

PIOTR MISZTAL*

Zjawisko uporczywości (inercyjności) inflacji w Polsce

Wprowadzenie

Skuteczność polityki monetarnej w stabilizowaniu cen zależy od wielu czynników, a w szczególności od dynamiki inflacji, wiarygodności banku centralnego, zakresu koordynacji polityki monetarnej i fiskalnej, obowiązującego systemu kursu walutowego oraz stopnia aktywności polityki monetarnej. Jednym z czynników wpływających na dynamikę inflacji jest sposób ustalania cen przez krajowe przedsiębiorstwa. Jeżeli znaczna liczba przedsiębiorstw ustala swoje ceny na podstawie informacji pochodzących z przeszłości, wówczas w kraju ma miejsce zjawisko uporczywości inflacji (Gali, Gertler 1999), czyli występuje tendencja do powolnego dostosowywania się inflacji po wystąpieniu szoku do poziomu równowagi długookresowej. Zatem uporczywość inflacji oznacza silną i dodatnią zależność między inflacją z bieżącego okresu i okresów go poprzedzających. Zjawisko to sprawia trudności władzom monetarnym kraju w ograniczaniu inflacji do wyznaczonego celu inflacyjnego po okresie jej wzrostu, a niezbędne dostosowania trwają dłużej i powodują większą zmienność produkcji i zatrudnienia.

Celem niniejszego artykułu jest analiza zjawiska uporczywości (inercyjności) inflacji w teorii ekonomii i w polskiej gospodarce. Analiza teoretyczna jest oparta na studiach literaturowych z zakresu makroekonomii i finansów, a analiza empiryczna wykorzystuje metody ekonometryczne (model wektorowej autoregresji – VAR). Wszystkie dane statystyczne wykorzystane w tej analizie miały częstotliwość miesięczną, obejmują okres od stycznia 1996 r. do września 2012 r. i pochodzą z urzędu statystycznego Unii Europejskiej – Eurostat.

1. Uporczywość (inercyjność) inflacji oraz jej rodzaje

Powszechnie uważa się, że inflacja jest często narażona na występowanie licznych szoków makroekonomicznych, które mogą prowadzić do odchylenia bieżącej stopy

* Prof. dr hab. Piotr Misztal, Uniwersytet Jana Kochanowskiego w Kielcach, Wydział Zarządzania i Administracji, e-mail: misztal@tdkami.net

inflacji od jej średniego poziomu, który jest na ogół określony przez cel inflacyjny banku centralnego. Wspomniane szoki ekonomiczne mogą mieć trwały charakter lub mogą mieć trwałe skutki dla inflacji ze względu np. na występowanie sztywności nominalnej cen, co prowadzi do trwałych odchyżeń inflacji od jej celu. Dlatego też wiedza dotycząca trwałości tych szoków i stopnia odchyżeń inflacji od wyznaczonego celu odgrywa istotną rolę z punktu widzenia banku centralnego, którego nadrzędnym celem jest osiągnięcie stabilności cen. Dostosowanie bieżącej inflacji do jej długookresowego poziomu po wystąpieniu szoku można scharakteryzować przez prędkość, z którą inflacja podąża z powrotem do swojej wartości średniej. Im wyższa jest ta prędkość, tym mniej skomplikowane może być dążenie banku centralnego do utrzymania stabilności cen (Darvas, Varga 2007). Zatem jedną z najważniejszych charakterystyk dynamiki inflacji jest stopień jej uporczywości. Zjawisko uporczywości inflacji J.L. Willis (2003) definiuje jako „szybkość, z jaką inflacja powraca do poziomu wyjściowego po wystąpieniu szoku”.

W literaturze ekonomicznej stosuje się dwa główne sposoby pomiaru uporczywości inflacji, mianowicie miary parametryczne oraz miary strukturalne. W ramach miar parametrycznych wyróżnia się różnego typu modele autoregresyjne, a do miar strukturalnych zalicza się metody bazujące na neokeynesowskiej krzywej Phillipsa.

Tabela 1
Sposoby pomiaru uporczywości inflacji w literaturze ekonomicznej

Miary statystyczne	Modele
Miary parametryczne	Model autoregresji ze stałą średnią (<i>autoregressive model with constant mean</i>)
	Model autoregresji ze zmienną średnią (<i>autoregressive model with time-varying mean</i>)
	Model autoregresji częściowo zintegrowany ze średnią ruchomą (<i>autoregressive fractionally integrated moving average model – ARFIMA</i>)
Miary strukturalne	Nowa hybrydowa krzywa Phillipsa (<i>the new hybrid Phillips curve</i>)

Źródło: Franta, Saxa, Šmídková (2007).

Koncepcja uporczywości (inercyjności) inflacji (*inflation persistence*) dotyczy istotnej zależności bieżącej stopy inflacji od stóp inflacji w przeszłości. J.C. Fuhrer (2009) wyróżnia uporczywość wewnętrzną (*intrinsic inflation persistence*), związaną z korelacją bieżącej inflacji z przeszłą inflacją, i uporczywość odziedziczoną (*inherited inflation persistence*), związaną z uporczywością czynników determinujących inflację.

N. Batini (2002) wyróżnia trzy typy uporczywości inflacji, tzn. uporczywość będącą konsekwencją dodatniej korelacji zmiennych uwzględnianych do obliczenia inflacji, uporczywość wynikającą z opóźnień czasowych między systematycznie prowadzoną polityką monetarną banku centralnego i jej oddziaływaniem na inflację oraz uporczywość, która wynika z opóźnionej reakcji inflacji na niesystematyczne działania ze strony władz monetarnych kraju.

Natomiast według F. Altissimo, M. Ehrmann, F. Smets (2006) istnieją trzy rodzaje uporczywości inflacji, tzn. zewnętrzna (*extrinsic inflation persistence*), wynikająca z utrzymujących się zmian kosztów krańcowych, wewnętrzna (*intrinsic inflation persistence*), stanowiąca zależność bieżącej inflacji od jej poziomu z przeszłości, i oczekiwana (*expectation-based inflation persistence*), będąca przewidywaną stopą inflacji na podstawie trendów historycznych.

Z kolei I. Angeloni, L. Aucremanne, M. Ciccarelli (2006) w celu analizy zjawiska uporczywej inflacji wykorzystują hybrydową krzywą Phillipsa przedstawioną za pomocą poniższego równania:

$$\pi_t = \omega_b \pi_{t-1} + \omega_f E_t \pi_{t+1} + \gamma_t + \varepsilon_{\pi,t}. \quad (1)$$

Wspomniani autorzy dzielą przy tym uporczywość inflacji na wewnętrzną (*intrinsic inflation persistence*), oczekiwaną (*expectation-based inflation persistence*), zewnętrzną (*extrinsic inflation persistence*) oraz losową (*error-term inflation persistence*). Zdaniem autorów tego podejścia wewnętrzna uporczywość inflacji dotyczy mechanizmu ustalania cen i płac (ω_b) i jest konsekwencją powolnego dostosowania inflacji do poziomu równowagi długookresowej. Z kolei oczekiwana uporczywość inflacji jest rezultatem sposobu formułowania oczekiwań inflacyjnych ($E_t \pi_{t+1}$) oraz ich stopniowych dostosowań do celu inflacyjnego wyznaczanego przez władze monetarne kraju. Natomiast zewnętrzna uporczywość inflacji dotyczy uporczywości innych zmiennych (y_t) determinujących inflację. Wreszcie losowa uporczywość inflacji dotyczy błędu losowego ($\varepsilon_{\pi,t}$), który może podlegać autokorelacji.

