

KATARZYNA HERTEL, AGNIESZKA LESZCZYŃSKA

UPORCZYWOŚĆ INFLACJI I JEJ KOMPONENTÓW – BADANIE EMPIRYCZNE DLA POLSKI¹

1. WPROWADZENIE

Uporczywość jest cechą szeregu czasowego wyrażającą inercję, tj. trwanie zjawiska po ustąpieniu jego przyczyny. Choć powszechnie uważa się, że inflacja wykazuje pewną uporczywość, to jednoznaczna identyfikacja jej źródeł jest trudna do przeprowadzenia. Fuhrer (2009) wskazuje na dwa główne źródła uporczywości inflacji: „nabytej” z inercji procesów produkcyjnych (ang. *inherited/extrinsic persistence*) oraz „wrodzonej” (ang. *intrinsic persistence*), wynikającej z samej natury inflacji: tj. procesu ustalania cen i formułowania oczekiwań.

Inercja inflacji może podlegać zmianom w czasie. Do najczęściej wymienianych przyczyn zmian uporczywości inflacji należy (Berben i in., 2005; Westelius, 2005; Fuhrer, 2009): przyjęcie przez bank centralny strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, wzrost wiarygodności banku centralnego i modyfikacja sposobu formułowania oczekiwań inflacyjnych, zmiany uporczywości zmiennych dotyczących rynku pracy (wynagrodzeń czy naturalnej stopy bezrobocia) oraz zmiany w procesie ustalania cen. Skutkiem niższej inercji inflacji jest krótsze, choć silniejsze, oddziaływanie szoków na inflację i niższe koszty dezinflacji po stronie wzrostu gospodarczego (Fuhrer, Moore, 1995; Cecchetti, Debelle, 2006).

Celem artykułu jest oszacowanie stopnia i zmiany uporczywości inflacji w Polsce. Postawiono dwie hipotezy badawcze. Pierwsza z nich głosi, że w badanym okresie (styczeń 1999 r. – lipiec 2012 r.) nastąpił spadek uporczywości wskaźników inflacji, mierzonej za pomocą niestukturalnych modeli szeregów czasowych. Spadek ten mógłby wystąpić na skutek zakotwiczenia oczekiwań inflacyjnych po przyjęciu przez Narodowy Bank Polski (NBP) strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, jak również jako efekt transformacji i zmian w procesie ustalania cen przez przedsiębiorstwa.

Drugą hipotezą dotyczy wskaźników inflacji na niższym stopniu agregacji i głosi, że poszczególne składniki różnią się poziomem uporczywości. Powody tej hetero-

¹ Autorki dziękują dr. J. Kwiatkowskiemu za cenne wskazówki dotyczące budowy i estymacji modeli klasy ARFIMA. Niniejszy artykuł przedstawia osobiste poglądy autorek i nie reprezentuje stanowiska NBP.

geniczności mogą wpływać z różnic w sposobie ustalania cen w poszczególnych sektorach gospodarki i w strukturze kosztów wytwarzania poszczególnych dóbr (por. Dhyne i in., 2006). W celu weryfikacji tej hipotezy podjęto próbę porównania poziomu i zmiany uporczywości CPI oraz jego głównych składników: żywności i napojów bezalkoholowych, żywności przetworzonej i nieprzetworzonej, energii, inflacji z wyłączeniem cen żywności i energii, towarów, usług, cen administrowanych, inflacji po wyłączeniu cen administrowanych, usług administrowanych i energii administrowanej.

Artykuł składa się z czterech części. Pierwsza z nich wyjaśnia znaczenie uporczywości inflacji, wskazuje na najczęściej stosowane metody jej estymacji oraz przytacza wcześniejsze wyniki dostępne w literaturze przedmiotu. Druga część poświęcona jest opisowi danych wykorzystanych w artykule i badaniu ich stacjonarności. Kolejna część opracowania zawiera szacunki uporczywości wykorzystujące metody oparte na modelach autoregresyjnych: sumę parametrów, największy pierwiastek charakterystyczny procesu AR oraz liczba okresów, po których wygasa połowa wielkości szoku (Marques, 2004; Pivetta, Reis, 2007; Fuhrer, 2009). Finalna część artykułu poświęcona jest testowaniu integracji ułamkowej analizowanych szeregów czasowych oraz szacunkom uporczywości inflacji w oparciu o modele ARFIMA (Koop i in., 1997; Baillie, 1996; Kwiatkowski, 1999a).

2. PRZEGLĄD LITERATURY

Uporczywość inflacji w badaniach empirycznych jest najczęściej analizowana na poziomie zagregowanych wskaźników cen: CPI lub inflacji bazowej (często definiowanej jako składnik inflacji). Wydaje się tymczasem, że analiza uporczywości inflacji zdezagregowanej może wnieść dodatkowe informacje umożliwiające głębsze zrozumienie charakteru procesów inflacyjnych oraz transmisji impulsów monetarnych, ze względu na potencjalną heterogeniczność procesów cenotwórczych w sektorach. Ocena skali tego zróżnicowania dla poszczególnych grup cen umożliwia wyodrębnienie komponentów, które przyczyniają się do zwiększenia uporczywości ogólnego wskaźnika inflacji. Pozwala ona również na weryfikację tezy, że średnia uporczywość inflacji w gospodarce może być wyższa niż uporczywość jej składników (tzw. efekt agregacji). Granger (1980) wykazał, że przy spełnieniu pewnych założeń agregacja pojedynczych procesów z krótką pamięcią daje w końcowym wyniku proces z długą pamięcią. Efekt agregacji na przykładzie wskaźników inflacji badali m.in. Altissimo, Mojon, Zaffaroni (2009).

Różny poziom uporczywości inflacji pomiędzy krajami tworzącymi unię monetarną sprawia że wspólna polityka pieniężna może mieć dla każdego z nich różne skutki (zob. Narodowy Bank Polski, 2009). Podobny efekt może wystąpić w przypadku wyraźnych różnic w uporczywości pomiędzy sektorami. Analizując zasadność budowania miar inflacji bazowej na zasadzie wyłączania np. cen żywności ze wskaź-

nika CPI, Walsh (2011) sugeruje, że wykluczenie z CPI komponentów o wyższej uporczywości i obserwowanie przez bank centralny wyłącznie pozostałej części cen może prowadzić do zafałszowanego obrazu całości procesów inflacyjnych (zob. również Altissimo, Ehrmann, Smets, 2006). Analiza uporczywości poszczególnych składników inflacji leży również u podstaw konstrukcji alternatywnych miar inflacji bazowej (por. Cutler, 2001).

W przypadku badania kierunku zmian uporczywości inflacji interesujące wydaje się to, czy następuje on w wyniku znaczącego obniżenia się uporczywości w jednym komponencie, czy też jest efektem podobnych zmian charakteru procesów cenotwórczych zachodzących w różnych sektorach gospodarki. Analiza zdezagregowana umożliwi więc po pierwsze, potwierdzenie wyniku uzyskanego na poziomie inflacji ogółem, a po drugie dokładniejszą identyfikację sektorowych źródeł zmian. Podsumowanie różnych wyników badań dotyczących uporczywości składników inflacji w Europie i na świecie zawiera tabela 1. Mając na uwadze rozbieżności wynikające z zastosowania różnej metodyki w większości przypadków można stwierdzić, że najczęściej występuje efekt agregacji. Składnikami o niższej niż średnia uporczywości są przede wszystkim ceny energii, czasami także ceny żywności (zwłaszcza nieprzetworzonej), natomiast najwyższa uporczywość występuje najczęściej w przypadku cen towarów nieżywnościowych.

Wydaje się, że na uporczywość inflacji wpływ mieć może również skala regulacji cen. Tematykę tę poruszają Lünemann i Mathä (2005) w swoim badaniu obejmującym poszczególne kraje UE15 oraz agregaty HICP (zharmonizowany wskaźnik cen konsumpcyjnych) dla UE15 i strefy euro. Zwracają oni uwagę na fakt, że z powodu obowiązywania instytucjonalnej procedury zmiany cen regulacja cen w gospodarce może sprzyjać ich inercji. Jednak na podstawie różnych wyników badań (zob. tabela 1) nie można jednoznacznie powiedzieć, czy inercja tych komponentów w prosty sposób przekłada się na inercję agregatu inflacji.

Badanie uporczywości może przebiegać na wiele różnych sposobów. Istnieją dwa podstawowe rodzaje metod: statystyczne (por. Marques, 2004; Pivetta, Reis, 2007; Fuhrer, 2009 i Altissimo, Mojon, Zaffaroni, 2009), które obejmują budowę modeli autoregresyjnych i analizę ich właściwości oraz strukturalne, opierające się w głównej mierze na analizie parametrów krzywej Phillipsa. Nowokeynesistowska krzywa Phillipsa pozwala na zbadanie uporczywości pochodzącej z bezwładności luki produkcyjnej (ang. *extrinsic persistence*). Z kolei w hybrydowej wersji krzywej (Gali, Gertler, 1999) można dodatkowo zaobserwować uporczywość wynikającą z samego procesu stanowienia cen, niezależnie od inercji luki produkcyjnej – ang. *intrinsic persistence*).

