce w latach 1999–2007



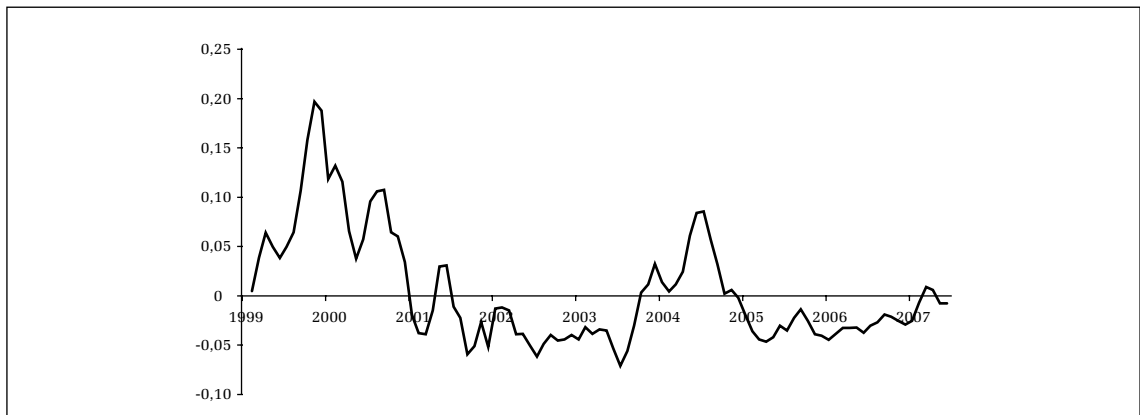
Wykres 3

Kształtowanie się wskaźnika CPI (r/r) w odniesieniu do celu inflacyjnego banku centralnego



Wykres 4

Kształtowanie się luki płynnościowej w gospodarce polskiej w latach 1999–2007



Następnie skoncentrowano się na wyznaczeniu wielkości zdefiniowanej jako odchylenie bieżącej inflacji od celu inflacyjnego banku centralnego. Ponieważ bezpośredni cel inflacyjny ogłaszany przez Narodowy Bank Polski ma charakter skokowy (utrzymuje się na stałym poziomie w pewnych okresach), należało dokonać interpolacji rozważanego szeregu. Do wykonania powyższego przekształcenia posłużono się metodą zaproponowaną przez Kelma i Karpa (2004). Na wykresie 3 zestawiono wskaźnik cen dóbr i usług konsumpcyjnych oraz aproksymowany cel inflacyjny.

Szereg u_t , pełniący funkcję wskaźnika nierównowagi na rynku pieniądza, został wyznaczony jako stacjonarny wektor reszt z długookresowego równania popytu na pieniądź (11a).

Ustalenie, jak w badanym okresie kształtowała się luka popytowa, jaka była relacja między bieżącą inflacją a celem inflacyjnym Narodowego Banku Polskiego, oraz znajomość sytuacji na rynku pieniądza pozwalają na wyznaczenie, na podstawie zależności (12), wielkości luki płynnościowej.

Na wykresie 4 przedstawiono kształtowanie się oszacowanej luki płynnościowej w latach 1997–2007. W porównaniu z wykresem 3 widać wyraźnie, że okresom cechującym się nadpłynnością pieniądza towarzyszyło nasilenie procesów inflacyjnych, co jest zgodne z teorią ekonomii i pozwala sądzić, iż wielkość luki płynnościowej została oszacowana poprawnie.

7. Estymacja równania cen

Równanie opisujące kształtowanie się krótkookresowej dynamiki cen, które wynika bezpośrednio z koncepcji P-star, ma postać:

$$\begin{aligned} \Delta_{12}cpi_t = & (1 - \delta)\Delta_{12}cel_t + \delta\Delta_{12}cpi_{t-1} + \alpha_v(v_{t-1} - v_{t-1}^*) + \alpha_y(pkb_{t-1} - pkb_{t-1}^*) + \\ & + \sum_{p=0}^P \theta_p \Delta_{12}cz_{t-p} + \sum_{q=0}^Q \delta_q \Delta_{12}cp_{t-q} + \xi_t \end{aligned} \quad (14)$$

Zarówno luka popytowa, jak i luka płynnościowa traktowane są jako wskaźniki kierunku rozwoju zjawisk inflacyjnych. Obecność w równaniu (14) opóźnionych wielkości obydwu zmiennych umożliwia zatem zbadanie własności prognostycznych rozważanych wskaźników nierównowagi. W wyniku szczegółowej analizy empirycznej zdecydowano się jednak na poszerzenie specyfikacji modelu o bieżące wielkości luki płynnościowej oraz luki popytowej. W tabeli 6 zamieszczone zostały oszacowania parametrów równania (14) po wprowadzeniu opisanych zmian.

