



# OSPODARKA NARODOWA

9  
(217)  
Rok XX  
wrzesień  
2009

Michał BRZOZA-BRZEZINA, Jacek KOTŁOWSKI\*

## Bezwzględna stopa inflacji w gospodarce polskiej

### Wprowadzenie

W artykule podjęto próbę obliczenia wspólnego komponentu w zdezagregowanych szeregach inflacji mierzonej indeksem HICP. Przez wspólny komponent rozumie się w tym przypadku proporcjonalne zmiany cen poszczególnych grup dóbr i usług konsumpcyjnych. Oznacza to, że przedmiotem szacunku jest wskaźnik HICP po wyłączeniu zmian cen względnych, które często wpływają na standardowe miary inflacji (HICP lub CPI). W związku z powyższym, zmienną tę nazwano w pracy bezwzględną stopą inflacji (*BSI*).

Jednym z istotnych uwarunkowań polityki pieniężnej banku centralnego jest ograniczona skala wpływu instrumentów polityki pieniężnej na kształtowanie się cen względnych. Bank centralny nie posiada instrumentów umożliwiających mu wpływanie na względną cenę np. ziemniaków i buraków. Jeśli chce wpływać na cenę ziemniaków, musi pogodzić się z tym, że cena buraków będzie niezależna od jego polityki. Najczęściej banki centralne nie decydują się jednak na wpływanie na cenę wybranego dobra, lecz na determinowanie indeksu cen – zwykle indeksu cen konsumpcyjnych. Indeks taki odzwierciedla koszt nabycia koszyka dóbr konsumpcyjnych przez reprezentatywnego konsumenta i jest wyliczany przez urząd statystyczny na podstawie analiz kształtowania się poszczególnych cen i struktury konsumpcji.

W praktyce na taki indeks wpływają jednak nie tylko proporcjonalne zmiany wszystkich cen, ale też zmiany cen względnych. Jedną z przyczyn<sup>1</sup> może być krótkoterminowa sztywność wag w oficjalnym indeksie cen [Bryan, Cecchetti,

---

\* Autorzy są pracownikami Narodowego Banku Polskiego i Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie. Artykuł wyraża ich osobiste poglądy. Autorzy składają podziękowania R. Kokoszcyńskiemu i M.W. Watsonowi za pomoc przy opracowaniu artykułu oraz uczestnikom seminarium w SGH za cenne uwagi. Artykuł wpłynął do redakcji w lipcu 2009 r.

<sup>1</sup> Inną przyczynę podają Ball i Mankiw [1992].

1993]. Po zmianie ceny jednego dobra gospodarstwa domowe muszą dostosować strukturę koszyka konsumpcji, tak by nadal spełnione było ograniczenie budżetowe. Oznacza to, że (zakładając brak zmiany ograniczenia), rzeczywisty koszt koszyka i, co za tym idzie „prawdziwy” poziom cen nie ulegnie zmianie. Ponieważ jednak wagi w oficjalnym koszyku, którego koszt oblicza urząd statystyczny zmieniają się z opóźnieniem (np. w Polsce raz do roku), pierwotna zmiana jednej ceny wpłynie przejściowo na „oficjalny” indeks cen.

Mimo powyższej wady, indeks CPI (tak jak i indeks HICP), posiada istotne walory z punktu widzenia banku centralnego, w szczególności w kontekście wyznaczania celu polityki pieniężnej. Dotyczy to przede wszystkim jego rozpoznawalności w społeczeństwie. Także kwestia wpływu cen względnych nie jest w tym przypadku tak jednoznaczna. Trudno wyobrazić sobie, żeby bank centralny wykorzystywał w procesie komunikacji miarę inflacji, która nie reaguje np. na wzrost ceny chleba tylko dlatego, że ma on charakter zmiany ceny względnej i wpłynął na wskaźnik CPI z uwagi na jego „niedoskonałość”. Choć polityka komunikacyjna banku centralnego stanowi obecnie niezwykle ważne narzędzie oddziaływania na oczekiwania podmiotów i tym samym na kształtowanie się przyszłej inflacji, to jednak w procesie podejmowania decyzji o poziomie stóp procentowych banki centralne biorą pod uwagę również średnio- i długookresowe zmiany poziomu cen i w tym kontekście można interpretować przydatność zaproponowanej w pracy miary inflacji.

Nie jest zatem intencją autorów, by miara ta stała się indeksem wykorzystywanym przez bank centralny w kontekście wyznaczania i realizacji celu inflacyjnego. Można natomiast przypuszczać, że miara bezwzględnej stopy inflacji może stać się przydatnym narzędziem do analiz prowadzonych przez bank centralny, gdyż:

- ułatwia oddzielenie proporcjonalnych zmian wszystkich cen od przesunięć cen relatywnych, na które polityka pieniężna nie ma wpływu,
- może ułatwić **identyfikację źródeł wzrostu inflacji** (nadmiernie ekspansywna polityka monetarna czy zmiany cen relatywnych),
- przy założeniu, że zmiany cen względnych mają z reguły charakter krótkotrwały pozwala wyodrębnić **średnio- i długookresowy komponent inflacji**, może także stanowić **wskaźnik wyprzedzający względem przyszłej inflacji**.

Należy jednak zwrócić uwagę, że z uwagi na konieczność rewidowania przeszłych wartości *BSI* po dokonaniu nowego oszacowania modelu, wskaźnik ten raczej nie kwalifikuje się do roli tradycyjnie rozumianej inflacji bazowej<sup>2</sup>.