2. Uporczywość (inercyjność) inflacji w świetle wyników analiz empirycznych

Rezultaty wielu badań empirycznych sugerują, że powojenna inflacja w dużym stopniu była i nadal jest zdeterminowana uporczywością inflacji w krajach wysoko rozwiniętych gospodarczo (O'Reilly, Whelan 2004) (załącznik 1). Ta uporczywość inflacji może wynikać z wielu różnorodnych przyczyn, m.in. ze zmian strukturalnych w poszczególnych krajach, modyfikacji celów inflacyjnych przez banki centralne, zmian reżimów kursów walutowych czy szoków cenowych (Levin, Piger 2004).

S.F. Mishkin (2007) wskazuje, że uporczywość inflacji prowadzi do wzrostu kosztów prowadzonej polityki monetarnej w celu ustabilizowania inflacji. Koszty te są związane z większą zmiennością produkcji i bezrobocia. Badania przeprowadzone przez T. Cogley i T. Sargent (2006) oraz J. Stock i M. Watson (2007) ujawniły, że nastąpiło znaczne zróżnicowanie uporczywości inflacji w USA w okresie związanym ze zmianami reżimu polityki monetarnej. Z kolei L. Benati (2006) analizował ewolucję uporczywości inflacji w wybranych krajach i w różnych reżimach monetarnych i zauważył, że stopień uporczywości inflacji znacznie zmieniał się w czasie i był niższy w okresach, w których nie określono jasno kotwicy nominalnej.

A.T. Levin i J.M. Piger (2004) wykazali, że występowanie wysokiego stopnia uporczywości inflacji może być związane ze zmianami średniej stopy inflacji, które

z kolei odzwierciedlają zmiany w czasie celów inflacyjnych banków centralnych. Wspomniani autorzy potwierdzili w swoich badaniach, że uporczywość inflacji, mierzona sumą współczynników autoregresji, jest znacznie niższa od jedności prawie we wszystkich analizowanych krajach. Co więcej, uporczywość inflacji nie jest wyłączną cechą krajów wysoko rozwiniętych gospodarczo.

M. Franta, B. Saxa i K. Šmidkova (2010) przeprowadzili analizę porównawczą stopnia uporczywości inflacji w tzw. nowych krajach członkowskich Unii Europejskiej oraz wybranych krajach członkowskich strefy euro w okresie 1993–2008. Wyniki badań sugerują, że nowe kraje członkowskie UE można podzielić na dwie grupy z punktu widzenia kształtowania się stopnia uporczywości inflacji. Jedna grupa, do której należą Bułgaria, Cypr, Czechy, Malta, Rumunia i Słowacja, charakteryzuje się zblizoną uporczywością inflacji do analizowanych krajów strefy euro (Belgia, Niemcy, Portugalia i Hiszpania). Natomiast do drugiej grupy autorzy analizy zaliczyli Estonię, Węgry, Litwę, Łotwę, Polskę i Słowenię. W tym przypadku występuje wyraźnie wyższy poziom wewnętrznej i oczekiwanej stopy inflacji niż w pozostałych nowych krajach członkowskich UE (Franta, Saxa, Šmidkova 2010).

Jednocześnie L. Benati (2004), analizując 20 krajów członkowskich OECD oraz kraje strefy euro, nie dostarczył dostatecznych dowodów na występowanie wysokiego stopnia uporczywości inflacji w tych krajach. G. Alogoskoufisem i R. Smith (1991) twierdzą, że inflacja jest mniej uporczywa w krajach o stałych reżimach kursowych. Inni autorzy, np. R. Burdekin i P. Siklos (1999), twierdzą, że również inne czynniki – takie jak wojny, szoki podażowe lub reformy banku centralnego – mogą wpływać na stopień uporczywości inflacji. Natomiast badania przeprowadzone przez G.J. Bratsiotis, J. Madsen i C. Martin (2002) w Australii, Kanadzie, Finlandii, Nowej Zelandii, Hiszpanii, Szwecji i Wielkiej Brytanii na przełomie lat 80. i 90. XX wieku wskazują, że uporczywość inflacji zależy od reguł prowadzonej polityki pieniężnej. Mianowicie, większy nacisk w polityce monetarnej położony na cel, jakim jest kontrola poziomu cen, prowadzi do zmniejszenia stopnia uporczywości inflacji. W rezultacie uporczywość inflacji jest niższa wtedy, gdy bank centralny realizuje strategię bezpośredniego celu inflacyjnego. Co więcej, T. Davig, T. Doh (2009) twierdzą, że polityka monetarna jest w stanie doprowadzić do zmniejszenia uporczywości inflacji poprzez bardziej agresywne dostosowanie nominalnych stóp procentowych w odpowiedzi na zmiany inflacji.

C. Erceg i A.T. Levin (2003) uważają, że uporczywość inflacji nie jest problemem strukturalnym i zależy od wiarygodności polityki monetarnej prowadzonej przez bank centralny. Wyniki badań przeprowadzonych przez R. Reis i F. Pivetta (2003) potwierdzają, że uporczywość inflacji wciąż pozostaje na stosunkowo wysokim poziomie i nie zmieniła się zasadniczo od 1965 r.

Wyniki badań przeprowadzonych przez B. Meller i D. Nautz (2009) wskazują na znaczący spadek stopnia uporczywości inflacji w większości krajów członkowskich strefy euro. Spadek długoterminowej uporczywości inflacji jest szczególnie widoczny w takich krajach jak Francja i Włochy, ale jest również istotny w Niemczech (Meller, Nautz 2009).

N. Batini i E. Nelson (2001), analizując gospodarki Wielkiej Brytanii i USA, wykazali występowanie istotnego opóźnienia czasowego oddziaływania polityki pieniężnej na zmiany stopy inflacji w tych krajach. Wyniki ich badań pokazują, że największe efekty polityki monetarnej w postaci zmniejszenia inflacji miały miejsce po upływie roku od momentu jej implementacji (Batini, Nelson 2001).

T. Cogely i T. Sargent (2001) doszli do wniosku, że uporczywość inflacji w USA rosła w latach 70. XX wieku, a następnie pozostawała na wysokim poziomie, aby ostatecznie stopniowo obniżyć się od początku lat 80. XX w. do 2000 r. J.C. Fuhrer (2005) oszacował w kontekście nowej keynesowskiej krzywej Philipsa, że strukturalna uporczywość inflacji była znaczącym czynnikiem wpływającym na dynamikę ogólnej inflacji. Natomiast J. Gali i M. Gertler (1999) doszukali się jedynie niewielkiej roli wewnętrznej uporczywości inflacji w wyjaśnianiu zmian inflacyjnych.

3. Uporczywość (inercyjność) inflacji w Polsce w ujęciu modelowym

W literaturze przedmiotu wykorzystuje się wiele różnych modeli ekonometrycznych, za pomocą których próbuje się oszacować stopień uporczywości (inercyjności) inflacji w wybranych krajach. W celu analizy problematyki uporczywości (inercyjności) inflacji w Polsce wykorzystano w niniejszym artykule model zaproponowany przez D.W.K. Andrews oraz H. Chen (1994), przedstawiający się następującym równaniem:

$$\pi_t = \mu + \sum_{j=1}^k \alpha_j \pi_{t-j} + v_t, \quad (2)$$

gdzie:

π – stopa inflacji konsumenta (zharmonizowany indeks cen konsumpcyjnych),

μ – wyraz stały,

α – współczynnik autoregresji,

v – błąd losowy,

t – okres analizy,

j – liczba opóźnień czasowych między zmiennymi.