W niniejszej analizie wykorzystano modele niestukturalne dla pojedynczych szeregów czasowych. Głównym powodem zaniechania analizy strukturalnej był duży stopień dezagregacji wykorzystanych wskaźników inflacji. Budowa krzywej Phillipsa dla każdego składnika wymagałaby oszacowania zdezagregowanej luki produkcyjnej, co znacząco wykracza poza zakres niniejszego artykułu.

Tabela 1.

Uporczywość inflacji i jej głównych komponentów – przegląd literatury

Źródło	Kraj (okres badania)	Miary uporczywości	Analizowane wskaźniki inflacji	Wnioski
Walsh (2011)	91 krajów	SUM, LAR, HL	CPI m/m w podziale na żywność i pozostałe ceny	uporczywość nieżywnościowej części CPI jest wyraźnie niższa niż żywności i CPI
Bilke (2005)	Francja (1972–2004)	SUM	CPI m/m, w tym 141 wskaźników cen towarów i usług oraz: żywność przetworzona i nieprzetworzona, towary, energia, usługi	CPI ogółem – wyższa uporczywość niż komponenty (efekt agregacji); najwyższa uporczywość – towary, najniższa – żywność nieprzetworzona i energia; uporczywość wyraźnie niższa po uwzględnieniu zmiany strukturalnej
Lünnemann, Mathä (2004)	UE i strefa euro (1995–2003)	SUM, MR	łącznie 1400 zdezagregowanych komponentów HICP kw/kw	najwyższa uporczywość – żywność, istotnie niższa – usługi i dobra trwałe
Lünnemann, Mathä (2005)	UE i strefa euro (1995–2004)	SUM	HICP kw/kw w podziale na usługi i pozostałe ceny oraz na ceny regulowane i pozostałe ceny	usługi – wyższa uporczywość niż HICP ogółem, w przypadku samych cen regulowanych brak wyraźnych różnic
Clark (2006)	USA (1959–2002)	SUM	wskaźnik inflacji osobistych wydatków konsumpcyjnych (PCE), po wyłączeniu cen żywności i energii oraz podział na dobra trwałe, nietrwałe i usługi, m/m i kw/kw	zauważalny efekt agregacji; brak znaczących różnic w uporczywości dóbr trwałych, nietrwałych i usług (jeśli nie uwzględnimy zmiany strukturalnej – przesunięcia średniej); uwzględnienie zmiany powoduje obniżenie uporczywości cen dóbr nietrwałych i usług oraz agregatu
Babecký, Horváth, Coricelli (2009)	Czechy (1994–2005)	statystyki testowe ADF, PP, KPSS	412 wskaźników cen towarów i usług oraz agregaty: wskaźnik cen ogółem, dobra handlowalne i niehandlowalne + 12 kategorii COICOP r/r	najsłabsza uporczywość – surowce, najsilniejsza – dobra trwałe; ceny regulowane – niższa uporczywość niż w większości pozostałych analizowanych kategorii, usługi – uporczywość nieznacznie powyżej średniej dla analizowanych kategorii

SUM – suma parametrów autoregresyjnych; LAR – największy pierwiastek charakterystyczny wielomianu AR; HL – półokres wygasania szoku; MR – ang. *mean reversion* – parametr wyrażający częstość powrotu do średniej.

Źródło: opracowanie własne.

3. DANE

Siła inercji w szeregu czasowym inflacji jest silnie powiązana z mechanizmami stanowienia cen poszczególnych produktów. W części empirycznej analizowany jest stopień uporczywości inflacji w podziale na główne składniki: CPI, żywność i napoje bezalkoholowe (również w podziale na przetworzoną i nieprzetworzoną), energia, inflacja po wyłączeniu cen żywności i energii (dalej – inflacja bazowa), towary, usługi. Wyróżnienie podobnych podziałów wskaźników cen, skonstruowanych choćby do celów porównawczych, możemy znaleźć w wielu pracach na temat uporczywości inflacji na poziomie zdezagregowanym (zob. tabela 1).

Aby zweryfikować wpływ czynnika regulacyjnego na ceny w Polsce oraz ustalić relatywną skalę zmian uporczywości tej kategorii cen, w niniejszym badaniu zastosowano także alternatywną dezagregację wskaźnika CPI, wyodrębniając z niego wskaźnik cen administrowanych² oraz wskaźnik obejmujący pozostałe ceny. Ceny administrowane podzielono zaś dalej na wskaźnik cen energii i wskaźnik cen usług, aby sprawdzić, czy regulacja w poszczególnych sektorach gospodarki różni się co do charakteru pod względem trwałości szoku.

Wszystkie analizowane wskaźniki cen powstały w wyniku agregacji tzw. wskaźników cen grup elementarnych towarów i usług konsumpcyjnych obliczanych przez Główny Urząd Statystyczny. Obliczenia prowadzone są zgodnie z metodyką stosowaną przez GUS. Podział na składniki został dokonany na podstawie grup COICOP (por. Eurostat, 2001). Ich skład przedstawiony został w Załączniku. Indeksy te wyrażone są w postaci odsezonowanych (TRAMO/SEATS) wskaźników w ujęciu m/m z okresu od stycznia 1999 r. do lipca 2012 r.

Wybrane szeregi czasowe zostały poddane badaniu niestacjonarności, która jest silnie związana z zagadnieniem uporczywości. Jeśli proces zawiera pierwiastek jednostkowy, to można przyjąć, że jego uporczywość jest bardzo silna.

W celu zweryfikowania stacjonarności analizowanych szeregów czasowych zastosowano testy pierwiastka jednostkowego (rozszerzony test Dickeya-Fullera – ADF (Said, Dickey, 1984) i Phillipsa-Perrona – PP (Phillips, Perron, 1988)) oraz stacjonarności Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina – KPSS (Kwiatkowski i in., 1992). Sprzeczne wyniki testów pierwiastka jednostkowego i stacjonarności (np. odrzucenie hipotezy zerowej zarówno w teście ADF jak i KPSS) wynikać mogą ze słabej mocy tych testów. Inną możliwością, wskazaną przez Hasslera i Woltersa (1995) jest zintegrowanie danego szeregu w stopniu ułamkowym. Test KPSS może zbyt często prowadzić do odrzucenia H_0 również wówczas, gdy szereg charakteryzuje się zmianą strukturalną (zob. Lee, Amsler, 1997).

² Szczegółowa definicja cen administrowanych oraz opis konstrukcji wskaźników są zamieszczone na stronie NBP: <http://nbp.pl/statystyka/bazowa/metodologia.pdf>.

Tabela 2.

Wartości statystyk testowych testów pierwiastka jednostkowego

Wskaźnik	ADF	PP	KPSS	Test ZA	Zmiana strukturalna w teście ZA
CPI	-6,81 ***	-6,99 ***	0,38	-5,832 ***	2001:06
Bazowa	-4,35 ***	-7,47 ***	0,72**	-5,726 ***	2001:06
Energia	-9,47 ***	-10,72 ***	0,26	-7,399 ***	2001:03
Żywność	-9,21 ***	-9,21 ***	0,08	-9,723 ***	2001:06
Żyw_przet	-6,24 ***	-6,24 ***	0,07	-6,671 ***	2001:01
Żyw_nprzet	-11,96 ***	-11,94 ***	0,07	-12,291 ***	2001:07
CPI_bez_adm	-6,75 ***	-6,81 ***	0,28	-8,240 ***	2001:06
Usługi	-4,15 ***	-5,06 ***	0,73**	-6,434 ***	2001:06
Towary	-2,89 ***	-6,97 ***	0,66**	-4,742 *	2001:06
Admin	-4,14 ***	-9,11 ***	0,35	-5,918 ***	2001:06
Energia_adm	-13,07 ***	-13,08 ***	0,15	-7,096 ***	2008:02
Usługi_adm	-7,60 ***	-7,60 ***	0,58**	-8,037 ***	2001:06

Rząd opóźnień został wybrany na podstawie kryteriów informacyjnych. W tabeli podano wartości krytyczne testów. Gwiazdkami oznaczono odrzucenie hipotezy zerowej na poziomach istotności: 1% (***), 5% (**) i 10% (*).

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki testów ADF oraz PP (zob. tabela 2) wskazują, że wszystkie analizowane szeregi są stacjonarne (hipoteza o istnieniu pierwiastka jednostkowego została odrzucona na 1% poziomie istotności). Z drugiej strony, w przypadku szeregów czasowych inflacji bazowej, usług, towarów i usług administrowanych, wyniki testu KPSS wskazują na odrzucenie hipotezy o stacjonarności na poziomie istotności 5%. Zachodzi więc możliwość, że w przypadku tych szeregów czasowych należy poszukać dla nich innej, bardziej złożonej specyfikacji (integracja ułamkowa, stacjonarność wokół nieliniowego trendu, itp., Kwiatkowski i in., 1992).

Istotnym zagadnieniem z punktu widzenia stacjonarności i późniejszego badania uporczywości szeregów czasowych inflacji jest występowanie zmian strukturalnych. Perron (1989) wskazuje, że nieuwzględnienie istniejących zmian strukturalnych może znacząco zaburzyć wyniki testów pierwiastków jednostkowych.