Na podstawie uzyskanych informacji można stwierdzić, że zabieg polegający na uwzględnieniu w równaniu (14) bieżących wartości luki popytowej oraz płynnościowej dał oczekiwane wyniki. Szczególnie widoczne jest to w przypadku luki płynnościowej, co może wynikać z faktu, że zjawisku nadpłynności towarzyszy nasilenie się procesów inflacyjnych. Analizując wpływ luki popytowej, można natomiast zauważyć, że zjawisko odchylenia się produkcji od możliwości gospodarki nie wywołuje tak istotnej, natychmiastowej reakcji. Związane jest to z faktem, że czynnik ten nie oddziałuje na inflację bezpośrednio. Proces dostosowania przebiega wówczas pośrednio, przez rynek pracy.

pozytywna weryfikacja stochastycznych własności modelu dla tak wyspecyfikowanego równania cen, przeprowadzona na podstawie wyników zawartych w tabeli 7 oraz na wykresie 5, przesądziła jednak o pozostawieniu w zbiorze zmiennych objaśniających bieżącej wartości luki popytowej.

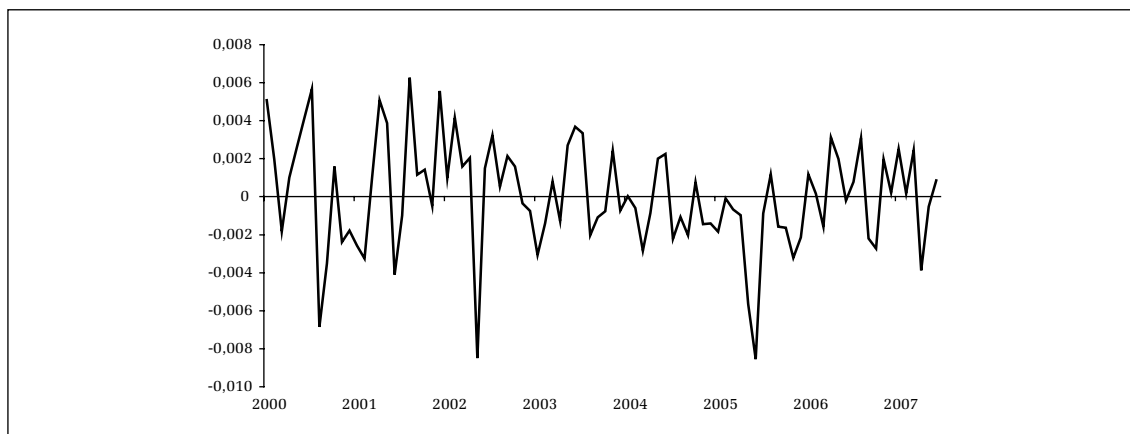
Tabela 6
Oszacowania parametrów NMNK

Zmienna	Współczynnik	Statystyka <i>t</i>
<i>const</i>	0,002	2,97
$\Delta_{12}cel_t$	0,133	–
$\Delta_{12}cpi_{t-1}$	0,867	37,99
$(pkb_t - pkb_t^*)$	-0,146	-1,52
$(pkb_{t-1} - pkb_{t-1}^*)$	0,257	2,40
$(v_t - v_t^*)$	0,094	5,01
$(v_{t-1} - v_{t-1}^*)$	-0,069	-3,88
$\Delta_{12}cz_t$	0,039	2,12
$\Delta_{12}cp_t$	0,010	2,99

Tabela 7
Analiza własności składnika losowego z równania cen

R^2 skorygowane	0,990		
Statystyka testu Durbina h	1,739		
Test autokorelacji składnika losowego			
LM(1)	LM(4)	LM(6)	LM(12)
2,320 (0,132)	1,464 (0,222)	1,359 (0,243)	1,629 (0,109)
Test na normalność rozkładu reszt			
4,380 (0,112)			

Wykres 5
Reszty z równania cen



Wyniki testu mnożnika Lagrange'a wskazują na brak autokorelacji składnika losowego pierwszego rzędu i wyższych. Statystyki LM nie pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej o braku autokorelacji składnika losowego nawet przy poziomie istotności 10%. Analizując rezultaty testu normalności rozkładu reszt, zamieszczone na wykresie 6, można stwierdzić, iż nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej, że składnik losowy pochodzący z modelu (14) ma rozkład normalny (graniczny poziom istotności wynosi 0,112). Dodatkowo, potwierdzenie decyzji o pozostawieniu w zbiorze zmiennych objaśniających bieżącej wielkości luki popytowej otrzymano w wyniku testu RESET na poprawność specyfikacji. Statystyka testu wskazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o prawidłowej postaci równania opisującego kształtowanie się inflacji w polskiej gospodarce (graniczny poziom istotności jest równy 0,105).