Obliczanie alternatywnych indeksów cen, które miałyby za zadanie (między innymi) wspieranie polityki pieniężnej ma długą i bogatą historię. Współczesne banki centralne szeroko posługują się miarami inflacji bazowej, które najczęściej uzyskiwane są poprzez wyłączenie z indeksu CPI (lub HICP) pewnych określonych kategorii. Może to dotyczyć cen szczególnie zmiennych lub pozostających poza bezpośrednim oddziaływaniem polityki pieniężnej (np. cen żywności czy

<sup>2</sup> Szerzej o miarach inflacji bazowej zob. Rich i Steindel [2005] i Woźniak [2002].

paliw). Tradycja wydzielenia cen względnych jest zdecydowanie mniej bogata. Bryan i Cecchetti [1993] wykorzystali do tego celu model czynnikowy, tak aby możliwe stało się oszacowanie obciążenia, jakiemu podlega indeks CPI w wyniku zastosowania wag opartych na strukturze konsumpcji. Otrzymane przez autorów wyniki wskazują, iż w latach 1967-1992 przeciętne obciążenie indeksu CPI w stosunku do miary uzyskanej na podstawie modelu czynnikowego wynosiło 0,6 punktu procentowego. Z kolei Reis i Watson [2007a, 2007b] szacowali bezwzględną stopę inflacji (ang. *numeraire price inflation*) w celu uzyskania odpowiedzi na pytania natury makroekonomicznej, dotyczące między innymi zasadności przyjmowanych przez różne nurty ekonomii założeń nt. sposobu ustalania cen w gospodarce czy wpływu cen względnych na nachylenie krzywej Philipsa. Autorzy stwierdzili między innymi, że zastąpienie tradycyjnych miar inflacji egzogenicznymi zmianami bezwzględnej stopy inflacji sprawia, że znika korelacja charakterystyczna dla krzywej Philipsa. Świadczy to, ich zdaniem, o ważnej roli cen względnych w generowaniu zaburzeń w sferze realnej.

Warto przywołać również opracowania, które choć formalnie nie zajmowały się identyfikacją bezwzględnej stopy inflacji, to wykorzystywały podobną metodologię do wyodrębnienia wspólnego komponentu w szeregach cen. I tak, Cristadoro i in. [2005] wykorzystali model czynnikowy do identyfikacji wspólnego (w przekroju krajów i grup cen) komponentu inflacji w strefie euro i przebadania jego własności predykcyjnych. Okazało się, że średniookresowy składnik tego komponentu posiadał dobre własności prognostyczne względem indeksu HICP, przewyższając inne wykorzystane wskaźniki, a także proces błędzenia losowego. Z podobnej metody korzystali też Amstad i Potter [2007] obliczając miarę inflacji bazowej na podstawie danych amerykańskich. Podobnie jak Cristadoro i in. [2005] autorzy ci stwierdzili, że otrzymana miara posiada lepsze własności prognostyczne względem CPI od alternatywnych wskaźników.

W warstwie narzędziowej niniejszy artykuł, podobnie jak opracowania przywołane powyżej, opiera się na literaturze dotyczącej dynamicznych modeli czynnikowych. W ostatnich latach modele te były między innymi wykorzystywane do celów prognostycznych [Stock, Watson, 2002a, 2002b], [Forni, Hallin, Lippi, Reichlin, 2000], [Kotłowski, 2008] oraz do identyfikowania zmiennych nieobserwowalnych posiadających interpretację ekonomiczną [Kose i in., 2003], [Muntaz, Surico, 2008], [Brzoza-Brzezina, Crespo Cuaresma, 2008]. W pierwszym przypadku modele czynnikowe stosowane są do zastąpienia dużych (zawierających często kilkaset szeregów) baz danych poprzez niewielką liczbę wspólnych czynników i wykorzystanie tych czynników w modelu prognostycznym. Taka procedura pozwala na wykorzystanie dużego zasobu informacji bez poświęcania nadmiernej liczby stopni swobody podczas budowy modelu. W modelach tych najczęściej nie nakłada się restrykcji na czynniki ani na współczynniki modelu. Drugi nurt wykorzystuje modele czynnikowe do identyfikowania interpretowalnych ekonomicznie czynników, takich jak globalny składnik cyklu koniunkturalnego, inflacji czy realnych stóp procentowych. W tym przypadku na macierz współczynników nakładane są restrykcje pozwalające zidentyfikować poszukiwaną zmienną nieobserwowalną.

Badanie prezentowane poniżej wpisuje się raczej w ten drugi nurt. Nałożenie jednostkowych restrykcji na wektor współczynników przy pierwszym wspólnym czynniku pozwala oszacować stopę inflacji, która w jednakowy sposób wpływa na wszystkie towary i usługi uwzględnione w bazie danych. Tak zidentyfikowany czynnik (*BSI*) odpowiada za ok. 63% zmienności wszystkich spośród 81 szeregów inflacji poszczególnych grup towarów i usług uwzględnionych w modelu. Ponadto otrzymany wskaźnik cechuje się mniejszą zmiennością niż pozostałe analizowane miary inflacji (HICP, inflacja bazowa po wyłączeniu cen energii i żywności nieprzetworzonej oraz inflacja bazowa po wyłączeniu cen energii, żywności, alkoholu i tytoniu). Wskaźnik *BSI* wykazuje także silniejszy związek z krótkoterminowymi stopami procentowymi niż inne analogiczne miary inflacji. Dotyczy to zarówno miar korelacji spektralnej, jak i innych mierników opisujących wpływ zmiany stóp procentowych na inflację.