W przypadku analizowanego szeregu inflacji zmiana strukturalna jest możliwa z kilku powodów. Po pierwsze, w analizowanym okresie istotnie ewoluowała strategia polityki pieniężnej – w 1999 roku wprowadzono strategię bezpośredniego celu inflacyjnego, który przez początkowe lata dodatkowo ulegał zmianom (por. „Strategia polityki pieniężnej po 2003 roku”). W szczególności wiarygodne wprowadzenie

bezpośredniego celu inflacyjnego pociąga za sobą zakotwiczenie oczekiwań (Walsh, 2009) i zmianę strukturalną w szeregu inflacji. Franta, Saxa i Šmidková (2010) wskazują na dodatkowe źródła zmian strukturalnych w inflacji krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Są to konwergencja w ramach Unii Europejskiej, deregulacja cen oraz efekt krótkich szeregów czasowych.

Uwzględniając możliwość występowania zmiany strukturalnej, przeprowadzono test pierwiastka jednostkowego Zivota i Andrewsa (1992). Jego wyniki zaprezentowano w tabeli 2. Hipotezą zerową testu jest występowanie pierwiastka jednostkowego, a alternatywną – stacjonarność szeregu po uwzględnieniu jednej zmiany strukturalnej w średniej. Statystyczną istotność występowania zmiany strukturalnej wskazanej w teście Zivota-Andrewsa zweryfikowano dodatkowo testem Chowa. Wyniki testu Zivota-Andrewsa świadczą, że w niemal każdym przypadku hipoteza zerowa mówiąca o pierwiastku jednostkowym została odrzucona na poziomie istotności 1% na rzecz hipotezy alternatywnej, głoszącej, że dany szereg czasowy jest stacjonarny i jednocześnie zawiera zmianę strukturalną w średniej. Jedynym wyjątkiem jest szereg towarów, w przypadku którego brakuje podstaw do odrzucenia hipotezy mówiącej o występowaniu pierwiastka jednostkowego na poziomie istotności 5% (choć na poziomie istotności 10% można mówić o stacjonarności z uwzględnieniem zmiany strukturalnej).

Godny uwagi jest również fakt, że większość szeregów czasowych wykazuje zmianę strukturalną w tym samym okresie – tj. w pierwszej połowie 2001 roku. Zmiana średniej szeregów czasowych inflacji w tym okresie może mieć dwa źródła. Pierwsze z nich to polityka pieniężna, podlegająca transformacji w latach 1999–2003. Drugim powodem może być silny spadek inflacji związany ze znacznym spowolnieniem gospodarczym występującym w latach 2001 i 2002.

Biorąc pod uwagę wyniki testów stacjonarności, ocena uporczywości w dalszej części pracy zostanie przeprowadzona według dwóch, konkurencyjnych metod. Pierwsza z nich zakłada, że po uwzględnieniu zmiany strukturalnej w pierwszej połowie 2001 roku szeregi są stacjonarne. Odpowiedzią na tak postawiony problem jest analiza szeregów czasowych w klasie modeli AR. W tej części posłużono się szeregami w postaci odchyleń od średniej, z uwzględnieniem zmiany strukturalnej w szeregach: CPI, inflacji bazowej, energii, CPI z wyłączeniem cen administrowanych, usług, towarów, wskaźnika cen administrowanych i usług administrowanych. W przypadku pozostałych szeregów czasowych wyniki testu Chowa nie potwierdziły istotności zmiany strukturalnej, dlatego szeregi zostały pozbawione średniej stałej w całej próbie.

Drugi sposób pomiaru uporczywości wynika z przyjętego założenia o braku zmiany strukturalnej i jednoczesnym zintegrowaniu szeregów inflacji w stopniu ułamkowym. Szerszy opis tego zagadnienia oraz formalne testowanie zasadności przyjęcia tych dwóch metod znajdują się w piątej sekcji artykułu.

4. MIERNIKI UPORCZYWOŚCI OPARTE NA JEDNOWYMIAROWYCH MODELACH AUTOREGRESJI

Z punktu widzenia celu niniejszego badania metody niestrukturalne stanowią wystarczające narzędzie analizy stopnia uporczywości i jej zmian i są do tego celu powszechnie wykorzystywane (por. Marques, 2004; Pivetta, Reis, 2007; Fuhrer, 2009; Altissimo i in., 2009).

Do oceny uporczywości analizowanych szeregów czasowych posłużono się kilkoma miernikami związanymi z modelem autoregresyjnym zbudowanym dla szeregów inflacji w postaci odchyłeń do średniej:

$$x_t = \sum_{j=1}^p \beta_j x_{t-j} + \epsilon_t, \quad (1)$$

gdzie: x_t to analizowany szereg odchyłeń poziomu inflacji od średniej z uwzględnioną zmianą strukturalną.

Wykorzystano następujące mierniki:

- 1) najwyższy pierwiastek wielomianu charakterystycznego modelu (1) (ang. *largest autoregressive root* – LAR, Stock, 1991; De Jong, Whiteman, 1991);
- 2) sumę parametrów w modelu (1) (ang. *sum of the coefficients* – SUM, Nelson, Plosser, 1982);
- 3) liczba okresów, po jakich wygaśnie połowa pojedynczego szoku w modelu (ang. *half-life* – HL).

Pierwsza miara uporczywości związana jest z wielomianem opóźnień modelu AR(p):

$$x_t - \sum_{j=1}^p \beta_j x_{t-j} = \prod_{j=1}^p (1 - \lambda_j L) x_t + \epsilon_t, \quad (2)$$

gdzie $LAR \equiv \max |\lambda_j|$.

Z punktu widzenia tempa wygasania szoków w modelu, najwyższy pierwiastek równania charakterystycznego procesu AR jest decydującym czynnikiem siły oddziaływania zadanego szoku w długim okresie (Pivetta, Reis, 2007). W ekstremalnym wypadku, kiedy pierwiastek ten wynosi 1, proces opisany danym modelem ma nieskończoną inercję, z drugiej strony – pierwiastek równy zero sprawia, że szoki oddziałujące na szereg natychmiastowo wygasają. W przypadkach pośrednich, im wyższy pierwiastek, tym proces powrotu do poziomu sprzed powstania szoku trwa dłużej. Wadą stosowania LAR jako miary uporczywości jest fakt, że ignoruje on pozostałe pierwiastki wielomianu charakterystycznego, co może nieco zniekształcać wyniki (Phillips, 1991; Andrews, 1993).

Drugą miarę otrzymaną na podstawie modelu AR(p) stanowi suma parametrów modelu (1):

$$SUM = \sum_{j=1}^p \beta_j. \quad (3)$$

Miara ta z jednej strony uwzględnia wszystkie parametry przy opóźnionej zmiennej objaśnianej w modelu. Z drugiej zaś, wadą jej jest przykładanie równej wagi do wszystkich współczynników autoregresyjnych.

Trzecia miara uporczywości – HL wykorzystuje funkcję odpowiedzi na impuls w postaci liczby okresów, po jakich wygaśnie połowa jednostkowego szoku w modelu.

HL dla modelu (1) przy rzędzie autoregresji oblicza się za pomocą wzoru (por. Rossi, 2005):

$$HL = \frac{\ln(0,5)}{\ln(\beta_1)}. \quad (4)$$

Dla modeli o wyższym rzędzie autoregresji miara (4) jest obciążona i dokładniejszych wyników dostarcza wyznaczenie HL bezpośrednio z funkcji odpowiedzi na impuls. Zaletą HL jest łatwa interpretacja wyniku i ich porównywalność dla różnych postaci modelu. W przypadku gdy funkcja odpowiedzi na impuls oscyluje wokół zera (co może się zdarzyć na przykład gdy któryś współczynnik w modelu AR jest ujemny) HL znacząco zaniża ocenę uporczywości.

Badanie polegało na oszacowaniu parametrów modeli AR(p) dla każdego z komponentów inflacji, w przesuwanym, 9-letnim oknie estymacji. Szeregi zostały wyrażone jako odchylenia od średniej, mając na względzie poprawkę związaną ze zmianą strukturalną w czerwcu 2001 roku.

Rząd opóźnień dla każdego składnika został wybrany na całej próbie na podstawie kryteriów informacyjnych (zob. tabela 3). Jakość wybranej postaci modelu oceniono za pomocą testu autokorelacji składnika losowego. Z otrzymanych rezultatów testów Portmanteau wynika, że składniki losowe w omawianych modelach nie wykazują autokorelacji na poziomie istotności 10%.