Należy zwrócić szczególną uwagę na ocenę parametru przy zmiennej opisującej wielkość obserwowanej inflacji, wynoszącą 0,867. Oznacza to, że wpływ polityki pieniężnej prowadzonej przez bank centralny na wielkość spodziewanych zmian cen, mierzony za pomocą współczynnika $(1 - \delta)$ wynosi 0,133. Skłania to do przypuszczeń, że w rzeczywistości wartość ta może być równa 0. W związku z tym przeprowadzono test weryfikujący hipotezę, czy parametr przy opóźnionej inflacji jest równy 1. Sprawdzianem zespołu hipotez:

$$H_0 : \delta = 1$$

$$H_1 : \delta \neq 1,$$

jest statystyka:

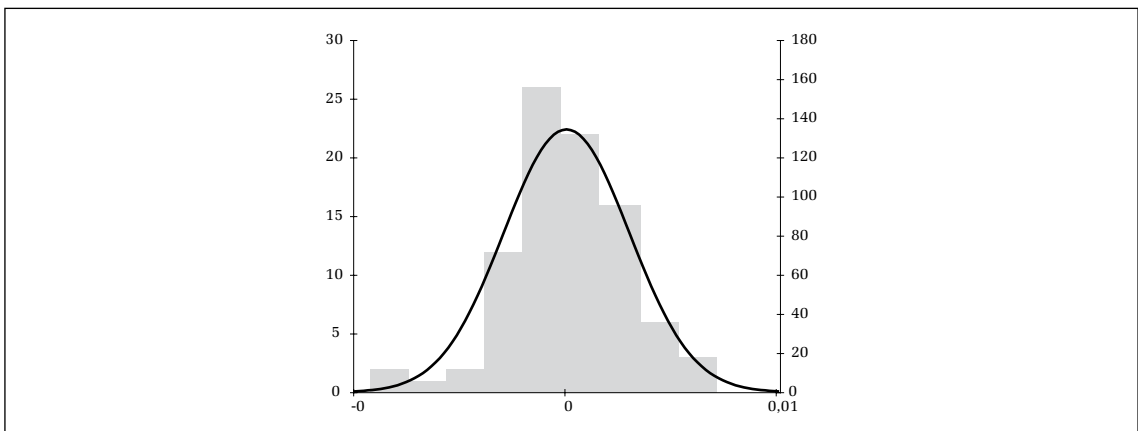
$\frac{\hat{\delta}-1}{\hat{\sigma}_{\hat{\delta}}}$, której wartość w tym przypadku wynosi w przybliżeniu -5,84, a przedział ufności dla poziomu istotności 0,05 określony jest nierównościami $-1,99 \leq \frac{\hat{\delta}-1}{\hat{\sigma}_{\hat{\delta}}} \leq 1,99$. Otrzymane wyniki wskazują, że przy zazwyczaj przyjmowanym poziomie istotności 0,05 należy odrzucić hipotezę zerową i przyjąć hipotezę alternatywną. Oznacza to, że parametr przy opóźnionej inflacji jest różny od jedności i – co za tym idzie – zostaje wykluczony w pełni adaptacyjny charakter oczekiwań inflacyjnych w polskiej gospodarce.

Uzyskane oszacowania parametrów równania (14) oraz rezultaty powyższego testu pozwalają pozytywnie zweryfikować hipotezę o częściowo adaptacyjnym charakterze oczekiwań inflacyjnych w polskiej gospodarce. Uzyskana niska ocena parametru przy bieżącym poziomie inflacji świadczy jednak, że podmioty podczas określania przyszłej zmiany cen kierują się głównie oceną bieżącej sytuacji. Potwierdzenie uzyskanych wyników można zaobserwować na wykresie 7, na którym zestawiono indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych, oczekiwania inflacyjne podmiotów ekonomicznych oraz średniookresowy cel inflacyjny.