Z kolei stopę uporczywości inflacji (ρ) można obliczyć zgodnie z poniższym wyrażeniem:

$$\rho = \sum_{j=1}^k \alpha_j. \quad (3)$$

Współczynnik określający stopę uporczywości inflacji może przyjmować wartości od zera do jedności [0; 1]. Uporczywość inflacji jest przy tym wysoka, jeśli bieżąca inflacja jest w dużym stopniu zdeterminowana przeszłą inflacją. W tym przypadku współczynnik określający stopę uporczywości inflacji jest zbliżony do jedności. Jednocześnie uporczywość inflacji jest niska, jeżeli bieżąca inflacja jest w małym stopniu uzależniona od inflacji z przeszłości. W tej sytuacji stopa uporczywości inflacji jest zbliżona do zera.

W modelu zaproponowanym przez D.W.K. Andrews oraz H. Chen (1994) i wykorzystanym w niniejszym artykule uwzględniono dodatkową determinantę inflacji konsumenta, w postaci wskaźnika cen produkcyjnych (tzw. inflacji producenta) w kraju. Ostateczną postać modelu przedstawia się poniższym wyrażeniem:

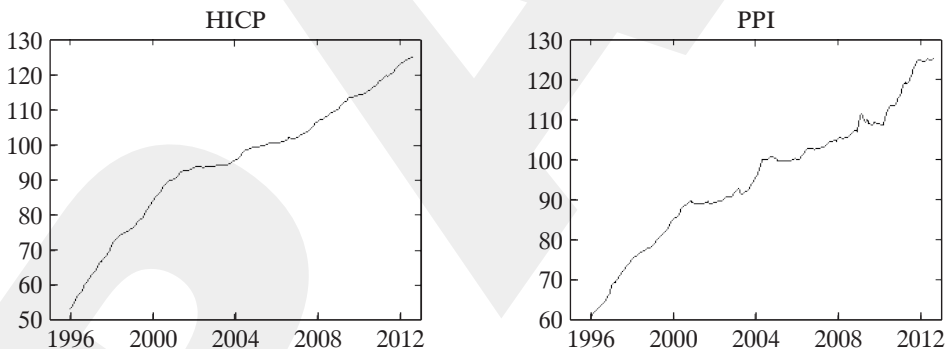
$$\pi_t = \mu + \sum_{j=1}^k \alpha_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j p_{t-j} + \nu_t, \quad (4)$$

gdzie p_t – stopa inflacji producenta (indeks cen produkcyjnych).

Wszystkie wykorzystane w tej analizie szeregi czasowe miały częstotliwość miesięczną i obejmowały okres od stycznia 1996 r. do września 2012 r. Z szeregów czasowych wyodrębniono czynnik sezonowy w celu wyeliminowania wpływu wahań sezonowych na badane procesy. Dekompozycji szeregów czasowych, czyli wyodrębnienia ich elementów składowych (trend, składnik cykliczny, składnik sezonowy, składnik resztowy), dokonano za pomocą procedury X12-ARIMA. Ostatecznie zmiany wskaźników inflacji wykorzystanych w modelu przedstawiały się w okresie 1996–2012 zgodnie z rysunkiem 1.

Rysunek 1

**Zmiany inflacji konsumenta i producenta w Polsce w okresie 1996–2012 (2005=100)
(po wyeliminowaniu wahań sezonowych)**



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Dodatkowo wszystkie analizowane zmienne poddano procedurze logarytmowania, co umożliwiło uzyskanie liniowego estymatora względem parametrów. W niniejszej analizie przyjęto dwa okresy opóźnień czasowych między zmiennymi objaśniającymi i zmienną objaśnianą (dwa miesiące). Wyboru rzędu opóźnień dokonano zgodnie z wynikami kryteriów informacyjnych modelu Akaike, Schwartz-Bayesiana oraz Hannana-Quinna. Według kryteriów Schwartz-Bayesiana oraz Hannana-Quinna największą pojemność informacyjną miał właśnie model z dwoma opóźnieniami (załącznik 2).

Przed dokonaniem estymacji modelu niezbędne było określenie stacjonarności analizowanych szeregów czasowych, gdyż ewentualny brak stacjonarności mógłby

spowodować wstępowanie regresji pozornej między zmiennymi. W tym celu wykorzystano rozszerzony test Dickeya-Fullera – ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). W przypadku wszystkich analizowanych zmiennych występowała stacjonarność szeregów czasowych (załącznik 3). Jednocześnie ze względu na występowanie stacjonarności badanych szeregów czasowych oraz brak kointegracji między zmiennymi modelu nie było możliwości rozszerzenia i przekształcenia strukturalnego modelu VAR w wektorowy model korekty błędem.

Następnie dokonano estymacji modelu za pomocą modelu wektorowej autoregresji VAR (*Vector Autoregression Model*), zaproponowanego przez Ch.A. Simsa (1980). Podejście takie po raz pierwszy zastosował J. McCarthy (1999), badając różne współzależności makroekonomiczne w krajach członkowskich Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (OECD). W metodzie VAR analizuje się dane zjawisko za pomocą układu równań, co zgodnie z postulatem Ch.A. Simsa (1980) eliminuje jednocześnie problem egzogeniczności zmiennych objaśniających. W tym przypadku estymacja oddziaływania poszczególnych czynników na inflację w modelu jest odizolowana od wpływu innych czynników, z którymi może być skorelowana inflacja (por. tabela 1).

Tabela 1

**System VAR (model wektorowej autoregresji), rząd opóźnienia 2.
Estymacja KMNK dla obserwacji 1996:03–2012:09 ($T = 199$)**

Logarytm wiarygodności = 1692,1605
 Wyznacznik macierzy kowariancji = 1,4098148e-010
 AIC = -16,9061 BIC = -16,7406 HQC = -16,8392
 Test Portmanteau: LB(48) = 175,526, df = 184 [0,6605]

Równanie 1: HICP

	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
const	0,016886	0,00673898	2,5057	0,01304**
HICP_1	1,28395	0,0655334	19,5923	<0,00001***
HICP_2	-0,322267	0,0616006	-5,2316	<0,00001***
PPI_1	0,183075	0,0356202	5,1396	<0,00001***
PPI_2	-0,148018	0,0367018	-4,0330	0,00008***

$\rho = 0,96$

Średn. arytm. zm. zależnej	4,544005	Odch. stand. zm. zależnej	0,197335
Suma kwadratów reszt	0,001221	Błąd standardowy reszt	0,002509
Wsp. determ. <i>R</i> -kwadrat	0,999842	Skorygowany <i>R</i> -kwadrat	0,999838
<i>F</i> (4, 194)	306251,4	Wartość <i>p</i> dla testu <i>F</i>	0,000000
Autokorel. reszt - rho1	-0,014198	Stat. Durbina-Watsona	2,028255

Test *F* dla hipotezy o braku restrykcji:

Wszystkie opóźnienia zm. HICP $F(2, 194) = 9186,8 [0,0000]$

Wszystkie opóźnienia zm. PPI $F(2, 194) = 21,771 [0,0000]$

Wszystkie zm. opóźnione o 2 $F(2, 194) = 25,323 [0,0000]$

Źródło: Opracowanie własne za pomocą programu GRET.L.