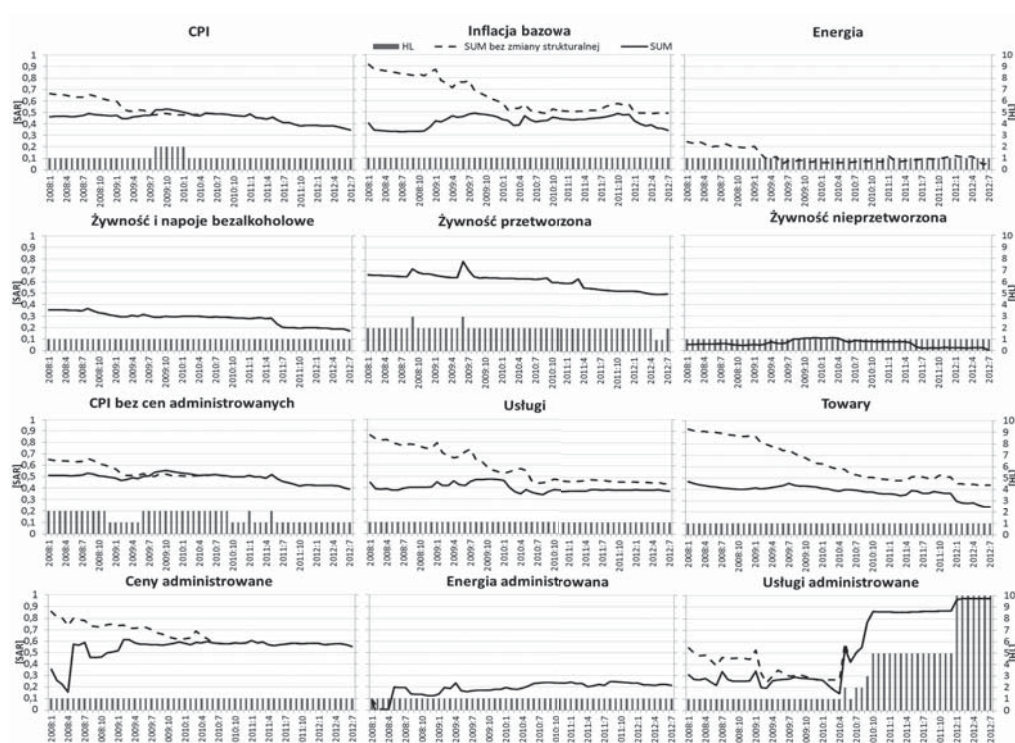
Tabela 3.

Rząd autoregresji w modelach AR(p) opisujących poszczególne szeregi inflacji

Wskaźnik	Rząd AR	Wskaźnik	Rząd AR
CPI	AR(1)	CPI_bez_adm	AR(1)
Bazowa	AR(2)	Usługi	AR(1)
Energia	AR(2)	Towary	AR(2)
Żywność	AR(1)	Admin	AR(3)
Żyw_przet	AR(1)	Energia_adm	AR(3)
Żyw_nprzet	AR(1)	Usługi_adm	AR(1)

Źródło: obliczenia własne.

Opierając się na oszacowanych parametrach modeli AR dla wskaźnika CPI i jego składników (postaci wskazanej w tabeli 3), dla każdego szeregu inflacji policzono miary uporczywości: LAR, SUM i HL. Biorąc pod uwagę fakt, że model AR(1) był najczęściej wskazywany przez kryteria informacyjne, miary LAR i SUM są często tożsame. Dlatego też na wykresie ilustrującym poziom i zmianę uporczywości (rysunek 1) umieszczone zostały jedynie sumy parametrów AR oraz HL. Dodatkową informacją, na którą warto zwrócić uwagę jest suma parametrów w modelu bez uwzględnienia zmiany strukturalnej w średniej na początku 2001 roku (na wykresach zaznaczona jest ona przerywaną linią).



Rysunek 1. Suma parametrów modelu AR(p) oraz HL

Źródło: opracowanie własne.

Z otrzymanych wyników można wyciągnąć następujące wnioski. Najwyższą uporczywością charakteryzują się szeregi czasowe: cen administrowanych, towarów, usług, inflacji bazowej i żywności przetworzonej. Najniższą z kolei, wykazują szeregi energii, energii administrowanej, żywności ogółem oraz żywności nieprzetworzonej.

Liczba okresów, po których wygaśnie połowa szoku (HL) w większości szeregów czasowych wynosi tylko jeden okres. Wyjątek stanowią szeregi usług administrowa-

nych, gdzie połowa wartości szoku wygasa po więcej niż 10 okresach, i żywności przetworzonej, dla którego HL wynosi przeciętnie 2 miesiące.

Oszacowanie uporczywości w przypadku szeregów czasowych cen administrowanych, w szczególności usług administrowanych, jest trudne do wykonania ze względu na skokowe i krótkotrwałe zmiany poziomu szeregu, będące następstwem decyzji administracyjnych. Z tego względu do oszacowania parametrów modeli klasy AR w przypadku szeregów czasowych cen administrowanych należy podchodzić z większą ostrożnością.

Na uwagę zasługuje także silny wpływ zmiany strukturalnej na wyniki szacunków uporczywości (por. przerywana linia na wykresie – SUM w modelach skonstruowanych bez uwzględnienia tej zmiany). Jeżeli jest szacowana na podstawie surowych szeregów, jest dużo wyższa i wykazuje tendencję do spadku w czasie. Spadek ten przestaje być wyraźny, kiedy w przesuwanym oknie estymacji uwzględnimy zmianę strukturalną. Hipoteza o spadku uporczywości nie może zostać potwierdzona dla większości szeregów czasowych. Tendencję spadkową wykazują jedynie miary uporczywości dla szeregów: towarów i żywności przetworzonej.

5. UPORCZYWOŚĆ INFLACJI W ŚWIETLE INTEGRACJI UŁAMKOWEJ

Uwzględnianie potencjalnych zmian strukturalnych w szeregach czasowych inflacji w trakcie badania jej uporczywości ma poważny wpływ na uzyskane wyniki. Mayoral (2006) i Dolado, Gonzalo, Mayoral (2006), pokazali, że pewne cechy stacjonarnych szeregów czasowych zawierających zmiany strukturalne, w tym m.in. podobna struktura autokorelacyjna szeregów czasowych, mogą wystąpić również w przypadku szeregów czasowych zintegrowanych ułamkowo i dlatego procesy te mogą być ze sobą mylone.

Fakt, że szeregi inflacji mogą reagować na szoki inaczej niż tylko w sposób permanentny, ale jednocześnie bardziej uporczywy niżby to wynikało ze stopnia integracji równego 0, został w literaturze wielokrotnie udokumentowany. Baillie (1996) przytacza przykłady zastosowania modeli ARFIMA do modelowania inflacji w kilku wczesnych publikacjach. Wykorzystując tę klasę modeli Meller, Nautz (2009) analizowali zmianę uporczywości inflacji w krajach strefy euro po wprowadzeniu wspólnej waluty. Gadea, Mayoral (2006) estymowały parametry modeli klasy ARFIMA, a następnie wykorzystywały je do analizy uporczywości inflacji w 21 krajach OECD. Franta, Saxa i Šmidkova (2010) zaprezentowali badanie uporczywości inflacji dla nowych krajów członkowskich UE pokazując, że implikacje dla uporczywości inflacji w sytuacji skokowej zmiany niektórych parametrów modelu oraz w przypadku występowania integracji ułamkowej wyraźnie się różnią. Na podobne różnice wskazuje też Bos (2001), który na przykładzie inflacji w USA wykazuje, że uwzględnienie długiej pamięci w modelowaniu inflacji znacznie podwyższa jakość prognoz i zmniejsza ich niepewność.

Tradycyjnie, analiza szeregów czasowych skupiała się wokół dwóch alternatyw: obecności pierwiastka jednostkowego, czyli nieskończonej pamięci, oraz braku pierwiastka jednostkowego, czyli krótkiej pamięci oznaczającej wygasanie szoków w skończonym, krótkim horyzoncie czasowym. Ujęcie to nie bierze jednak pod uwagę możliwości wystąpienia przypadków pośrednich, w których parametr d , oznaczający stopień integracji, przyjmuje wartości niecałkowite. Tymczasem analiza integracji ułamkowej pozwala na scharakteryzowanie szerszej i bardziej ogólnej klasy procesów. Jeśli przyjmiemy, że poziom inflacji (y_t) jest procesem integracji ułamkowej, zintegrowanym w stopniu d ($y_t \sim I(d)$), to można zapisać go w postaci (por. Kwiatkowski, 1999b; Baillie, 1996): $\Delta^d y_t = z_t$, gdzie:

$$\Delta^d = (1 - L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{d}{k} (-L)^k = 1 - dL - \frac{d(1-d)L^2}{2!} - d(1-d)(2-d)L^3/3! - \dots, \quad (5)$$

dla $d > -1$, gdzie: L – operator opóźnień, d – stopień integracji.

Jeśli z_t jest białym szumem, proces y_t nazywany jest ułamkowym białym szumem. Jeśli z_t jest stacjonarnym i odwracalnym procesem ARMA(p,q), to y_t nazywany jest procesem ARFIMA(p,d,q) (Granger, Joyeux, 1980; Hosking, 1981).

Parametr d nazywany jest również „parametrem pamięci”, gdyż determinuje on średnio- i długookresowy wpływ szoków na przebieg procesu. Ze względu na wartość d , procesy zintegrowane ułamkowo dzielimy na (por. Kwiatkowski, 1999b): procesy stacjonarne, z krótką pamięcią ($d = 0$), procesy stacjonarne z tzw. średnią pamięcią ($d \in (-0,5, 0)$), procesy stacjonarne z długą pamięcią ($d \in (0, 0,5)$). Dla $d \in (-0,5, 1)$ szoki są przejściowe, ale ich wygasanie trwa tak długo, że wariancja procesu jest niestała w czasie co sprawia, że proces jest niestacjonarny. W końcu, $d = 1$ oznacza, że proces jest niestacjonarny – ma asymptotycznie dążącą do nieskończoności wariancję, a szoki mają wpływ na poziom procesu w długim horyzoncie.