Struktura dalszej części artykułu jest następująca. W części drugiej przedstawiono model czynnikowy wraz ze sposobem nałożenia restrykcji oraz opisano dane wykorzystane w badaniu. W części trzeciej zaprezentowano otrzymane wyniki, a w części czwartej dokonano podsumowania badania.

## Model i dane

Niech  $\pi_{i,t}$  oznacza zmianę ceny dobra  $i$  pomiędzy okresami  $t-1$  i  $t$ , zaś  $\pi_t$  oznacza wektor  $N \times 1$  zawierający zmiany cen (stopy inflacji) wszystkich  $N$  kategorii dóbr i usług. Liniowy model czynnikowy pozwala zapisać wektor cen jako<sup>3</sup>:

$$\pi_t = \Lambda F_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie  $F$  oznacza wektor o wymiarach  $k \times 1$  zawierający  $k$  nieobserwowalnych czynników (ang. *factors*), zaś  $\Lambda$  macierz  $N \times k$  zawierająca współczynniki (ang. *loadings*). Czynniki zawierają informacje o wspólnych zmianach analizowanych szeregów, zaś współczynniki umożliwiają zapisanie poszczególnych szeregów jako liniowej kombinacji czynników. Jednocześnie współczynniki pozwalają ocenić siłę wpływu danego czynnika na określoną zmienną, co odgrywa istotną rolę w przypadku czynników mających interpretację ekonomiczną. Przez  $\varepsilon_t$  oznaczamy wektor  $N \times 1$  idiosynkratycznych składników losowych dla poszczególnych szeregów (ang. *idiosyncratic components*). Liczba czynników może wynosić przy tym od 1 do  $N$ . Dużą przydatność modeli czynnikowych polega na tym, że najczęściej znaczna część wariancji analizowanych szeregów może być wyrażona za pomocą zaledwie kilku czynników. Kwestia wyboru liczby czynników została omówiona w części trzeciej.

Koncepcja oszacowania bezwzględnej stopy inflacji za pomocą modelu czynnikowego sprowadza się do nałożenia restrykcji na estymowany model, tak aby jeden z czynników odpowiadał proporcjonalnym zmianom cen a pozostałe

<sup>3</sup> Prezentowany model wzorowany jest na opracowaniu Reis i Watson [2007b].

zmianom cen względnych. W tym celu wyróżniamy jeden czynnik, tak aby jego zmiany miały jednakowy wpływ na wszystkie ujęte w modelu szeregi inflacji  $\pi_{i,t}$ . Czynnik ten będziemy utożsamiali z bezwzględną stopą inflacji i oznaczać będziemy przez  $a_t$ . Wyróżnienie czynnika  $a_t$  z wektora  $F$  pozwala zapisać wektor inflacji w następujący sposób:

$$\pi_t = la_t + \Gamma R_t + u_t \quad (2)$$

gdzie  $l$  oznacza wektor jedynek o wymiarze  $N \times 1$ ,  $\Gamma$  oznacza macierz  $N \times (k - 1)$  współczynników,  $R_t$  wektor  $(k - 1) \times 1$  czynników odpowiadających za zmiany cen względnych, zaś  $u_t$  wektor idiosynkratycznych zmian cen poszczególnych kategorii dóbr i usług. Symbolem  $\gamma_i$  będziemy oznaczali  $i$ -ty wiersz macierzy  $\Gamma$ . Zaproponowana we wzorze (2) identyfikacja wektora  $a_t$  nie jest jednoznaczna. Należy zatem przyjąć dodatkowe założenie, zgodnie z którym współczynniki związane z czynnikami odpowiadającymi za zmiany cen względnych sumują się do zera dla wszystkich dóbr, co odpowiada przyjętej w pracy definicji bezwzględnej stopy inflacji i co można zapisać jako:

$$\sum_{i=1}^N \gamma_{ij} = 0 \quad \text{dla } j = 1, 2, \dots, k - 1, \quad (3)$$

gdzie  $\gamma_{ij}$  oznacza element  $(i, j)$  macierzy  $\Gamma$ .

Istnieje wiele sposobów estymacji modelu czynnikowego. Zaproponowana w poniższym opracowaniu metoda polega na oszacowaniu parametrów i czynników w równaniu (2) za pomocą metody głównych składowych z ograniczeniami. Możliwe jest jednak także szacowanie modeli czynnikowych za pomocą metody największej wiarygodności, zaś w przypadku systemów o znacznej liczbie parametrów stosowane są także metody bayesowskie (przegląd metod estymacji można znaleźć np. w [Eickmeier, Ziegler, 2006]). W przypadku zaproponowanej w niniejszej pracy metody głównych składowych poszukiwanie ocen parametrów i czynników sprowadza się do minimalizacji sumy kwadratów reszt równania (2):

$$\min_{a, \Gamma, R} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^N (\pi_{i,t} - a_t - \gamma_i R_t)^2 \quad (4)$$

co dla dużych  $T$  i  $N$  prowadzi do uzyskania zgodnych estymatorów [Bai, Ng, 2002].