Na podstawie wyników oszacowań modelu można zauważyć, iż inflacja w badanym okresie była w istotnym stopniu zdeterminowana inflacją z kolejnych dwóch miesięcy poprzedzających badanie. Obliczony współczynnik uporczywości inflacji (ρ) wyniósł 0,96 w okresie 1996–2012, co tym samym potwierdzało występowanie w Polsce wysokiej uporczywości inflacji. Wyniki te są zbieżne z wynikami badań przedstawionymi m.in. przez M. Franta, B. Saxa, K. Šmídková (2007) oraz Z. Mladenović, A. Nojković (2012).

Następnym etapem analizy był pomiar siły oddziaływania analizowanych czynników na stopę inflacji w Polsce w okresie 1996–2012. Pomiaru tego dokonano za pomocą tzw. funkcji odpowiedzi impulsowych (*impulse response function*). Funkcja ta określa dynamiczną (rozłożoną w czasie) reakcję i -tej zmiennej endogenicznej w modelu VAR na zaburzenie j -tego składnika losowego. W tym przypadku za pomocą funkcji odpowiedzi impulsowych zbadano reakcję stopy inflacji na impuls w postaci jednostkowej zmiany cen konsumpcyjnych oraz cen produkcyjnych (rysunek 2).

Na powyższych wykresach można dostrzec, iż szokowy wzrost zharmonizowanego indeksu cen konsumpcyjnych prowadził do natychmiastowego wzrostu wskaźnika inflacji konsumenta w ciągu pięciu kolejnych miesięcy od momentu pojawienia się szoku cenowego, a następnie do stopniowej stabilizacji cen konsumpcyjnych. Natomiast wzrost wskaźnika cen produkcyjnych prowadził do stopniowego wzrostu zharmonizowanego indeksu cen konsumpcyjnych już od pierwszego miesiąca po wystąpieniu szoku cenowego.

W celu uzyskania danych dotyczących liczby miesięcy niezbędnych do zaabsorbowania 50% szoku inflacyjnego przed powrotem inflacji do jej średniego poziomu w danym okresie wykorzystano formułę obliczeń zaproponowaną przez D.N. Gujarati (2003) i przedstawiającą się następującym wyrażeniem:

$$h = \frac{\rho}{1 - \rho}, \quad (5)$$

gdzie:

h – okres niezbędny do zaabsorbowania przez inflację 50% szoku cenowego przed jej powrotem do średniej wartości w danym okresie;

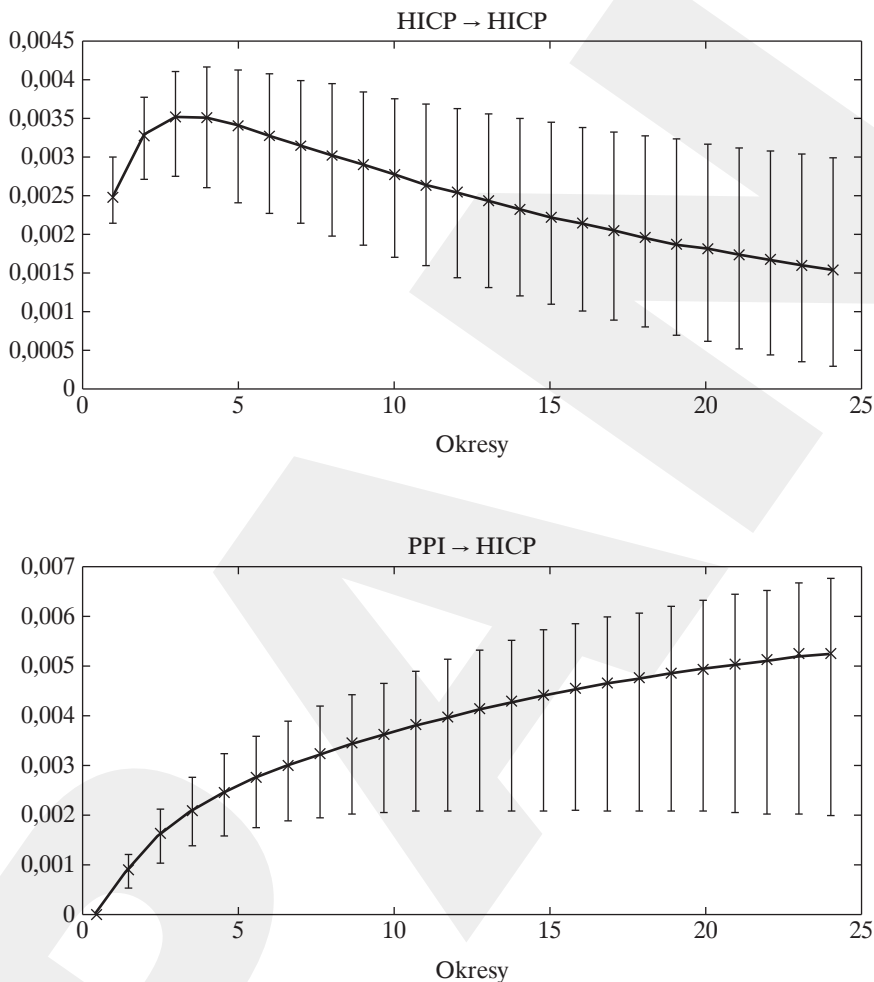
ρ – stopień uporczywości inflacji.

Obliczony zgodnie z powyższym wyrażeniem indeks (h) wyniósł 24, co oznacza, że niezbędny okres do absorpcji przez inflację połowy szoku cenowego wyniósł 24 miesiące.

Następnym etapem analizy była dekompozycja wariancji składnika resztowego. Ta procedura pozwala na określenie, jaki udział w wyjaśnianiu wariancji poszczególnych zmiennych modelu mają szoki wpływające na każdą z tych zmiennych. Innymi słowy, za pomocą dekompozycji wariancji mierzy się procentowy udział każdego z poszczególnych szoków (zaburzeń wariancji) w wyjaśnieniu zmienności poszczególnych zmiennych modelu. W tym przypadku dokonano dekompozycji wariancji zharmonizowanego indeksu cen konsumpcyjnych w Polsce w okresie 1996–2012 w celu oszacowania wpływu zmian analizowanych czynników (opóźnionej inflacji konsumenta i producenta) na kształtowanie się zmienności inflacji (tabela 2).

Rysunek 2

Wykresy funkcji odpowiedzi impulsowych wskaźnika inflacji konsumenta na impuls wywołany jednorazową jednostkową zmianą cen konsumpcyjnych i produkcyjnych*



* Bootstrapowe przedziały ufności.

Źródło: Opracowanie własne za pomocą programu GRETL.

Na podstawie danych z tabeli 2 można zauważyć, że zmiany zharmonizowanego indeksu cen konsumpcyjnych wyjaśniały ponad 50% zmienności inflacji konsumenta w ciągu roku od momentu wystąpienia szoku cenowego. Natomiast zmiany inflacji producenta wyjaśniały w zdecydowanie mniejszym stopniu zmienność inflacji konsumenta w ciągu pierwszego roku od wystąpienia szoku.

W celu szczegółowej analizy problematyki uporczywości inflacji w Polsce zbadano również stopień uporczywości inflacji w przypadku poszczególnych grup towarów i usług wykorzystywanych do konstrukcji zharmonizowanego indeksu cen konsumpcyjnych.