Gadea, Mayoral (2006) przytaczają możliwe przyczyny, dla których szeregi czasowe, a w szczególności indeksy cen konsumpcyjnych, mogą charakteryzować się integracją ułamkową. Jedną z nich może być ułamkowy charakter procesów opisujących zachowanie ceny niektórych surowców (zob. również Baillie, 1996), który następnie wpływa na ceny produktów przetworzonych. Drugim wyjaśnieniem są skutki agregacji dużej liczby pojedynczych niezależnych i stacjonarnych procesów AR(1). Przy założeniu wystarczającej indywidualnej uporczywości i heterogeniczności można pokazać, że wynikiem agregacji jest proces z długą pamięcią (to wspomniany już efekt agregacji). Z podanych powodów, niniejsze badanie obejmuje również analizę potencjalnej integracji ułamkowej szeregu inflacji oraz jej komponentów.

W celu zweryfikowania czy analizowane szeregi czasowe lepiej opisuje proces $I(0)$ ze zmianą strukturalną czy proces zintegrowany w stopniu ułamkowym przeprowadzono test SB-FDF (Structural Break Fractional Dickey-Fuller) zaproponowany przez Dolado, Gonzalo, Mayoral (2006). Test ten, zbliżony w konstrukcji do testu ADF, jako hipotezę zerową przyjmuje proces zintegrowany w stopniu d , ($y_t \sim I(d)$),

$0 < d \leq 1$), wobec alternatywy $y_t \sim I(0)$. Opiera się on na statystyce t dla parametru φ w równaniu:

$$\Delta^d y_t = \Delta^d A_B(t) - \varphi A_B(t-1) + \varphi y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

gdzie: $A_B(t)$ – składnik deterministyczny, w którym występuje zmiana strukturalna w chwili $t = T_B$ (w rozważanym przez nas przypadku składnik deterministyczny obejmuje stałą, która może ulec przesunięciu w chwili $T_B + 1$, choć test ten umożliwia także analizę zmian strukturalnych innego rodzaju), $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$.

W celu uzyskania wstępnej wartości parametru d , dla każdego z szeregów czasowych oszacowano parametr integracji ułamkowej dwiema metodami: estymatorem lokalnym Whittle'a (Shimotsu, Phillips, 2005), często wykorzystywanym do testowania stopnia integracji za pomocą testów powyższego typu (zob. Sephton, 2009; Dolado, Gonzalo, Mayoral, 2009) oraz metodą Geweke i Porter-Hudak (GPH, 1983), ze względu na relatywnie częste odniesienia do tej metody w literaturze nt. uporczywości inflacji (np. Gadea, Mayoral, 2006; Franta, Saxa, Šmidková, 2010). Następnie przetestowano występowanie integracji ułamkowej w sytuacji, gdy alternatywą są opisane w poprzednich częściach artykułu procesy $I(0)$ uwzględniające zmianę strukturalną (przesunięcie średniej). Zastosowano wersję testu umożliwiającą endogeniczny wybór momentu zmiany wartości średniej, odwołującą się w swojej konstrukcji do testu Zivota-Andrewsa. Potencjalna zmiana strukturalna występuje w chwili T_B , która definiuje obserwację, dla której odrzucenie H_0 jest najbardziej prawdopodobne, czyli tam, gdzie statystyka testowa $t_{\varphi(\lambda)}$ przyjmuje najniższą wartość.

W przypadku tych szeregów, w których wcześniejsza analiza nie wykazała zmian strukturalnych, dodatkowo przetestowano integrację ułamkową szeregów wobec zintegrowania w stopniu 0. Do tego celu wykorzystano zarówno wersję testu FDF zakładającą brak zmian strukturalnych, jak i zmodyfikowanego testu EFDF (Efficient FDF, Dolado, Gonzalo, Mayoral, 2009). W tym drugim teście hipotezy zostały zdefiniowane odwrotnie, tzn. $H_0: y_t \sim I(0)$, $H_1: y_t \sim I(d)$, $0 < d \leq 1$), natomiast statystyka t odnosi się do parametru ψ w zmodyfikowanym równaniu:

$$y_t = \psi s_{t-1}(d) + \varepsilon_t, \quad (7)$$

gdzie: $s_{t-1}(d) = \frac{1-\Delta^d}{d} y_t$.

Wszystkie testy przeprowadzone były na szeregach odchyłeń obserwowanej miesięcznej dynamiki cen od ich średniej. Testowanie odbywało się dla założonych, wartości parametru d oszacowanego metodą Whittle'a. Poniżej, dla porównania, podano wartości d estymowane obiema metodami. Wyniki testów SB-FDF oraz FDF i EFDF bez zmian strukturalnych przedstawiono w tabeli 4.

Na podstawie wyników testów można zauważyć, że wartość parametru d ma w przypadku analizowanych szeregów czasowych duże znaczenie. Jeśli prawdziwa

Tabela 4.

Wyniki testu SB-FDF z endogenicznie wybieraną datą zmiany strukturalnej dla kolejnych wskaźników cen przy założeniu różnych wartości parametru d : oszacowanych metodą GPH (d_{gph}) i Whittle'a (d_{whit})

d	CPI	Bazowa	Żywność	Żyw_przet	Żyw_nprzet	CPI_bez_a dm	Usługi	Towary	Admin	Energia_a dm	Ushugi_ad m	Energia	wart kryt 5%	wart kryt 10%
Test SB-FDF														
0,1	3,18	0,83	2,24	6,94	-0,70	4,14	3,17	1,72	-0,03	-2,21	2,42	-0,07	-2,43	-2,06
0,2	1,55	-0,77	0,76	4,87	-1,94	2,48	1,50	0,18	-1,55	-3,45	0,88	-1,29	-2,63	-2,27
0,3	0,01	-2,32	-0,67	3,00	-3,18	0,92	-0,08	-1,28	-2,99	-4,69	-0,58	-2,51	-2,78	-2,44
0,4	-1,43	-3,79	-2,04	1,30	-4,42	-0,55	-1,56	-2,70	-4,36	-5,94	-1,98	-3,73	-2,99	-2,67
0,6	-4,10	-6,59	-4,68	-1,71	-6,94	-3,28	-4,31	-5,33	-6,89	-8,47	-4,63	-6,21	-3,53	-3,24
0,7	-5,34	-7,90	-5,95	-3,07	-8,23	-4,56	-5,59	-6,56	-8,07	-9,77	-5,92	-7,49	-3,85	-3,52
0,8	-6,53	-9,15	-7,18	-4,34	-9,53	-5,79	-6,80	-7,73	-9,20	-11,08	-7,19	-8,80	-4,07	-3,76
0,9	-7,66	-10,33	-8,38	-5,51	-10,85	-6,96	-7,95	-8,85	-10,28	-12,40	-8,43	-10,14	-4,27	-3,98
Test FDF														
0,1	-	-	2,53	7,45	-0,55	-	-	-	-	-1,68	-	-	-1,89	-1,55
0,2	-	-	1,00	5,28	-1,81	-	-	-	-	-2,98	-	-	-1,95	-1,57
0,3	-	-	-0,46	3,33	-3,06	-	-	-	-	-4,26	-	-	-2,00	-1,64
0,4	-	-	-1,87	1,57	-4,31	-	-	-	-	-5,53	-	-	-2,13	-1,68
Test FDF														
0,1	-	-	3,35	7,51	0,00	-	-	-	-	0,29	-	-	1,64	1,28
0,2	-	-	3,51	8,01	0,10	-	-	-	-	0,21	-	-	1,64	1,28
0,3	-	-	3,63	8,44	0,19	-	-	-	-	0,13	-	-	1,64	1,28
0,4	-	-	3,72	8,80	0,27	-	-	-	-	0,05	-	-	1,64	1,28
data zm strukt	cze-01	cze-01	sty-01	sty-01	cze-01	sty-01	cze-01	cze-01	cze-01	sie-01	lip-01	sty-01		
d_{gph}	0,78	0,97	0,17	0,25	0,02	0,55	1,00	0,95	1,02	0,44	0,69	0,39		
d_{whit}	0,46	0,62	0,17	0,36	-0,03	0,43	0,59	0,61	0,50	0,21	0,35	0,16		

Podkreślono wartość d , dla której wartość estymowana metodą Whittle'a jest najbliższa. Kolorem szarym zaznaczono te wartości d dla danego szeregu, dla których hipoteza zerowa jest odrzucona na 5% poziomie istotności. Testy przeprowadzono na szeregach zawierających 163 obserwacje. Wartości krytyczne: SB-FDF i FDF Dolado, Gonzalo, Mayoral (2006); dla EFDF Dolado, Gonzalo, Mayoral (2009).