Prowadzone w pracy rozważania dotyczyły zharmonizowanego wskaźnika cen towarów konsumpcyjnych i usług (HICP) dla Polski oraz jego poszczególnych komponentów. W badaniu wykorzystano dane miesięczne obejmujące okres od stycznia 1996 do lipca 2008 ( $T = 151$  obserwacji). Indeksy cen poszczególnych kategorii dóbr i usług wchodzących w skład koszyka inflacji HICP zaczerpnięto z bazy danych Eurostatu. Spośród dostępnych 94 indeksów cenowych usunięto szeregi z brakującymi obserwacjami oraz szeregi, dla

których co najmniej 40 obserwacji przyjmowało wartości równe zero. W ten sposób otrzymano łącznie  $N = 81$  szeregów czasowych. W kolejnym kroku dane te zostały wyrównane sezonowo i oczyszczone z wpływu obserwacji nietypowych. Ze względu na brak jednoznacznych wskazań testów pierwiastka jednostkowego, w badaniu przyjęto arbitralnie, że wszystkie indeksy cenowe są zmiennymi zintegrowanymi w stopniu pierwszym, co oznacza, że proponowana w pracy dekompozycja będzie podobnie jak w pracach Reisa i Watsona [2007a, 2007b] dotyczyła inflacji, a nie jej zmian. Wskaźniki inflacji dla poszczególnych kategorii cen i usług wyznaczono według wzoru:

$$\pi_{it} = \ln(P_{it}/P_{it-1}), \quad (5)$$

gdzie  $P_{it}$  oznacza wartość indeksu cenowego o stałej podstawie (2005 = 100) dla kategorii  $i$  w okresie  $t$ .

Ważnym elementem prowadzonej analizy jest porównanie własności otrzymanego wskaźnika *BSI* z własnościami wybranych miar inflacji bazowej. Wykorzystane w badaniu wskaźniki inflacji bazowej także pochodzą z bazy danych Eurostatu i dotyczą zharmonizowanego wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych. Do celów bieżącej analizy wybrano dwa wskaźniki inflacji bazowej: inflację po wyłączeniu cen energii i żywności nieprzetworzonej (zmienna *COREFOOD*) oraz inflację po wyłączeniu cen energii, żywności, alkoholu i tytoniu (zmienna *COREALL*). Pozostałe zmienne wykorzystane w badaniu pochodzą z bazy danych GUS (produkcja przemysłowa – zmienna *PROD*) oraz ECOWIN (jednomiesięczna stawka WIBOR – zmienna *WIBOR1M*).

## Wyniki empiryczne

### Wybór liczby czynników w modelu

Wartości bezwzględnej stopy inflacji zostały wyznaczone na podstawie modelu czynnikowego określonego wzorem (2). Parametry modelu czynnikowego oraz wartości kolejnych czynników oszacowane zostały za pomocą metody głównych składowych z ograniczeniami. W modelu czynnikowym wyniki estymacji zależą w istotny sposób od wyboru liczby czynników, stąd przed rozpoczęciem estymacji konieczne było określenie liczby czynników w modelu (2).

Jedną z podstawowych metod identyfikacji rzeczywistej liczby czynników jest analiza wartości własnych macierzy korelacji zmiennych wchodzących w skład modelu. Suma wartości własnych tej macierzy jest równa liczbie zmiennych,

czyli  $tr(R) = \sum_{i=1}^N \mu_i = N$ , gdzie  $\mu_i$  oznaczają kolejne wartości własne macie-

rzy  $R$  uporządkowane od największej do najmniejszej. Iloraz  $\tau(k) = \sum_{i=1}^k \mu_i / N$

określa wtedy, jaka część wariacji zbioru zmiennych jest wyjaśniana przez  $k$  nieobserwowalnych czynników.

Z kolei Bai i Ng [2002] proponują bardziej sformalizowaną metodę określania liczby czynników, bazującą na wskazaniach tzw. kryteriów informacyjnych. Każde z kryteriów stanowi sumę dwóch wielkości: logarytmu z sumy kwadratów reszt z modelu czynnikowego oraz „kary” za nadmierne dopasowanie modelu. Suma kwadratów reszt jest malejącą funkcją liczby czynników w modelu, podczas gdy wartość funkcji kary rośnie wraz ze wzrostem  $k$ . Wybór liczby czynników w modelu odbywa się poprzez porównanie wartości danego kryterium dla różnych  $k$ . Jako rzeczywistą liczbę czynników  $r$  w modelu uznajemy tę wielkość  $k$ , dla której dane kryterium osiąga minimum. Bai i Ng [2002] sugerują zastosowanie trzech różnych kryteriów różniących się postacią funkcji kary. Pokazują oni jednocześnie, że wszystkie trzy kryteria są zgodne, tzn. dla  $T, N \rightarrow \infty$  wskazują rzeczywistą liczbę czynników z prawdopodobieństwem równym 1.

W pierwszym etapie badania dokonano zatem specyfikacji liczby czynników w modelu, przy czym przedmiotem rozważań była postać modelu bez restrykcyj nakładanej na parametr występujący przy pierwszym czynniku.

Tablica 1

## Wybór liczby czynników w modelu

Liczba czynników	Wartości własne	Różnica wart. własnych	Udział w wariancji	Skumulowany udział w wariancji	IC1	IC2	IC3
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	51,269	47,106	0,633		-0,927	-0,919	-0,948
2	4,163	1,336	0,051	0,684	-1,002	-0,986	-1,045
3	2,828	0,689	0,035	0,719	-1,044	-1,020	-1,108
4	2,139	0,198	0,026	0,746	-1,068	-1,035	-1,152
5	1,940	0,217	0,024	0,770	-1,091	-1,050	-1,197
6	1,723	0,151	0,021	0,791	-1,113	-1,064	-1,239
7	1,572	0,317	0,019	0,810	-1,135	-1,077	-1,283
8	1,255	0,081	0,016	0,826	-1,145	-1,079	-1,313
9	1,174	0,146	0,015	0,840	-1,156	<b>-1,082</b>	-1,346
10	1,029	0,114	0,013	0,853	-1,164	-1,082	-1,375
11	0,915	0,084	0,011	0,864	-1,168	-1,078	-1,400
12	0,831	0,165	0,010	0,875	<b>-1,172</b>	-1,073	<b>-1,425</b>

W kolumnie (2) zamieszczono w kolejności malejącej 12 największych wartości własnych macierzy korelacji, a w kolumnie (3) różnice pomiędzy nimi. Kolumna (4) zawiera udziały poszczególnych czynników w wariancji macierzy korelacji, podczas gdy kolumna (5) udziały skumulowane. Ostatnie trzy kolumny tabeli wyrażają wartości kryteriów informacyjnych. Minimalne wartości kryteriów wyróżnione zostały tłustym drukiem.