Tabela 2
Dekompozycja wariancji składnika resztowego zmiennej HICP

Okres	Błąd standardowy	HICP	PPI
1	0,002	100,0	0,0
2	0,004	95,7	4,3
3	0,006	89,9	10,1
4	0,007	84,5	15,5
5	0,008	79,6	20,4
6	0,009	75,2	24,8
7	0,010	71,1	28,9
8	0,011	67,3	32,7
9	0,012	63,7	36,3
10	0,013	60,3	39,7
11	0,014	57,1	42,9
12	0,014	54,2	45,8
13	0,015	51,4	48,6
14	0,016	48,7	51,3
15	0,017	46,3	53,7
16	0,017	43,9	56,1
17	0,018	41,8	58,2
18	0,019	39,8	60,2
19	0,020	37,9	62,1
20	0,020	36,1	63,9
21	0,021	34,5	65,5
22	0,022	32,9	67,1
23	0,022	31,5	68,5
24	0,023	30,1	69,9

Źródło: Opracowanie własne za pomocą programu GRETL.

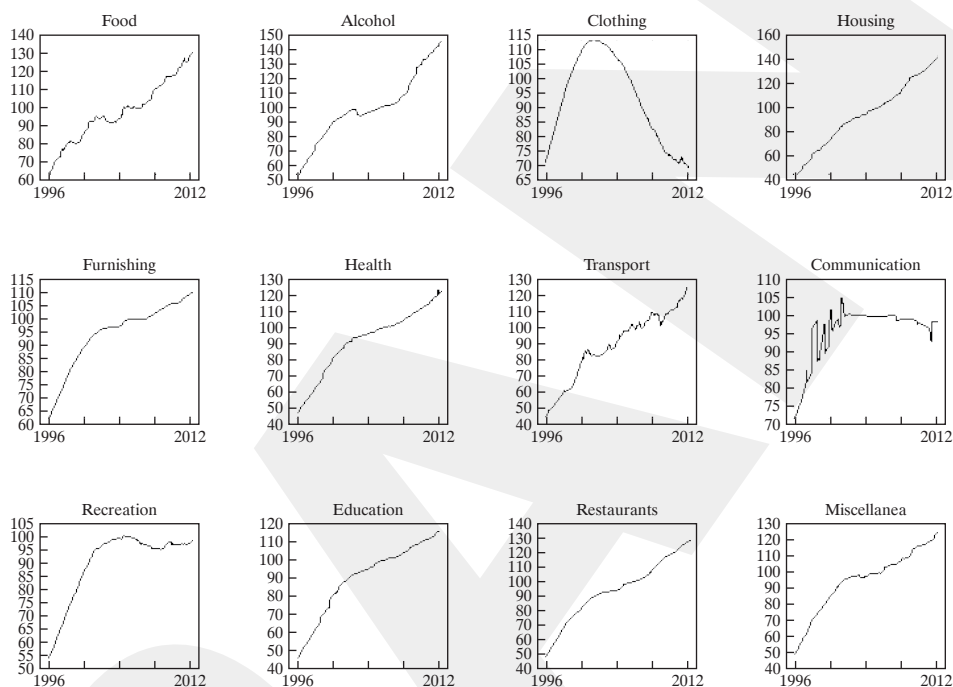
cyjnych. W tym celu wykorzystano wskaźniki inflacji dla 12 grup wydatków takich jak: żywność i napoje bezalkoholowe, napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe, odzież i obuwiu, mieszkanie, użytkowanie mieszkania i nośniki energii, zdrowie, transport, łączność, rekreacja i kultura, edukacja, restauracje i hotele oraz inne towary i usługi.

Podobnie jak w przypadku zharmonizowanego indeksu cen konsumpcyjnych wszystkie szeregi czasowe miały częstotliwość miesięczną i obejmowały okres od stycznia 1996 r. do września 2012 r. Również w tym przypadku z poszczególnych szeregów czasowych wyodrębniono czynnik sezonowy w celu wyeliminowania

wpływu wahań sezonowych na analizowane zmienne. Zmiany zdesezonalizowanych wskaźników cen wykorzystanych w modelu przedstawiały się w okresie 1996–2012 zgodnie z rysunkiem 3.

Rysunek 3

Dynamika cen różnych grup towarów i usług w Polsce w okresie 1996–2012 (2005=100) (po wyeliminowaniu wahań sezonowych)



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych EUROSTAT.

Zgodnie z powyższym rysunkiem w ramach poszczególnych grup towarów i usług konsumpcyjnych odnotowano zróżnicowaną dynamikę cen. Największy wpływ na zmiany zharmonizowanego indeksu cen towarów i usług konsumpcyjnych w badanym okresie miał wzrost wydatków związanych z mieszkaniem, wzrost cen alkoholi i wyrobów tytoniowych, wzrost cen żywności i napojów bezalkoholowych, a także wzrost cen usług transportowych.

Nieco inaczej kształtowały się także współczynniki uporczywości inflacji w Polsce w odniesieniu do różnych grup towarów i usług wykorzystywanych do konstrukcji zharmonizowanego indeksu cen konsumpcyjnych. Wyniki oszacowań modelu dla poszczególnych grup towarów i usług przedstawiono w tabeli 3.

Można zauważyć, iż największy stopień uporczywości inflacji występował w przypadku grup towarowych: napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe oraz odzież i obuwie. W tym przypadku bieżąca inflacja była całkowicie zdeterminowana przeszłą inflacją, bowiem współczynnik określający stopień uporczywości inflacji był zbliżony do jedności. Jednocześnie najniższą uporczywość inflacji stwierdzono w przypadku

Tabela 3
Współczynniki uporczywości inflacji w Polsce
dla poszczególnych grup towarów i usług w okresie 1996–2012

Wyszczególnienie	Wskaźnik uporczywości inflacji (ρ)	Liczba miesięcy wymagana do przeniesienia 50% szoku cenowego na inflację (h)
Żywność i napoje bezalkoholowe	0,95	19
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	0,99	99
Odzież i obuwie	0,99	99
Mieszkanie	0,83	4,9
Użytkowanie mieszkania i nośniki energii	0,97	32,3
Zdrowie	0,96	24
Transport	0,95	19
Łączność	0,80	4
Rekreacja i kultura	0,98	49
Edukacja	0,95	19
Restauracje i hotele	0,98	49
Inne towary i usługi	0,96	24
Średnia	0,94	15,7
Średnia ważona	0,96	24

Źródło: Opracowanie własne za pomocą programu GRET.L.

usług komunikacyjnych. Współczynnik uporczywości inflacji był w tym przypadku niższy od średniej uporczywości inflacji w Polsce i wynosił 0,80. Zróżnicowane poziomy wskaźników uporczywości inflacji determinowały także długość okresu wymaganego do zaabsorbowania przez inflację 50% szoku cenowego. Najdłuższy okres absorpcji miał miejsce w przypadku grup towarowych o najwyższych wskaźnikach uporczywości inflacji, a najkrótszy okres absorpcji występował w przypadku grup towarowych o najniższych poziomach uporczywości inflacji.

Badania empiryczne pokazują, że stopień uporczywości inflacji w innych krajach o różnym poziomie rozwoju gospodarczego jest bardzo zróżnicowany. Największe wartości współczynników uporczywości inflacji stwierdzono w wyżej rozwiniętych gospodarkach krajach, a najmniejsze wartości tych współczynników odnotowano w stosunkowo mniej rozwiniętych gospodarkach (tabela 4).