Sytuacja, w której podmioty przy formułowaniu oczekiwań inflacyjnych w nieznanym stopniu kierują się wskazaniem Narodowego Banku Polskiego, może wynikać ze specyfiki celu inflacyjnego wyznaczanego dla średniego okresu. Podmioty mają świadomość, że pożądana przez bank centralny wielkość inflacji jest wartością docelową, której osiągnięcie nastąpi w długim horyzoncie czasowym. Dodatkowo, wielkość celu inflacyjnego nie odzwierciedla trajektorii, po której in-

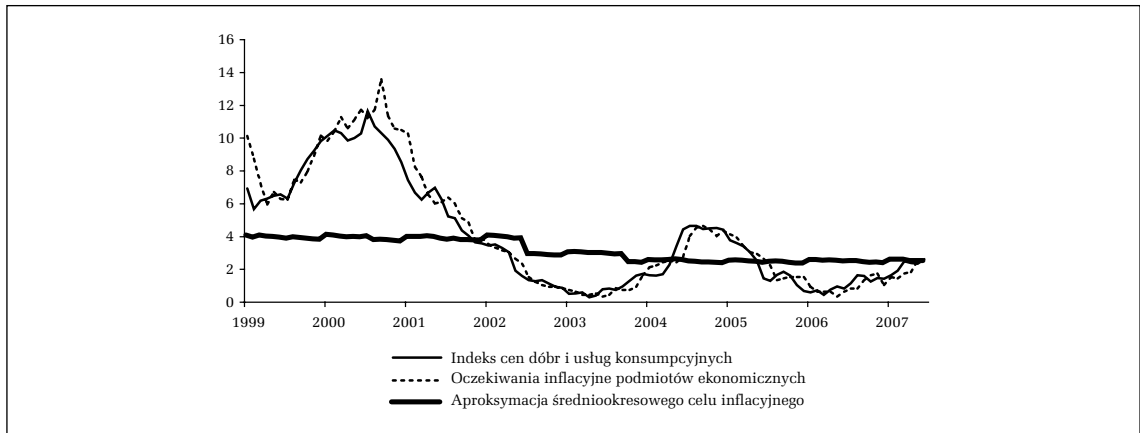
Wykres 6

Test na normalność rozkładu reszt



Wykres 7

Kształtowanie się indeksu CPI (r/r), oczekiwań inflacyjnych oraz celu inflacyjnego NBP



flacja zbiega do poziomu długookresowej równowagi. Formułowanie wniosków jedynie na podstawie uzyskanej oceny parametru może zatem doprowadzić do niedoszacowania rzeczywistego wpływu Narodowego Banku Polskiego na kształtowanie się zjawisk inflacyjnych.

Największe zainteresowanie ekonomistów budzą związki charakterystyczne dla długiego okresu. Dlatego na podstawie otrzymanych wyników wyznaczono wielkość parametrów długookresowych.

Wszystkie oszacowania parametrów długookresowych są w pełni interpretowalne z ekonomicznego punktu widzenia. Dodatkowo, oszacowanie parametru związanego z ECT ($\delta - 1$) jest ujemne i wynosi $-0,133$, co oznacza, że w rozważanym systemie występuje tendencja do powrotu na trajektorię równowagi. Dowodzi to stabilności systemu.

Oceny parametrów długookresowych związanych z wielkością odchylenia produkcji od poziomu potencjalnego oraz z nierównowagą na rynku pieniądza, będące szczególnym przedmiotem zainteresowania, wynoszą odpowiednio $0,837$ i $0,185$. Oznacza to, że w badanym okresie w polskiej gospodarce znacznie silniejszy wpływ na kształtowanie się inflacji miały czynniki o charakterze kosztowym niż bodźce monetarne. Warto również zauważyć, że rozważane oszacowania sumują się w przybliżeniu do jedności. Oznacza to, że spełniony jest warunek homogeniczności, luki popytowej i luki płynnościowej, świadczący o tym, że obie luki łącznie wyznaczają wahania cen.

Elastyczności ogólnego poziomu cen względem cen żywności i napojów bezalkoholowych oraz cen paliw do prywatnych środków transportu wyniosły, odpowiednio, $0,292$ oraz $0,077$, co w przybliżeniu odpowiada ich udziałom w koszyku inflacyjnym.