Źródło: obliczenia własne

W tablicy 1 zebrano wartości własne macierzy korelacji dla względnych zmian cen wszystkich 81 branż pod uwagę kategorii dóbr i usług. Otrzymane wyniki wskazują, że czynnik związany z pierwszą wartością własną odpowiada

za ponad 63% zmienności dynamiki cen poszczególnych dóbr i usług. Kolejne dwa czynniki wyjaśniają prawie 9% zmienności, podczas gdy każdy z pozostałych czynników nie więcej niż 3%. Różnica pomiędzy pierwszą i drugą wartością własną jest wyraźnie wyższa niż różnice pomiędzy kolejnymi wartościami. Dość wyraźne są także różnice pomiędzy wartościami drugą i trzecią oraz trzecią i czwartą. Kolejne różnice są już znacznie mniejsze, co wskazywałoby, że rzeczywista liczba czynników w modelu może być równa 2 lub 3.

Wartości kryteriów informacyjnych zamieszczone w ostatnich trzech kolumnach tablicy 1 nie dają jednoznacznych wyników. Pierwsze i trzecie kryterium wskazują, że liczba czynników w modelu wynosi 12, natomiast drugie kryterium sugeruje, że jest ona nieco mniejsza i wynosi 9. Biorąc pod uwagę kształtowanie się kolejnych wartości własnych można jednak przypuszczać, że obydwie liczby są w tym przypadku zawyżone, zwłaszcza iż począwszy od czwartej wartości własnej różnice pomiędzy nimi nie układają się już monotonicznie. Z tego względu bazując w większym stopniu na analizie wartości własnych macierzy korelacji niż na wskazaniach kryteriów informacyjnych przyjęto, że liczba czynników w modelu  $k = 3$ .

### Szacunek bezwzględnej stopy inflacji

Mając ustaloną liczbę czynników, za pomocą metody głównych składowych dokonano estymacji parametrów modelu czynnikowego z ograniczeniami (2) oraz wyznaczono wartości wszystkich trzech czynników. Przyjęcie założenia o jednostkowej wartości parametru związanego z pierwszym czynnikiem oznacza, że czynnik ten w jednakowym stopniu będzie determinował zmiany wszystkich cen dóbr i usług. Z tego względu wartości tego czynnika zgodnie z przyjętym założeniem będziemy interpretowali jako bezwzględną stopę inflacji (*BSI*). Za zmiany cen względnych odpowiadają natomiast dwa pozostałe czynniki, których średni wpływ na zmiany cen wszystkich towarów i usług powinien być z definicji równy zero.

W następnej kolejności przeprowadzono weryfikację założenia o jednostkowej wartości parametru związanego z pierwszym czynnikiem. W tym celu dokonano regresji poszczególnych zmian cen towarów i usług  $\pi_{it}$  względem wszystkich trzech zidentyfikowanych czynników, a następnie za pomocą testu *t*-Studenta zbadano, czy wartość parametru stojącego przy pierwszym czynniku jest równa jedności<sup>4</sup>. Na wykresie 1a zamieszczono oceny badanego parametru dla wszystkich 81 równań regresji, porządkując je w kolejności od najmniejszej do największej. Z kolei na wykresie 1b przedstawiono wartości statystyk *t*-Studenta z testu weryfikującego hipotezę o jednostkowej wartości tego parametru, a na wykresie 1c moduły statystyk *t*-Studenta w odniesieniu do wartości krytycznej określonej przy poziomie istotności 5%. Wartości większe od jedności na tym wykresie wskazują zatem na konieczność odrzucenia hipotezy mówiącej o jednostkowej wartości parametru.

<sup>4</sup> Do estymacji błędów standardowych zastosowano estymator macierzy wariancji i kowariancji składnika losowego Neweya-Westa odporny na autokorelację i heteroskedastyczność (HAC).



Postać wykresów 1a-1c pozwala wnioskować, że przyjęta w modelu restrykcja znajduje potwierdzenie w danych empirycznych. Na wykresie 1a wyraźna większość ocen parametru kształtuje się w pobliżu jedności, podobnie jak większość wartości na wykresie 1b oscyluje wokół zera. Z kolei spośród 81 wielkości na wykresie 1c, dokładnie cztery są większe od jedności, co w przybliżeniu odpowiada przyjętemu poziomowi istotności.

pozytywna weryfikacja założenia o jednostkowej wartości parametru związanego z pierwszym czynnikiem pozwala w dalszych rozważaniach traktować ten czynnik jako bezwzględną stopę inflacji. Jego wartości zamieszczone zostały na wykresach 2a-2c wraz ze wskaźnikiem HICP oraz dwoma miarami inflacji bazowej: po wyłączeniu cen energii i żywności nieprzetworzonej (*COREFOOD*) oraz po wyłączeniu cen energii, żywności, alkoholu i tytoniu (*COREALL*)<sup>5</sup>.