Analogicznie kształtowała się również szybkość, z jaką inflacja absorbowała 50% szoku cenowego zanim wróciła do swojego średniego poziomu w badanych krajach. Wśród analizowanych krajów inflacja absorbowała połowę szoku cenowego najszybciej w Czechach, a najwolniej w Japonii. Jednocześnie należy podkreślić, iż okres ten był zdecydowanie krótszy prawie we wszystkich analizowanych krajach (z wyjątkiem Chin) niż w przypadku gospodarki polskiej.

Tabela 4
Współczynniki uporczywości inflacji w wybranych krajach
o różnym poziomie rozwoju gospodarczego

Kraje	Wskaźnik uporczywości inflacji (ρ)	Liczba miesięcy wymagana do przeniesienia 50% szoku cenowego na inflację (h)
Czechy	0,57	1,3
Serbia	0,81	4,3
Rumunia	0,73	2,7
Węgry	0,82	4,5
Chiny	0,98	49
Japonia	0,88	7,3
Malezja	0,78	3,5
Singapur	0,89	8,1
Japonia	0,92	11,5

Źródło: Mladenović, Nojković (2012); Gerlach, Tillmann (2010) i własne uzupełnienia.

Zakończenie

Wyniki przeprowadzonej analizy potwierdziły występowanie w Polsce wysokiej uporczywości (inercyjności) inflacji. Obliczony współczynnik uporczywości inflacji (ρ) wyniósł 0,96 w okresie 1996–2012. Stopień uporczywości inflacji był istotnie zróżnicowany w poszczególnych grupach towarów i usług uwzględnionych w konstrukcji zharmonizowanego indeksu cen konsumpcyjnych. Największa uporczywość inflacji występowała w takich grupach towarowych jak napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe oraz odzież i obuwie, a najniższa – w przypadku usług komunikacyjnych.

Wiele przeprowadzonych dotychczas analiz empirycznych jednoznacznie wskazuje, że konwergencja inflacji osiągnięta przez kraje członkowskie strefy euro przed przyjęciem wspólnej waluty nie została utrzymana we wszystkich obecnych krajach członkowskich unii monetarnej. Możliwość realizacji kryteriów konwergencji z Maastricht determinuje m.in. stopień uporczywości inflacji, co może stanowić istotny problem dla krajów kandydujących do strefy euro zarówno przed, jak i po przyjęciu wspólnej waluty. Wysoka uporczywość inflacji oznacza powolny powrót inflacji do jej długookresowego poziomu po wystąpieniu szoku. Wysoki stopień uporczywości inflacji powinien również dać sygnał władzom gospodarczym kraju do rozpoczęcia niezbędnych reform instytucjonalnych oraz reformy rynku pracy, które zazwyczaj zwiększają elastyczność krajowej gospodarki i prowadzą do ograniczenia stopnia uporczywości inflacji (Franta, Saxa, Šmídková 2007).

Niezwykle istotne w tym przypadku mogą okazać się reformy prowadzące do zwiększenia konkurencji na rynku towarów i usług zarówno wśród producentów,

jak i sprzedawców, które mogą powodować zmniejszenie sztywności cen i ułatwić dostosowanie cen do zmieniających się warunków ekonomicznych. Ponadto reformy na rynku pracy ukierunkowane na zwiększenie elastyczności wynagrodzeń oraz prowadzące do zniesienia indeksacji płac mogą przyczynić się do zmniejszenia stopnia uporczywości inflacji (Altissimo, Ehrmann, Smets 2006). Biorąc pod uwagę powyższe względy, należy oczekiwać, że stopień uporczywości inflacji i stopień sztywności cen w Polsce powinny zmniejszyć się w przyszłości w odpowiedzi na rosnącą konkurencję w Unii Europejskiej oraz postępujący proces globalizacji gospodarek.

Tekst wpłynął: 29 listopada 2012 r.

Bibliografia

- Alogoskoufis G., Smith R., *The Phillips Curve, the Persistence of Inflation and the Lucas Critique: Evidence from Exchange Rate Regimes*, „American Economic Review” 1991, nr 81.
- Altissimo F., Ehrmann M., Smets F., *Inflation Persistence and Price-setting Behavior in Euro Area: A Summary of IPN Evidence*, „European Central Bank Occasional Paper” 2006, nr 46.
- Andrews D.W.K., Chen H., *Approximately Median-unbiased Estimation of Autoregressive Models*, „Journal of Business & Economic Statistics” 1994, nr 2.
- Angeloni I., Aucremanne L., Ciccarelli M., *Price Setting and Inflation Persistence. Did EMU Matter?*, European Central Bank Working Paper Series. 2006.
- Babetski J., Coricelli F., Horvath R., *Assessing Inflation Persistence: Micro Evidence on an Inflation Targeting Economy*, „CERGIE-EI Working Paper” 2008, nr 353.
- Batini N., *Euro Area Inflation Persistence*, „European Central Bank Working Paper Series” 2002.
- Batini N., Nelson E., *The Lag From Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited*, „International Finance” 2001, nr 4(3).
- Benati L., *International Evidence on the Persistence of Inflation*, Bank of England, 2004, mimeo.
- Benati L., *Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes*. 2006, mimeo.
- Bratsiotis G. J., Madsen J., Martin C., *Inflation Targeting and Inflation Persistence*, Brunel University Research Archive 2002.
- Burdekin R., Siklos P., *Exchange Rate Regimes and Shifts in Inflation Persistence: Does Nothing Else Matter?*, „Journal of Money Credit and Banking” 1999, nr 31.
- Cogley T., Sargent T., *Evolving Post-World War II Inflation Dynamics*, w: *NBER Macroeconomics Annual*, red. B.S. Bernanke, K. Rogoff, The MIT Press, Cambridge 2001.
- Cogley T., Sargent T., *Inflation-gap Persistence in the U.S.*, 2006, mimeo.
- Coricelli F., Horvath R., *Price Setting Behaviour: Micro Evidence on Slovakia*, Centre for Economic Policy Research Discussion 2006, nr 5445.
- Darvas Z., Varga B., *Inflation Persistence in the Euro area, US, and New Members of the EU: Evidence from Time-Varying Coefficient Models*, Money Macro and Finance Research Group Conference, Birmingham 2007.
- Davig T., Doh T., *Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Persistence*, The Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper 2009, nr 08–16.
- Dossche M., Everaert G., *Measuring Inflation Persistence. A Structural Time Series Approach*, European Central Bank Working Paper Series 2005.