Tabela 8

Oszacowania parametrów długookresowych

	Zmienna zależna $\Delta_{12}cpi$
$(pkb - pkb^*)$	0,837
$(v - v^*)$	0,185
$\Delta_{12}cz$	0,292
$\Delta_{12}cp$	0,077

8. Wnioski

Na podstawie otrzymanych wyników można sformułować następujące wnioski. Zastosowanie analizy kointegracyjnej do poszukiwania między zmiennymi długookresowych zależności przyczynowo-skutkowych okazało się w pełni uzasadnione. W przypadku zbioru zmiennych (pieniądz, PKB, krótko- oraz długookresowa stopa procentowa, realny kurs walutowy, inflacja) zidentyfikowano dwie relacje kointegrujące. Pierwszy wektor kointegrujący odzwierciedla długookresową funkcję popytu na realny pieniądz, drugi zaś opisuje ścieżkę długookresowej równowagi inflacji.

W przedstawionym badaniu skoncentrowano się na wyznaczeniu długookresowego równania popytu na realny pieniądz, które stanowiło podstawę dalszych rozważań. Ostatecznie dowiedziano, że popyt na pieniądz zależy w długim okresie od wielkości produktu krajowego brutto, różnicy pomiędzy długo- a krótkookresową stopą procentową oraz poziomu inflacji. Na podstawie uzyskanej oceny dochodowej elastyczności popytu na pieniądz wykazano, że istotnym czynnikiem determinującym wielkość popytu na pieniądz w polskiej gospodarce jest motyw majątkowy.

Wyniki przeprowadzonej analizy wpływu Narodowego Banku Polskiego na wielkość spodziewanych zmian cen potwierdzają częściowo adaptacyjny charakter oczekiwań inflacyjnych w polskiej gospodarce. Mimo że oszacowanie odpowiedniego parametru nie jest zbyt wysokie, nie należy negatywnie oceniać roli polityki pieniężnej w procesie kształtowania zjawisk inflacyjnych. Wiarygodność banku centralnego nie powinna być utożsamiana ze zgodnością bieżącego poziomu inflacji z oficjalnym celem inflacyjnym (por. Balcerowicz 2002). Po pierwsze, inflacja jest zjawiskiem złożonym, wywoływanym również przez czynniki, na które Narodowy Bank Polski często nie ma wpływu. Po drugie, skutki działań prowadzonych przez władze monetarne są rozłożone w czasie, zatem ostateczne rezultaty w postaci ustabilizowania inflacji na wyznaczonym poziomie mogą nastąpić z pewnym opóźnieniem. Przy ocenie polityki prowadzonej przez bank centralny powinno się przede wszystkim uwzględnić trwającą w badanym okresie tendencję spadkową inflacji, jak również malejącą amplitudę wahań indeksu ogólnego poziomu cen w odniesieniu do wielkości pożądanej. Wobec powyższego oddziaływanie Narodowego Banku Polskiego na sytuację w gospodarce należy ocenić pozytywnie.

Analiza rezultatów estymacji parametrów modelu korekty błędem (14) prowadzi do wniosku, że zasadne jest zastosowanie koncepcji P-star do modelowania inflacji w Polsce. Przeprowadzone badanie wykazało, że hipoteza dotycząca progностycznej roli luki popytowej i luki płynnościowej we wskazywaniu przyszłego kierunku rozwoju zjawisk inflacyjnych znalazła potwierdzenie w polskiej gospodarce. Dowiedziano, że procesy inflacyjne w Polsce są zjawiskiem złożonym, wywoływanym zarówno przez czynniki o charakterze kosztowym, jak i monetarnym. Oznacza to, że znajomość sytuacji w sferze realnej gospodarki oraz sytuacji na rynku pieniądza pozwala na przewidzenie kierunku zmiany cen, a tym samym umożliwia Narodowemu Bankowi Polskiemu podjęcie odpowiednich działań służących utrzymaniu stabilnego poziomu cen w gospodarce. Porównanie uzyskanych ocen parametrów związanych z obydwoma lukami prowadzi do wniosku, że w okresie objętym próbą głównym źródłem zjawisk inflacyjnych były czynniki kosztowe.