Jednocześnie w tabelicy 2 zebrane zostały podstawowe statystyki opisowe dla każdego ze wskaźników inflacji oraz miary zależności pomiędzy nimi. Wykresy 2a-2c oraz statystyki opisowe z tabelicy 2 wskazują, że nowy wskaźnik inflacji *BSI* cechuje się mniejszą zmiennością i amplitudą wahań niż pozostałe trzy miary inflacji. Odchylenie standardowe wskaźnika *BSI* wynosi 0,00346 i stanowi 80% odchylenia standardowego wskaźnika HICP. Również różnica pomiędzy maksymalną i minimalną wartością wskaźnika jest wyraźnie mniejsza dla wskaźnika *BSI* niż dla pozostałych trzech miar inflacji i wynosi 0,012, czyli 63% analogicznej wielkości dla wskaźnika HICP. W przedostatnim wierszu tabelicy 2 zamieszczone zostały wartości współczynników korelacji pomiędzy wskaźnikiem *BSI* i pozostałymi trzema miarami inflacji, a w ostatnim wierszu wartości współczynników korelacji pomiędzy pierwszymi przyrostami *BSI* i innymi wskaźników inflacji. Dla poziomów inflacji wszystkie trzy współczynniki korelacji przyjmują dość wysokie wartości przekraczające 0,89, przy czym korelacja ta jest silniejsza dla miar inflacji bazowej niż dla wskaźnika HICP. Z kolei w przypadku przyrostów inflacji korelacja *BSI* z pozostałymi miarami inflacji jest wyraźnie niższa, choć dla wskaźników *HICP* i *COREFOOD* nadal statystycznie istotna (wynosi ona odpowiednio 0,32 i 0,29).

Tabela 2

Statystyki opisowe dla wybranych miar inflacji: *BSI*, *HICP*, *COREALL*, *COREFOOD*

	BSI	HICP	COREALL	COREFOOD
Średnia	0,00000	0,00468	0,00461	0,00445
Mediana	-0,00117	0,00331	0,00249	0,00273
Wart. maks.	0,00816	0,01668	0,01593	0,01827
Wart. min.	-0,00374	-0,00212	-0,00080	-0,00203
Wart. maks. – wart. min.	0,01190	0,01880	0,01673	0,02030

<sup>5</sup> W celu zwiększenia przejrzystości wykresów każdy ze wskaźników inflacji wyrażony został jako względna roczna zmiana poziomu cen, czyli suma dwunastu kolejnych wskaźników inflacji określonych wzorem (4). Ponadto na każdym z wykresów wartości wskaźnika *BSI* skorygowane zostały w taki sposób, aby średnia wartość wskaźnika była równa średniej wartości drugiej z prezentowanych na wykresie miar inflacji.

cd. tablicy 2

	BSI	HICP	COREALL	COREFOOD
Odch. stand.	0,00346	0,00430	0,00451	0,00430
Skośność	0,81747	0,87717	0,77986	0,96776
Kurtoza	2,37756	3,13597	2,29874	3,09035
Statystyka JB	19,12795	19,35119	18,27823	23,46484
<i>p</i> -value	0,00007	0,00006	0,00011	0,00001
Wsp. korelacji <i>BSI</i> z	–	0,894	0,959	0,967
		$\Delta$ HICP	$\Delta$ COREALL	$\Delta$ COREFOOD
Wsp. korelacji $\Delta$ BSI z	–	0,323	0,114	0,293

Źródło: obliczenia własne

Porównanie wykresów dwunastomiesięcznych wskaźników *BSI* i *HICP* pozwala wnioskować, że obserwowane w latach 1999-2000 i 2004-2005 wzrosty inflacji *HICP* wynikały w dużej mierze z relatywnych zmian cen towarów i usług (wykres 2a). Również silne spadki inflacji *HICP* w latach 1998-1999 oraz 2002-2003 w znacznym stopniu podyktowane były korzystnymi zmianami cen względnych (choć nie tylko).

Odmienne kształtuje się natomiast sytuacja w latach 2006-2008. W przeciwieństwie do wcześniejszych okresów obserwowanemu od początku 2006 r. wzrostowi inflacji *HICP* towarzyszy również wyraźny wzrost wskaźnika inflacji *BSI*, co sugerowałoby, że przyspieszenie inflacji w latach 2006-2008 wynika nie tylko ze zmian relacji cen względnych, ale w dużym stopniu także z szybszego tempa wzrostu wspólnego komponentu cen, co może być utożsamiane z bardziej ekspansywną w tym okresie polityką pieniężną.

Analizując wykresy inflacji *BSI* i inflacji bazowej *COREALL* warto zwrócić uwagę na dość znaczne podobieństwo w kształtowaniu się obydwu wskaźników w badanym okresie (większe niż w przypadku wskaźnika *HICP* co potwierdzają również wartości współczynników korelacji dla poziomów z tablicy 2). Wyraźniejsze różnice widoczne są jedynie w latach 2004-2005, czyli w okresie bezpośrednio po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej oraz w pierwszej połowie 2008 r. W latach 2004-2005 zmiany cen względnych (w tym wzrost podatków pośrednich na niektóre towary) w dużym stopniu dotyczyły bowiem kategorii dóbr i usług wchodzących w skład koszyka inflacji bazowej i dlatego wzrost inflacji bazowej był wyraźnie silniejszy niż wzrost bezwzględnej stopy inflacji. Natomiast w pierwszej połowie 2008 r. miała miejsce sytuacja odwrotna. Silne wzrosty cen energii i żywności spowodowały przesunięcia cen względnych i zepchnęły wskaźnik inflacji bazowej poniżej wskaźnika inflacji *BSI*. Należy jednak zwrócić uwagę, że rozbieżność pomiędzy obydwoma wskaźnikami inflacji w tym okresie nie jest duża, co pozostaje w zgodzie z wcześniejszym spostrzeżeniem, że wzrost inflacji w ostatnich latach w dużym stopniu wynika również z szybszego tempa wzrostu wspólnego komponentu cen.