Źródło: obliczenia własne.

wartość parametru d wynosiłaby powyżej 0,8, to w przypadku wszystkich szeregów wyniki testu preferowałyby hipotezę o stacjonarności. W przypadku szacunków uzyskanych przy pomocy estymatora lokalnego Whittle'a estymowany na całej próbie parametr d jest jednak dla większości szeregów czasowych niższy niż ta wartość. Ostateczne wyniki testu są więc bardziej zróżnicowane. Szeregi czasowe CPI, żywności (zarówno przetworzonej jak i nieprzetworzonej oraz żywności ogółem), energii, CPI po wyłączeniu cen administrowanych, usług administrowanych są zintegrowane w stopniu ułamkowym. Natomiast w przypadku inflacji bazowej, towarów, usług, cen administrowanych i energii administrowanej, test skłania się ku stacjonarności ze zmianą strukturalną.

Warto jednocześnie zauważyć, że szeregi cen żywności (zwłaszcza nieprzetworzonej) są szeregami o relatywnie niskim d . Wyniki symulacji Monte Carlo przeprowadzonej przez Dolado, Gonzalo, Mayoral (2006) sugerują, że test SB-FDF może charakteryzować się niską mocą właśnie dla niskich wartości tego parametru. Dlatego w przypadku tych szeregów wyniki mogą być obciążone błędem.

Dla większości szeregów czasowych moment potencjalnej zmiany strukturalnej wskazany przez test SB-FDF pokrywa się z wynikami testu Zivota-Andrewsa. W kilku przypadkach wskazuje on na obserwacje bardzo zbliżone w czasie do tej daty (oddalone o 1–2 miesiące). Warto przypomnieć, że kombinacja testu Zivota-Andrewsa i testu Chowa nie wykazała zmiany strukturalnej w przypadku wskaźników cen żywności i cen energii administrowanej.

Przy d zgodnym z wynikami estymacji metodą Whittle’a wyniki testu SB-FDF potwierdzają wyniki testu Zivota-Andrewsa (zintegrowanie szeregu w stopniu $I(0)$ z uwzględnioną zmianą strukturalną) w przypadku szeregów czasowych: inflacji bazowej, towarów, usług i cen administrowanych. Dodatkowo, zgodnie z testem SB-FDF również energia administrowana jest $I(0)$ ze zmianą strukturalną.

Dla niektórych szeregów czasowych wcześniejsza analiza wykazała brak występowania zmiany strukturalnej. Dlatego do zweryfikowania hipotez o potencjalnej integracji ułamkowej zastosowano dodatkowo dwa komplementarne co do formułowanych hipotez testy: odpowiednią postać testu FDF oraz test EFDF. Zgodnie z obydwojema testami ceny żywności oraz ceny żywności nieprzetworzonej powinny być modelowane jako procesy zintegrowane w stopniu ułamkowym (pomimo relatywnie niskich oszacowań parametru d), natomiast ceny energii administrowanej spełniają raczej warunki procesu $I(0)$. W przypadku cen żywności nieprzetworzonej obydwa testy dają sprzeczne odpowiedzi.

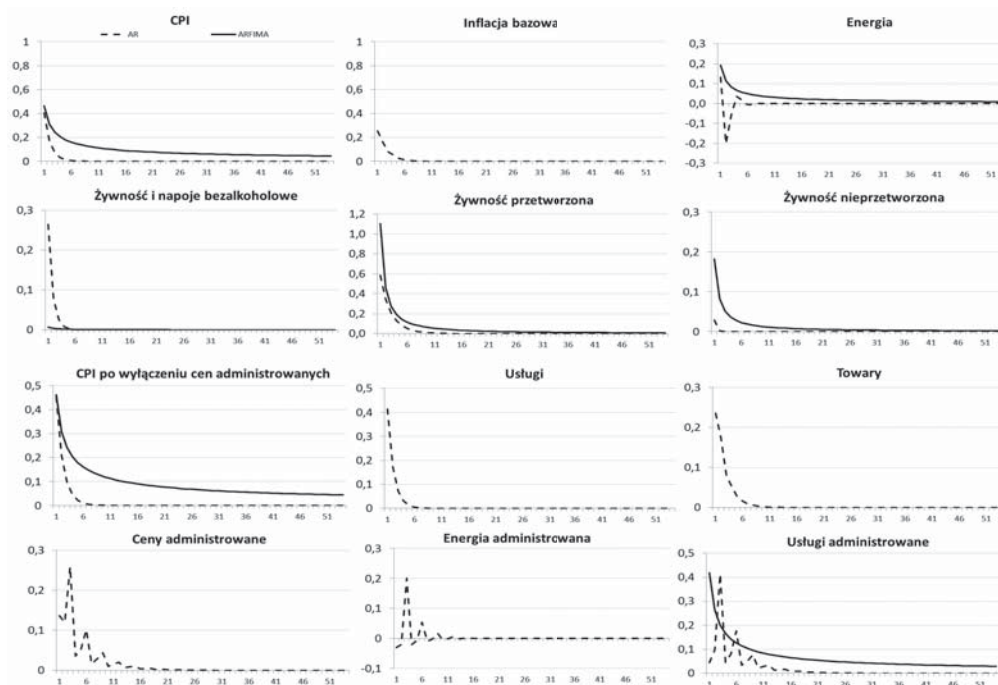
W przypadku tych szeregów czasowych, w których testy wskazały na prawdopodobną integrację ułamkową, oszacowano za pomocą metody największej wiarygodności parametry modelu ARFIMA. W tabeli 5 zamieszczono postać modelu wybraną na podstawie minimalizacji kryteriów informacyjnych (za decydujące przyjęto BIC). Oszacowania parametru d (z wyjątkiem żywności) nie odbiegają znacząco od przybliżonych wartości otrzymanych na potrzeby testu SB-FDF za pomocą estymatora Whittle’a (por. tabela 4).

Tabela 5.

Postać modelu ARFIMA wybrana na podstawie kryterium BIC w szeregach inflacji zintegrowanych w stopniu ułamkowym

Wskaźnik	Postać ARFIMA	Wartość parametru d oszacowana na pełnej próbie
CPI	(0,d,0)	0,41
Energia	(2,d,2)	0,24
Żywność	(1,d,0)	0,005
Żyw_przet	(1,d,0)	-0,26
Żyw_nprzet	(1,d,0)	-0,16
CPI_bez_adm	(0,d,0)	0,41
Usługi_adm	(1,d,0)	0,33

Źródło: obliczenia własne.



Rysunek 2. Funkcja odpowiedzi na impuls dla modeli AR i ARFIMA(p,d,q)

Źródło: obliczenia własne.

Analiza uporczywości w ramach procesów zintegrowanych ułamkowo różni się od ujęcia stosowanego w przypadku procesów stacjonarnych. Gadea, Mayoral (2006) pokazują, że proste, skalarne miary uporczywości, takie jak suma wartości parametrów AR, stosowane często przy założeniu, że inflacja jest zintegrowana w stopniu $I(0)$, nie są adekwatne do sytuacji, w której inflacja modelowana jest za pomocą modeli ARFIMA. Dlatego ostatnim elementem analizy jest policzenie funkcji odpowiedzi na impuls (ang. *impulse-response function, IRF*)³ pochodzących z alternatywnych modeli: klasy AR oraz ARFIMA dla szeregów, w których przypadku uwzględnienie integracji ułamkowej jest uzasadnione. Dzięki temu bardziej wyraźny staje się wpływ wysokości parametru d na czas trwania szoku. W przypadku szeregów czasowych zintegrowanych ułamkowo do porównania wykorzystano modele postaci ARFIMA(p,d,q), opisane w tabeli 5.

Zgodnie z oczekiwaniami, w przypadku wszystkich szeregów czasowych, dla których skonstruowano model ARFIMA, impuls w tym modelu wygasa dużo wolniej niż w przypadku modeli AR (por. rysunek 2). Wygastanie szoku w tempie wolniej-

³ Funkcję odpowiedzi na impuls dla modeli ARFIMA wygenerowano za pomocą procedury *fracirf* w pakiecie Stata.

szym od wykładniczego jest charakterystyczną cechą procesów zintegrowanych ułamkowo.

Dla celów jednoznacznego porównania uporczywości różnych szeregów czasowych oraz obserwację jej zmiany w czasie posłużono się kilkoma miarami skalarnymi. Porównanie poszczególnych szeregów czasowych przebiega na podstawie zestawienia wartości funkcji odpowiedzi na impuls po 3 i po 12 miesiącach od wystąpienia szoku oraz okresu, po jakim wygasa połowa wartości początkowego szoku (HL). Wszystkie trzy miary zostały policzone dla pierwszej i ostatniej 9-letniej próby, aby uchwycić ewentualne zmiany w trwałości szoków (por. tabela 6). Zmiany zachodzące wewnątrz próby nie zostały zaprezentowane aby zwiększyć czytelność wyników.