Bibliografia

- Balcerowicz L. (2002), *Wystąpienie Leszka Balcerowicza w debacie sejmowej w sprawie projektów nowelizacji ustawy o NBP*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Brzoza-Brzezina M., Kotłowski J. (2001), Analiza związku między cenami i pieniądzem w gospodarce polskiej na podstawie modelu Π^* , *Bank i Kredyt*, 3, 4–16.
- Coenen G., Vega J.L. (1999), *The demand for M3 in the euro area*, ECB Working Papers, 6, ECB, Frankfurt.
- Fisher I. (1911), *The Purchasing Power of Money*, Macmillan, New York.
- Gerlach S., Svensson L.E.O. (2003), Money and Inflation in the Euro Area: A case for Monetary Indicators?, *Journal of Monetary Economics*, 50, 1649–1672.
- Greenslade J.V., Hall S.G., Henry S.G.B. (1999), *On the Identification of Cointegrated Systems in Small Samples: Practical Procedures with an Application to UK Wages and Prices*, Discussion Paper, Centre for Economic Forecasting London Business School.
- Hallman J.J., Porter R.D., Small D.H. (1991), Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?, *American Economic Review*, 81, 841–858.
- Johansen S. (1996), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- Juselius K. (2002), *The Cointegrated VAR Model: Econometric Methodology and Macroeconomics Applications*, mimeo.
- Kelm R., Karp P. (2004), *Fiscal Deficits and Exchange Rate Misalignment in Poland: An Econometric Analysis*, mimeo, University of Łódź.
- Kelm R. (2005), Ekonometryczny model cen i popytu na pieniądz w Polsce: Perspektywa średnio-okresowa 1995–2003, *Ekonomista*, 4, 449–481.
- Kelm R., Majsterek M. (2006), The I(2) Analysis of Money Demand and Inflation in Poland in the Transition Period 1995–2005, w: W. Welfe, A. Welfe (red.), *Macromodels 2005. Proceedings of the Thirtieth Second International Conference*, Chair of Econometric Models and Forecasts, University of Łódź.
- Kelm R. (2008), Prognozowanie składników PKB w przekroju miesięcznym, w: M. Plich (red.), *Rachunki narodowe. Wybrane problemy i przykłady zastosowań*, GUS, Warszawa.
- Kotłowski J. (2004), Luka pieniężna jako źródło inflacji w gospodarce polskiej – analiza kointegracji sezonowej, w: A. Welfe (red.), *Metody ilościowe w naukach ekonomicznych. Czwarte Warsztaty Doktorskie z Zakresu Ekonometrii i Statystyki*, SGH, Warszawa.
- Kotłowski J. (2006), *Pieniądz i ceny w gospodarce polskiej. Analiza kointegracji sezonowej*, SGH, Warszawa.
- Majsterek M., Welfe A. (2000), Analiza kointegracyjna. Sprzężenie inflacyjne, w: A. Welfe (red.), *Gospodarka Polski w okresie transformacji*, PWE, Warszawa.
- Majsterek M. (2005), Restrykcje w analizie kointegracyjnej, *Przegląd Statystyczny*, 52 (1), 55–74.
- Tödter K.H. (2002), *Monetary indicators and policy rules in the P-star model*, Working Paper, 18/02, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, Frankfurt.
- Welfe A., Majsterek M., Florczak W. (1994), Model pętli inflacyjnej w gospodarce polskiej – analiza kointegracyjna, *Przegląd Statystyczny*, 41 (3), 245–264.

- Welfe A., Majsterek M. (1999), Długookresowe związki płacowo-cenowe w gospodarce polskiej, *Ekonomista*, 6, 709–721.
- Welfe A., Majsterek M. (2001), Długookresowy model sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej okresu transformacji, *Ekonomista*, 5, 619–633.
- Welfe A., Kelm R., Majsterek M. (2002), Agregatowy model inflacji, *Przegląd Statystyczny*, 49 (3), 15–31.
- Welfe A., Kęłowski P. (2006), *Price-Wage System with Taxation: Multivariate Cointegration Analysis*, Department of Applied Econometrics Working Papers Series, 6, Łódź.

Application of cointegration to the P-star model

Abstract

The article empirically verifies a hypothesis concerning causes of inflation in the Polish economy in 1999-2007. The model used in the study has been constructed using the P-star approach, which enabled to compare directly the impact of factors determining the monetary or cost-related character of inflation processes. The study was conducted within the framework of multidimensional cointegration analysis. It covered estimation of the parameters of long-run money demand function, estimation of the liquidity gap, analysis of the formulation of inflation expectations by economic agents and estimation of the parameters of an error correction model describing the development of short-term rise in prices. The results justify the use of the P-star approach to modeling inflation in Poland. It has been proved that inflation processes are complex phenomena triggered by combination of cost and monetary factors. The main source of inflation phenomena in the Polish economy in the reviewed period were nevertheless the cost factors.

Keywords: inflation, P-star model, cointegration analysis, liquidity gap, inflation expectations