### Wskaźnik *BSI* a polityka pieniężna

Kolejnym etapem badania była próba znalezienia odpowiedzi na pytanie o siłę i charakter zależności pomiędzy polityką pieniężną a nowym wskaźnikiem bezwzględnej stopy inflacji na tle pozostałych omawianych w pracy wskaźników inflacji. Należałoby bowiem oczekiwać, że polityka pieniężna będzie silniej oddziaływać na zmiany ogólnego poziomu cen, niż na wskaźniki zawierające także zmiany cen względnych. Przy analizie wpływu polityki pieniężnej na poszczególne wskaźniki inflacji pod uwagę brano związek inflacji z krótkookresową stopą procentową, w tym przypadku jednomiesięczna stawka WIBOR.

Do oceny siły powiązań między badanymi zmiennymi zaproponowano cztery różne mierniki.

Pierwszym rozważanym miernikiem jest współczynnik korelacji spektralnej (zob. np. [Hamilton, 1994]), który umożliwia dokonanie oceny współzależności pomiędzy zmiennymi oddzielnie dla poszczególnych częstości. W badaniu przedmiotem rozważań były średnie wartości współczynnika korelacji spektralnej dla częstości odpowiadających cykлом trwającym od 1 do 4 lat, co pozwala pominąć w analizie częstości związane z wahaniami sezonowymi i skoncentrować się na zależnościach o charakterze średniookresowym. W celu uzupełnienia analizy wyznaczono także średnie wartości współczynników korelacji spektralnej dla wszystkich częstości.

Drugą miarą zależności pomiędzy zmiennymi jest współczynnik determinacji z regresji, w której w roli zmiennej objaśnianej występuje inflacja, a w roli zmiennych objaśniających bieżąca i opóźnione wartości stopy procentowej. Na podstawie wartości współczynnika determinacji z tak zdefiniowanego równania regresji możemy stwierdzić, jaka część zmienności danego wskaźnika inflacji wynika ze zmian bieżącej i przeszłych wartości stopy procentowej.

Trzeci miernik wykorzystany w niniejszej analizie bazuje na dekompozycji wariancji błędu prognozy wskaźnika inflacji w modelu VAR zawierającym wyraz wolny i trzy zmienne: inflację, stopę procentową i wyrównane sezonowo miesięczne tempo wzrostu produkcji przemysłowej. Jako miarę zależności między zmiennymi przyjęto w tym przypadku wartość kontrybucji szoku ze strony stopy procentowej w wariancji błędu prognozy inflacji. Analiza uzupełniona została wynikami testu przyczynowości Grangera dla stopy procentowej i inflacji.

W tablicy 3 zebrano wartości odpowiednich współczynników korelacji spektralnej, współczynników determinacji oraz wyniki dekompozycji wariancji błędu prognozy.

Tablica 3

**Zależność pomiędzy krótkoterminową stopą procentową (Wibor 1M)  
a wybranymi wskaźnikami inflacji**

	Współczynniki korelacji spektralnej		Wsp. determinacji	FEVD	Przyczynowość Grangera ( <i>p</i> -value)
	Częstości				H0: st. proc. nie wpływa na inflację
	Wszystkie	1-4 lata			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
HICP	0,229	0,421	0,552	11,0	0,5478
BSI	<b>0,658</b>	<b>0,621</b>	<b>0,787</b>	<b>64,7</b>	0,0140
COREALL	0,358	0,607	0,770	7,7	0,0009
COREFOOD	0,429	0,545	0,699	6,9	0,1236

W kolumnach (2)-(3) zamieszczone zostały średnie wartości współczynników korelacji spektralnej pomiędzy stopą procentową (jednomiesięczną stawką Wibor) a wskaźnikami inflacji opisanymi w kolumnie (1). Średnie wartości współczynników korelacji spektralnej wyznaczone zostały dla: wszystkich częstości (kolumna 2) oraz częstości odpowiadających długości cyklu od 1 do 4 lat (kolumna 3). Kolumna (4) zawiera współczynniki determinacji z regresji poszczególnych wskaźników inflacji względem bieżącej i opóźnionych (do 12 okresów) wartości stopy procentowej. W kolumnie (5) znajdują się wyniki dekompozycji wariancji błędu prognozy dla zmiennej wyrażającej wskaźnik inflacji w modelu VAR, w skład którego wchodzi dwie zmienne: miesięczne względne zmiany produkcji przemysłowej, dany wskaźnik inflacji i stopa procentowa (Wibor 1M). Liczba opóźnień w każdym z modeli jest jednakowa i wynosi 12. Wartość kontrybucji szoku ze strony stopy procentowej w wariancji błędu prognozy inflacji została wyznaczona na podstawie dekompozycji Choleskiego przyjmując kolejność zmiennych: produkcja, inflacja, stopa procentowa. Taka kolejność zmiennych wynika z założenia, że zmiany inflacji i produkcji powodują natychmiastowe zmiany stopy procentowej (reguła polityki pieniężnej), podczas gdy stopa procentowa oddziałuje na inflację i produkcję z pewnym opóźnieniem. Ponadto popytowy efekt wpływu produkcji na inflację jest szybszy niż podażowy efekt wpływu inflacji na produkcję. W kolumnie (6) zamieszczono empiryczny poziom istotności (*p*-value) z testu przyczynowości Grangera, badającego czy stopa procentowa jest przyczyną w sensie Grangera dla inflacji.