Wartości funkcji odpowiedzi na impuls zawarte w tabeli 6 pochodzą z dwóch typów modeli. Parametry modelu ARFIMA dostępne są jedynie dla tych szeregów czasowych, które w świetle testu FDF generowane są przez proces zintegrowany w stopniu ułamkowym. Mimo, że odpowiedzi na impuls otrzymano również dla odpowiadających im modeli AR, to oceniamy, że bardziej wiarygodne są te pochodzące z modelu ARFIMA. Wartości funkcji IRF w przypadku pozostałych szeregów czasowych policzono wyłącznie dla modelu AR. Z porównania nasuwają się następujące wnioski. Po pierwsze, składniki inflacji różnią się znacznie pod kątem stopnia uporczywości. W pierwszej analizowanej podpróbie najwyższą uporczywością charakteryzują się szeregi czasowe CPI i CPI_bez_adm. Wyższy stopień uporczywości komponentów na wyższym poziomie agregacji może wskazywać na występowanie efektu agregacji. Relatywnie wysoka uporczywość zarówno w krótkim jak i w długim horyzoncie czasowym, w pierwszej i ostatniej podpróbie, cechuje także szereg cen żywności przetworzonej. Po drugie, z porównania wartości funkcji IRF z pierwszej i ostatniej podpróby można wysnuć wniosek, że uporczywość wielu komponentów inflacji (wszystkich poza szeregami czasowymi żywności) w analizowanym okresie spadła.

Tabela 6.

Zmiana w czasie charakterystyk funkcji odpowiedzi na impuls

Wskaźnik:	okno estymacji:	IRF(3)		IRF(12)		Half-life (w miesiącach):	
		AR(p)	ARFIMA(d)	AR(p)	ARFIMA(d)	AR(p)	ARFIMA(d)
CPI	1999:1-2007:12	0,099	0,278	0,000	0,130	1	2
	2003:8-2012:7	0,042	0,121	0,000	0,043	1	1
Bazowa	1999:1-2007:12	0,092	.	0,000	.	1	.
	2003:8-2012:7	0,062	.	0,000	.	1	.
Energia	1999:1-2007:12	-0,081	0,118	0,000	0,046	1	1
	2003:8-2012:7	-0,031	0,075	0,000	0,013	1	1

Tabela 6.

Wskaźnik:	okno estymacji:	IRF(3)		IRF(12)		Half-life (w miesiącach):	
		AR(p)	ARFIMA(d)	AR(p)	ARFIMA(d)	AR(p)	ARFIMA(d)
Żywność	1999:1-2007:12	0,045	0,031	0,000	0,008	1	1
	2003:8-2012:7	0,005	0,058	0,000	0,018	1	1
Żyw_przet	1999:1-2007:12	0,294	0,263	0,007	0,049	2	2
	2003:8-2012:7	0,126	0,321	0,000	0,046	2	2
Żyw_nprzet	1999:1-2007:12	0,000	0,033	0,000	0,007	1	1
	2003:8-2012:7	0,000	0,026	0,000	0,006	1	1
CPI_bez_adm	1999:1-2007:12	0,134	0,278	0,000	0,130	2	2
	2003:8-2012:7	0,059	0,148	0,000	0,055	1	1
Usługi	1999:1-2007:12	0,090	.	0,000	.	1	.
	2003:8-2012:7	0,055	.	0,000	.	1	.
Towary	1999:1-2007:12	0,128	.	0,001	.	1	.
	2003:8-2012:7	0,032	.	0,000	.	1	.
Admin	1999:1-2007:12	0,082	.	0,000	.	1	.
	2003:8-2012:7	0,436	.	0,040	.	1	.
Energia_adm	1999:1-2007:12	0,088	.	0,000	.	1	.
	2003:8-2012:7	0,313	.	0,010	.	1	.
Usługi_adm	1999:1-2007:12	0,031	0,195	0,000	0,076	1	1
	2003:8-2012:7	0,929	0,066	0,744	0,016	29	1

Pogrubieniem zaznaczono postać modelu, która lepiej charakteryzuje proces (na podstawie testu FDF).

Źródło: obliczenia własne.

6. PODSUMOWANIE

W artykule podjęto próbę oszacowania stopnia uporczywości występującej w inflacji mierzonej za pomocą wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych oraz w jej składowych. W tym celu wykorzystano powszechnie stosowane metody szacowania uporczywości bazujące na modelach klasy AR (por. Marques, 2004; Pivetta, Reis, 2007) oraz, alternatywnie, estymację długiej pamięci występującej w analizowanych szeregach (por. Baillie, 1996; Koop i in., 1997; Kwiatkowski, 1999b).

Z analizy modeli klasy AR wypływają następujące wnioski. Po pierwsze, występują istotne różnice w uporczywości, mierzonej za pomocą sumy parametrów AR, pomiędzy poszczególnymi komponentami inflacji. Najwyższy stopień uporczywości

występuje w szeregach żywności przetworzonej, inflacji bazowej oraz usług administrowanych.

Po drugie, w większości analizowanych szeregów czasowych występuje zmiana strukturalna, która zbiega się w czasie z procesem wprowadzania celu inflacyjnego w strategii NBP. Uwzględnienie tej zmiany w modelach sprawia, że spadek uporczywości przestaje być istotny, co prowadzi do wniosku, że obserwowany spadek uporczywości można przypisać zmianie strukturalnej w średniej szeregów czasowych inflacji.

Biorąc pod uwagę możliwość występowania długiej pamięci w szeregach czasowych inflacji (por. np. Bos, 2001; Gadea, Mayoral, 2006), sprawiającej że modelowanie ich za pomocą procesów AR może powodować obciążenie szacunków uporczywości, analizowane szeregi poddano testom na integrację ułamkową (Dolado, Gonzalo, Mayoral, 2006 i 2009). Ich wyniki wskazują, że długą pamięcią charakteryzują się szeregi czasowe: CPI, żywności, energii, usług administrowanych oraz CPI bez cen administrowanych. Pozostałe szeregi czasowe są lepiej charakteryzowane przez modele klasy AR z uwzględnioną zmianą strukturalną.

Dla wymienionych powyżej szeregów czasowych oszacowano następnie parametry modelu ARFIMA (p,d,q) i na ich podstawie wygenerowano funkcje odpowiedzi na impuls. Zestawienie wyników dla wszystkich szeregów z użyciem najbardziej właściwego modelu (AR bądź ARFIMA) wskazuje na dwa główne wnioski. Pierwszy z nich mówi o zróżnicowaniu komponentów inflacji pod kątem obserwowanej uporczywości – najwyższą uporczywość można zaobserwować w przypadku składników o dużym stopniu agregacji: CPI i CPI po wyłączeniu cen administrowanych. Drugi wniosek dotyczy zmiany uporczywości inflacji w czasie. Na podstawie porównania wyników estymacji odpowiednich modeli dla komponentów inflacji w 9-letnich podpróbach można zauważyć, że uporczywość spadła w badanym okresie.

Wskazane w artykule różnice w stopniu uporczywości składników inflacji stanowią użyteczną informację z punktu widzenia prowadzenia polityki pieniężnej. Szczególnie istotną informację niesie zaobserwowany spadek uporczywości wskaźników cen. Zaprezentowane w artykule metody nie pozwalają jednak na jednoznaczną identyfikację przyczyn zaobserwowanych zmian i różnic pomiędzy uporczywością poszczególnych komponentów. Z punktu widzenia dalszych badań nad uporczywością inflacji i jej komponentów, ciekawym zagadnieniem jest wskazanie źródeł tych różnic na drodze analizy w klasie modeli strukturalnych.