- Erceg C., Levin A.T., *Imperfect Credibility and Inflation Persistence*, „Journal of Monetary Economics” 2003, nr 4.
- Franta M., Saxa B., Šmídková K., *Inflation Persistence in New EU Member States: Is It Different Than in the Euro Area Members?*, Czech National Bank Working Paper Series 2007, nr 10.
- Franta M., Saxa B., Šmídková K., *The Role of Inflation Persistence in the New EU Member States, w: What Drives Inflation in the New EU Member States*, European Commission, Brussels, 2009.
- Fuhrer J.C., *Inflation Persistence*, Federal Reserve Bank of Boston Working Papers 2009, nr 9–14.
- Fuhrer J.C., *Intrinsic and Inherited Inflation Persistence*, Federal Reserve Bank of Boston Working Paper 2005, nr 05–8.
- Gadzinski G., Orlandi F., *Inflation Persistence in the European Union, the Euro Area and the United States*, „European Central Bank Working Paper Series” 2004, nr 414.
- Galí J., Gertler M., *Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis*, „Journal of Monetary Economics” 1999, nr 44(2).
- Bratsiotis G.J., Madsen J., Martin C., *Inflation Targeting and Inflation Persistence*, „Brunel University Public Policy Discussion Papers” 2002, nr 02–12.
- Gerlach S., Tillmann P., *Inflation Targeting and Inflation Persistence in Asia*, „C.E.P.R. Discussion Papers” 2010, nr 8046.
- Gujarati D.N., *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, Boston, London 2003.
- Hondroyannis G., Swamy P.A.V.B., Tavlas G.S., *Inflation Dynamics in the Euro Area and in New EU Members: Implications for Monetary Policy*, „Economic Modelling” 2008, nr 25(6).
- Konieczny J.D., Skrzypacz A., *Inflation and Price Setting in a Natural Experiment*, „Journal of Monetary Economics” 2005, nr 52(3).
- Levin A.T., Piger J.M., *Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?*, „European Central Bank Working Paper Series. 2004, nr 334.
- McCarthy J., *Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Countries*, Bank for International Settlement Working Papers 1999, nr 79.
- Meller B., Nautz D., *The Impact of the European Monetary Union on Inflation Persistence in the Euro Area*, SFB Discussion Paper 2009, nr 649.
- Menyhert B., *Estimating the Hungarian New-Keynesian Phillips Curve*, „Acta Oeconomica” 2008, nr 58(3).
- Mishkin S.F., *Inflation Dynamics*, National Bureau of Economic Research Working Paper Series 2007, nr 13147.
- Mladenović Z., Nojković A., *Inflation Persistence in Central and Southeastern Europe: Evidence from Univariate and Structural Time Series Approaches*, „Panoeconomicus” 2012, Special Issue, nr 2.
- Reis R., Pivetta F., *The Persistence of Inflation in the United States*, Harvard University, Cambridge 2003.
- Sims Ch.A., *Macroeconomics and Reality*, „Econometrica” 1980, nr 1.
- Stock J., Watson M., *Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2007, nr 39(1).
- Willis J.L., *Implications of Structural Changes in The U.S. Economy For Pricing Behavior And Inflation Dynamics*, „Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review” 2003, nr 1.

Załącznik 1

Wyniki wybranych analiz empirycznych dotyczących uporczywości inflacji

Autor badań	Analizowane kraje	Metodyka badań	Główne wnioski
Z. Mladenović, A. Nojković (2012)	Słowacja, Czechy, Polska, Węgry, Rumunia, Serbia	Jedno-czynnikowy i strukturalny szereg czasowy	Uporczywość inflacji jest większa w Polsce, Rumunii, Serbii i na Węgrzech, natomiast jest ona niższa w Czechach i Słowacji. Zmiany uporczywości inflacji są zdeterminowane zmiennością inflacji.
M. Franta, B. Saxa, K. Šmidkova (2010)	Nowe kraje członkowskie UE oraz kraje strefy euro	Jedno-czynnikowy szereg czasowy	Uporczywość inflacji w kilku krajach UE jest porównywalna do tej w strefie euro, a w pozostałych krajach członkowskich UE uporczywość jest wyższa.
G. Hondroyannis, P.A.V.B. Swamy, G.S. Tavlás (2008)	Strefa euro, 7 nowych krajów członkowskich UE: Czechy, Węgry, Litwa, Łotwa, Polska, Słowacja, Słowenia	Strukturalny szereg czasowy	Zarówno w strefie euro, jak i w nowych krajach członkowskich UE bieżąca inflacja w dużym stopniu zależy od przeszłej inflacji, przy czym zjawisko to jest szczególnie silne w nowych państwach członkowskich UE.
B. Menyhert (2008)	Węgry	Strukturalny szereg czasowy	Inflacja jest w równym stopniu zdeterminowana przez przeszłą inflację i oczekiwania inflacyjne.
J. Babetski, F. Coricelli, R. Horvath (2008)	Czechy	Analiza mikroekonomiczna	Inflacja jest mniej uciążliwa po wprowadzeniu strategii bezpośredniego celu inflacyjnego
Z. Darvas, B. Varga (2007)	USA, strefa euro, Węgry	Jedno-czynnikowy szereg czasowy	Uporczywość inflacji jest wyższa w okresie wyższej inflacji. Uporczywość inflacji jest wyższa na Węgrzech niż w USA i strefie euro.
M. Franta, B. Saxa, K. Šmidkova (2007)	Czechy, Węgry, Polska, Słowacja, UE12	Jedno-czynnikowy i strukturalny szereg czasowy	Uporczywość inflacji jest porównywalna w strefie euro.
I. Angeloni, L. Aucremanne, M. Ciccarelli (2006)	Strefa euro	Strukturalny szereg czasowy	Spadek uporczywości inflacji w krajach Strefy euro w połowie lat 90. XX w.
F. Coricelli, R. Horvath (2006)	Słowacja	Analiza mikroekonomiczna	Dyspersja cenowa jest większa w sytuacji niższego stopnia uporczywości inflacji w sektorze dóbr niewymienialnych.

J. Konieczny, A. Skrzypacz (2005)	Polska	Analiza mikroekonomiczna	Istnieje wysoki stopień racjonalności wśród przedsiębiorstw ustalających ceny dóbr.
M. Dossche, G. Everaert (2005)	Strefa euro, USA	Strukturalny szereg czasowy	Wewnętrzna i zewnętrzna uporczywość inflacji jest niższa w strefie euro niż w USA. Duża rola uporczywości zewnętrznej i związanej z oczekiwaniami.
G. Gadzinski, F. Orlandi (2004)	Strefa euro, USA	Strukturalny szereg czasowy	Umiarkowana uporczywość inflacji, porównywalna w strefie euro i USA.

Źródło: Mladenović, Nojković (2012) i własne uzupełnienia.

Załącznik 2

Wybór rzędu opóźnień, maksymalny rząd opóźnienia 12

Opóźnienia	loglik	$p(LR)$	AIC	BIC	HQC
1	1579,70596	p	-16,652973	-16,550061	-16,611281
2	1612,69622	0,00000	-16,959748*	-16,788227*	-16,890261*
3	1615,34228	0,25862	-16,945421	-16,705292	-16,848139
4	1619,54058	0,07808	-16,947519	-16,638782	-16,822442
5	1620,61544	0,70824	-16,916566	-16,539219	-16,763693
6	1626,72613	0,01578	-16,938901	-16,492946	-16,758234
7	1629,84425	0,18219	-16,929569	-16,415006	-16,721107
8	1632,67083	0,22659	-16,917152	-16,333980	-16,680895
9	1635,43132	0,23789	-16,904035	-16,252255	-16,639983
10	1637,40425	0,41338	-16,882585	-16,162196	-16,590738
11	1637,95780	0,89314	-16,846114	-16,057118	-16,526473
12	1641,07423	0,18242	-16,836764	-15,979159	-16,489328

Gwiazdka (*) wskazuje najlepszą (tj. minimalną) wartość dla odpowiednich kryteriów informacyjnych, AIC = kryterium Akaike'a, BIC = kryterium Schwartz-Bayesian i HQC = kryterium Hannan-Quinna.

Źródło: Opracowanie własne za pomocą programu GRETL.