Katarzyna Hertel – Narodowy Bank Polski,

Agnieszka Leszczyńska – Narodowy Bank Polski i Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- [1] Altissimo F., Ehrmann M., Smets F., (2006), Inflation Persistence and Price-Setting Behavior in the Euro Area. A Summary of the IPN Evidence, *ECB Occasional Papers*, 46.
- [2] Altissimo F., Mojon B., Zaffaroni P., (2009), Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation?, *Journal of Monetary Economics*, 56 (2), 231–241.
- [3] Andrews D., (1993), Exactly Median-Unbiased Estimation of First Order Autoregressive/Unit Root Models, *Econometrica*, 61 (1), 139–165.
- [4] Babečský J., Coricelli F., Horváth R., (2009), Assessing Inflation Persistence: Micro Evidence on an Inflation Targeting Economy, *Czech Journal of Economics and Finance*, 59 (2), 102–127.
- [5] Baillie R. T., (1996), Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 73, 5–59.
- [6] Berben R., Mestre R., Mitrakos T., Morgan J., Zonzilos N., (2005), Inflation Persistence in Structural Macroeconomic Models, *ECB Working Papers*, 521.
- [7] Bilke L., (2005), Break in the Mean and Persistence of Inflation. A Sectoral Analysis of French CPI, *ECB Working Papers*, 463.
- [8] Bos C., (2001), Time Varying Parameter Models for Inflation and Exchange Rates, WebDOC.
- [9] Cecchetti S., Debelle G., (2006), Has the Inflation Process Changed?, *Economic Policy*, 21 (46), 311–352.
- [10] Clark T. E., (2006), Disaggregate Evidence on the Persistence of Consumer Price Inflation, *Journal of Applied Econometrics*, 21 (5), 563–587.
- [11] Cutler J., (2001), Core Inflation in the UK, *External MPC Unit Discussion Papers*, 3.
- [12] De Jong D.N., Whiteman C.H., (1991), Reconsidering ‘Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series’, *Journal of Monetary Economics*, 28, 221–254.
- [13] Dhyne E., Alvarez L.J., Le Bihan H., Veronese G., Dias D., Hoffmann J., Jonker N., Lunnemann P., Rumler F., Vilmunen J., (2006), Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data, *Journal of Economic Perspectives*, 20 (2), 171–192.
- [14] Dolado J. J., Gonzalo J., Mayoral L., (2006), What is What?: A Simple Time-Domain Test of Long-memory vs. Structural Breaks, *Mimeo*, Universidad Carlos III de Madrid.
- [15] Dolado J. J., Gonzalo J., Mayoral L., (2009), Simple Wald Tests of the Fractional Integration Parameter: An Overview of New Results, *Mimeo*, Universidad Carlos III de Madrid.
- [16] Eurostat, (2001), *Compendium of HICP – Reference Documents* (2/2001/B/5).
- [17] Franta M., Saxa B., Šmidková K., (2010), The Role of Inflation Persistence in the Inflation Process in the New EU Member Countries, *Czech Journal of Economics and Finance*, 60 (6), 480–500.
- [18] Fuhrer J. C., (2009), Inflation Persistence, *Federal Reserve Bank of Boston Working Papers*, 09–14.
- [19] Fuhrer J. C., Moore G., (1995), Inflation Persistence, *The Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), 127–59.
- [20] Gadea M. D., Mayoral L., (2006), The Persistence of Inflation in OECD Countries: A Fractionally Integrated Approach, *International Journal of Central Banking*, *International Journal of Central Banking*, 2 (1), 51–104.
- [21] Gali J., Gertler M., (1999), Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 44 (2), 195–222.
- [22] Granger C. W. J., (1980), Long memory relationships and the aggregation of dynamic models, *Journal of Econometrics*, 14, 227–238.
- [23] Geweke J., Porter-Hudak S., (1983), The Estimation and Application of Long-Memory Time Series Models, *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221–238.
- [24] Granger C. W. J., Joyeux K., (1980), An Introduction to Long-Memory Time Series and Fractional Differencing, *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15–29.

- [25] Hassler U., Wolters J., (1995), Long Memory in Inflation Rates: International Evidence, *Journal of Business & Economic Statistics*, 13 (1), 37–45.
- [26] Hosking J. R. M., (1981), Fractional Differencing, *Biometrika*, 68, 165–176.
- [27] Koop G., Ley E., Osiewalski J., Steel M., (1997), Bayesian Analysis of Long Memory and Persistence using ARFIMA models, *Journal of Econometrics*, 76 (1–2), 149–169.
- [28] Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P., Shin Y., (1992) Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?, *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
- [29] Kwiatkowski J., (1999a), Bayesowska analiza modeli ARFIMA i persystencji na przykładzie kursu jednostek uczestnictwa funduszu Pioneer, *Dynamiczne modele ekonometryczne*, Toruń, 261–276.
- [30] Kwiatkowski J., (1999b), Procesy z długą pamięcią i modele ARFIMA, *Zeszyty Naukowe AUNC 329*, Toruń, 157–171.
- [31] Lee H., Amsler C., (1997), Consistency of the KPSS Unit Root Test Against Fractionally Integrated Alternative, *Economics Letters*, 55 (2), 151–160.
- [32] Lünemann P., Mathä T. Y., (2004), How Persistent is Disaggregate Inflation? An Analysis Across E15 Countries and HICP Sub-Indices, *ECB Working Papers*, 415.
- [33] Lünemann P., Mathä T.Y., (2005), Regulated and Services' Prices and Inflation Persistence, *ECB Working Papers*, 466.
- [34] Marques C. R., (2004), Inflation Persistence: Facts of Artefacts, *ECB Working Papers*, 371.
- [35] Mayoral L., (2006), Is the Observed Persistence Spurious? A Test for Fractional Integration Versus Short Memory and Structural Breaks, *Univesidad Pompeu Fabra Working Papers*, 956.
- [36] Meller B., Nautz D., (2009), The Impact of the European Monetary Union on Inflation Persistence in the Euro Area, *SFP 649 Discussion Papers*, 037.
- [37] Narodowy Bank Polski, (2003), *Strategia polityki pieniężnej po 2003 roku*.
- [38] Narodowy Bank Polski, (2009), *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*.
- [39] Nelson C. R., Plosser C., (1982), Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, *Journal of Monetary Economics*, 10 (2), 139–162.
- [40] Perron P., (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57 (6), 1361–1401.
- [41] Phillips P., (1991), To Criticize the Critics: an Objective Bayesian Analysis of Stochastic Trends, *Journal of Applied Econometrics*, 6 (4), 333–364.
- [42] Phillips P., Perron P., (1988), Testing for a Unit Root in a Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335–346.
- [43] Pivetta F., Reis R., (2007), The Persistence of Inflation in the United States, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31 (4), 1326–1358.
- [44] Rossi B., (2005) Confidence Intervals for Half-Life Deviations from Purchasing Power Parity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19, 432–442.
- [45] Said S. E., Dickey D.A., (1984), Testing for Unit Root in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, 71, 599–608.
- [46] Sephton P., (2009), Critical Values for the Augmented Efficient Wald Test for Fractional Unit Roots, 37 (3), *Empirical Economics*, 615–626.
- [47] Shimotsu K., Phillips P. C. B., (2005), Exact Local Whittle Estimation of Fractional Integration, *Annals of Statistics*, 33, 1890–1933.
- [48] Stock J. H., (1991), Confidence Intervals for the Largest Autoregressive root in U.S. Macroeconomic Time Series, *Journal of Monetary Economics*, 28 (3), 435–459.
- [49] Walsh C. E., (2009), Inflation Targeting: What Have We Learned?, *International Finance*, 12 (2), 195–233.

- [50] Walsh J. P., (2011), Reconsidering the Role of Food Prices in Inflation, *IMF Working Papers* nr 11/71.
- [51] Westelius N., (2005), Discretionary Monetary Policy and Inflation Persistence, *Journal of Monetary Economics*, 52 (2), 477–496.
- [52] Zivot E., Andrews D., (1992), Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 251–70.

ZAŁĄCZNIK

Tabela 7.

Wskaźniki cen wykorzystane w badaniu oraz ich udział w koszyku CPI

Wskaźnik CPI i jego komponenty	Używany skrót	Waga w koszyku CPI w 2012 r. [%]
Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych:	CPI	100,0
– Inflacja po wyłączeniu cen żywności i energii	Bazowa	58,2
Usługi	Usługi	28,6
Towary	Towary	29,6
– Żywność i napoje bezalkoholowe	Żywność	24,2
Żywność przetworzona	Żyw_przet	13,5
Żywność nieprzetworzona	Żyw_nprzet	10,7
– Energia	Energia	17,6
oraz:		
Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych:	CPI	100,0
– CPI po wyłączeniu cen administrowanych	CPI_bez_adm	86,0
– Ceny administrowane	Admin	14,0
Energia administrowana	Energia_adm	9,4
Usługi administrowane	Usługi_adm	4,6

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

UPORCZYWOŚĆ INFLACJI I JEJ KOMPONENTÓW
– BADANIE EMPIRYCZNE DLA POLSKI

Streszczenie

Artykuł porusza kwestię uporczywości szeregów czasowych inflacji i jej komponentów (11 indeksów cen), która wpływa na szybkość powrotu do równowagi po ustąpieniu szoku. W tym celu wykorzystano powszechnie stosowane metody szacowania uporczywości: bazujące na modelach klasy AR (por. Marques, 2004; Pivetta, Reis, 2007) oraz, alternatywnie, estymację długiej pamięci występującej w analizowanych szeregach (por. Baillie 1996; Koop i in., 1997). Wyboru pomiędzy dwoma klasami modeli dokonano na podstawie wyników testów klasy FDF (Dolado, Gonzalo, Mayoral, 2006). W drodze eksperymentu polegającego na estymacji modeli w przesuwanym oknie estymacji zbadano także zmianę uporczywości w czasie. Wyniki wskazują, że w analizowanym okresie nastąpił spadek uporczywości większości szeregów czasowych inflacji, za co w większości odpowiada zmiana strukturalna, która pokrywa się z okresem wprowadzania i modyfikowania strategii polityki pieniężnej w Polsce.

Słowa kluczowe: uporczywość inflacji, zdezagregowane wskaźniki cen, długa pamięć, test FDF

INFLATION PERSISTENCE AT DISAGGREGATED LEVEL
– EMPIRICAL STUDY FOR POLAND

Abstract

The paper aims to evaluate inflation persistence at a disaggregated level. The measures of inflation persistence used in the exercise rely solely on time series methods of AR and long memory models (cf. Marques, 2004; Pivetta, Reis, 2007; Baillie, 1996) and are applied to Polish CPI and its 11 components. The choice between those two frameworks has been based on the results of the FDF test (Dolado, Gonzalo, Mayoral, 2006). The second part of the study consisted in investigation of the dynamics of persistence. An experiment of rolling window regressions revealed a decrease in the persistence of most of the price indices. A plausible source of the decline was a structural change, which occurred during the introduction of direct inflation targeting by the monetary authorities in Poland.

Key words: inflation persistence, disaggregated price indices, long memory, FDF test