Załącznik 3

Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu HICP i PPI przy opóźnieniu rzędu 2

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy $a = 1$; proces I(1)

T test bez wyrazu wolnego (const)

Model: $(1 - L)y = (a - 1) \cdot y(-1) + \dots + e$

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: -0,067

Opóźnione różnice: $F(2, 195) = 124,163 [0,0000]$

Estymowana wartość $(a - 1)$ wynosi: 0,0001843

Statystyka testu: $\tau_{nc}(1) = 2,88243$

Aasympotyczna wartość $p = 0,9992$

Równanie regresji rozszerzonego testu Dickeya-Fullera

Estymacja KMNK, obserwacje: 1996.04-2012.09 ($N = 198$)

Zmienna zależna: d_HICP

	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Studenta	Wartość p
HICP_1	0,000184300	6,39390e-05	2,882	0,9992
d_HICP_1	0,540007	0,0692844	7,794	3,79e-013***
d_HICP_2	0,236321	0,0681621	3,467	0,0006***

Test z wyrazem wolnym (const)

Model: $(1 - L)y = b_0 + (a - 1) \cdot y(-1) + \dots + e$

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: -0,025

Opóźnione różnice: $F(2, 194) = 33,730 [0,0000]$

Estymowana wartość $(a - 1)$ wynosi: -0,00619313

Statystyka testu: $\tau_c(1) = -4,36472$

Aasympotyczna wartość $p = 0,0003374$

Równanie regresji rozszerzonego testu Dickeya-Fullera

Estymacja KMNK, obserwacje: 1996.04-2012.09 ($N = 198$)

Zmienna zależna: d_HICP

	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Studenta	Wartość p
const	0,0299793	0,00666390	4,499	1,18e-05***
HICP_1	-0,00619313	0,00141891	-4,365	0,0003***
d_HICP_1	0,427339	0,0706857	6,046	7,50e-09***
d_HICP_2	0,119151	0,0700513	1,701	0,0906*

Z wyrazem wolnym i trendem liniowym

Model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 \cdot t + (a - 1) \cdot y(-1) + \dots + e$

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: -0,007

Opóźnione różnice: $F(2, 193) = 20,107 [0,0000]$

Estymowana wartość $(a - 1)$ wynosi: -0,0198393

Statystyka testu: $\tau_{ct}(1) = -5,0011$

Aasympotyczna wartość $p = 0,0001$

Równanie regresji rozszerzonego testu Dickeya-Fullera
 Estymacja KMNK, obserwacje: 1996.04-2012.09 ($N = 198$)
 Zmienna zależna: d_HICP

	Współczynnik	Błąd standardowy	t -Studenta	Wartość p
const	0,0880061	0,0170900	5,150	6,41e-07***
HICP_1	-0,0198393	0,00396699	-5,001	0,0001***
d_HICP_1	0,368041	0,0704029	5,228	4,44e-07***
d_HICP_2	0,0656499	0,0694555	0,9452	0,3457
time	4,33603e-05	1,18230e-05	3,667	0,0003***

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy $a = 1$; proces $I(1)$

Test bez wyrazu wolnego (const)

Model: $(1 - L)y = (a - 1) \cdot y(-1) + \dots + e$

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,002

Opóźnione różnice: $F(2, 195) = 20,246 [0,0000]$

Estymowana wartość $(a - 1)$ wynosi: 0,000449428

Statystyka testu: $\tau_{nc}(1) = 4,54975$

Asymptotyczna wartość $p = 1$

Równanie regresji rozszerzonego testu Dickeya-Fullera

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1996.04-2012.09 ($N = 198$)

Zmienna zależna: d_PPI

	Współczynnik	Błąd standardowy	t -Studenta	Wartość p
PPI_1	0,000449428	9,87807e-05	4,550	1,0000
d_PPI_1	0,417003	0,0716432	5,821	2,38e-08***
d_PPI_2	-0,00495628	0,0711334	-0,06968	0,9445

Test z wyrazem wolnym (const)

Model: $(1 - L)y = b_0 + (a - 1) \cdot y(-1) + \dots + e$

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,007

Opóźnione różnice: $F(2, 194) = 14,588 [0,0000]$

Estymowana wartość $(a - 1)$ wynosi: -0,00656727

Statystyka testu: $\tau_c(1) = -3,05502$

Asymptotyczna wartość $p = 0,03009$

Równanie regresji rozszerzonego testu Dickeya-Fullera

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1996.04-2012.09 ($N = 198$)

Zmienna zależna: d_PPI

	Współczynnik	Błąd standardowy	t -Studenta	Wartość p
const	0,0322721	0,00987706	3,267	0,0013***
PPI_1	-0,00656727	0,00214967	-3,055	0,0301**

d_PPI_1	0,373430	0,0711895	5,246	4,06e-07***
d_PPI_2	-0,0497355	0,0707713	-0,7028	0,4830

Z wyrazem wolnym i trendem liniowym

Model: $(1 - L)y = b_0 + b_1 \cdot t + (a - 1) \cdot y(-1) + \dots + e$

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,004

Oopóźnione różnice: $F(2, 193) = 13,545 [0,0000]$

Estymowana wartość $(a - 1)$ wynosi: -0,0316442

Statystyka testu: $\tau_{ct}(1) = -3,69059$

Asymptotyczna wartość $p = 0,02289$

Równanie regresji rozszerzonego testu Dickeya-Fullera

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1996.04-2012.09 ($N = 198$)

Zmienna zależna: d_PPI

	Współczynnik	Błąd standardowy	t -Studenta	Wartość p
const	0,138606	0,0365482	3,792	0,0002***
PPI_1	-0,0316442	0,00857431	-3,691	0,0229**
d_PPI_1	0,356498	0,0699732	5,095	8,28e-07***
d_PPI_2	-0,0576907	0,0693882	-0,8314	0,4068
time	7,62020e-05	2,52567e-05	3,017	0,0029***

Źródło: Opracowanie własne za pomocą programu GRET.L.

THE PHENOMENON OF INFLATION PERSISTENCE (INERTIA) IN POLAND

Summary

The purpose of this study is to analyze the phenomenon of inflation persistence (inertia) in Poland. Inflation persistence is defined as a strong positive relationship between inflation in the current period and prior periods. This causes difficulties for monetary authorities to reduce inflation after its acceleration, and the necessary adjustments last longer and cause greater volatility in output and employment. The empirical analysis using the vector autoregression model (VAR) confirmed the presence in Poland of a relatively high inflation persistence in the period 1996-2012. The degree of inflation persistence was differentiated for individual groups of goods and services included in the harmonized index of consumer prices (HICP). The highest price inertia occurred in the case of alcoholic beverages and tobacco products as well as clothing and footwear, and the lowest one was observed in communication services.

Key words: inflation, monetary policy, inflation persistence (inertia)

ЯВЛЕНИЕ ИНЕРТНОСТИ ИНФЛЯЦИИ В ПОЛЬШЕ

Резюме

Целью статьи является анализ явления инертности инфляции в народном хозяйстве Польши. Инерция инфляции означает сильную положительную зависимость между инфляцией текущего периода и предыдущих периодов. Это вызывает трудности в торможении инфляции после периода её ускоренного роста, а необходимая адаптация занимает больше времени и вызывает большие колебания уровня производства и занятости. Эмпирический анализ, опирающийся на применение модели векторной авторегрессии – VAR, подтвердил наличие в Польше в период 1996–2012 гг. относительно высокой инертности инфляции. Степень инертности инфляции дифференцирована по отдельным группам товаров и услуг, учитываемых при расчёте общего индекса потребительских цен. Наибольшая инертность цен наблюдается в таких товарных группах, как алкогольные напитки и табачные изделия, а также одежда и обувь, а самая низкая – в сфере транспортных услуг.

Ключевые слова: инфляция, монетарная политика, инертность инфляции