Źródło: obliczenia własne

Wartości współczynników korelacji spektralnej zamieszczone w tablicy 3 wskazują, że zarówno w dłuższym okresie, tj. dla częstości odpowiadającej cyklowi trwającym od 1 do 4 lat, jak i łącznie dla wszystkich rozważanych częstości, miernikiem inflacji najsilniej powiązany ze stopą procentową jest wskaźnik *BSI*. Dla częstości związanych z dłuższymi cyklami (1-4 lata) relatywnie silny związek ze stopą procentową zaobserwowano także w przypadku wskaźnika inflacji bazowej po wyłączeniu cen energii, żywności, alkoholu i tytoniu oraz nieco słabszy dla inflacji bazowej po wyłączeniu cen energii i żywności nieprzetworzonej. Spośród rozważanych wskaźników inflacji najslabiej skorelowana ze stopą procentową jest inflacja HICP i to zarówno dla częstości odpowiadających dłuższemu cyklowi, jak i łącznie dla wszystkich częstości. Warto jednak zwrócić uwagę, że współczynniki korelacji spektralnej nie dają informacji na temat kierunku zależności między zmiennymi a jedynie na temat jej siły.

Wady tej pozbawiona jest druga z zaproponowanych miar, a mianowicie współczynnik determinacji z regresji, w której z góry określony został kierunek przyczynowości. Największą wartość współczynnika determinacji ponownie

zaobserwowano w przypadku wskaźnika *BSI*, przy czym wartość ta jest jedynie nieznacznie wyższa niż dla drugiej w kolejności miary inflacji, czyli inflacji bazowej *COREALL*. Z kolei najsłabszy związek ze stopą procentową zaobserwowano dla inflacji *HICP*. Należy jednak podkreślić, że we wszystkich przypadkach wartości współczynnika determinacji są relatywnie wysokie, a test *F* potwierdza jego statystyczną istotność.

Podobne wnioski rysują się na podstawie analizy trzeciej z rozważanych miar zależności, mianowicie wielkości udziału szoku ze strony stopy procentowej w wariancji błędu prognozy inflacji. Dane zamieszczone w kolumnie (5) tablicy 3 potwierdzają, że udział ten jest największy dla wskaźnika *BSI* (0,647) i wyraźnie wyższy niż dla pozostałych wskaźników inflacji. Ponadto wyniki testu przyczynowości Grangera przeprowadzonego w ramach tego samego modelu VAR co dekompozycja wariancji błędu prognozy potwierdzają, że stopa procentowa jest przyczyną w sensie Grangera dla wskaźnika inflacji *BSI* (przy poziomie istotności 5%).

Wyniki otrzymane na podstawie różnych miar współzależności dość zgodnie wskazują, że polityka pieniężna poprzez zmiany stopy procentowej wywiera większy wpływ na kształtowanie się wskaźnika *BSI* niż na dynamikę inflacji *HICP* czy na dynamikę wskaźników inflacji bazowej. Należy jednak podkreślić, że w przypadku niektórych miar współzależności (współczynnik determinacji, współczynniki korelacji spektralnej) różnice pomiędzy wynikami uzyskanymi dla wskaźnika *BSI* i wskaźnika inflacji bazowej *COREALL* są niewielkie.

### Własności prognostyczne wskaźnika *BSI*

Przydatność wskaźnika *BSI* dla polityki pieniężnej może także wynikać z jego własności prognostycznych względem przyszłych wartości indeksu cen konsumpcyjnych. Jeśli zmiany cen względnych mają przede wszystkim charakter krótkookresowy, to można oczekiwać, że pozbawiona ich wpływu zmienna *BSI* będzie pomagała prognozować wskaźnik *HICP*. Należy jednak w tym miejscu zaznaczyć, że badanie prognostycznych własności indeksów zbliżonych koncepcyjnie do *BSI*, takich jak inflacja bazowa, choć popularne w literaturze (np. [Rich, Steindel, 2005]), budzi kontrowersje wśród niektórych autorów (np. [Cecchetti i in., 2000]).

W badaniu przyjęto horyzont prognozy równy  $h = 4, 8, 12$  i  $16$  miesięcy. Przedmiotem prognozy była zmienna skonstruowana zgodnie z poniższym wzorem

$$y_{t+h}^h = \frac{\ln(HICP_{t+h}/HICP_t)}{h}, \quad (6)$$

gdzie  $HICP_t$  oznacza wyrównany sezonowo indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych o stałej podstawie. Tym samym zmienna  $y_{t+h}^h$  wyraża średniomiesięczną względną zmianę cen w okresie od  $t$  do  $t + h$ .

Prognozy wyznaczone były na podstawie modelu:

$$\hat{y}_{t+h}^h = \hat{\alpha}_h + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{h,k} BSI_{t-k+1} + \sum_{p=1}^P \hat{\gamma}_{h,p} y_{t-p+1} \quad (7)$$

gdzie  $\hat{y}_{t+h}^h$  oznacza prognozę wartości zmiennej  $y_{t+h}^h$ ,  $y_t = \ln(HICP_t/HICP_{t-1})$  reprezentuje miesięczną stopę inflacji, zaś  $BSI_t$  oznacza bezwzględną stopę inflacji. Maksymalne opóźnienia  $K$  i  $P$  w modelu ustalone zostały na podstawie wskazań kryterium informacyjnego Schwarza (BIC). Wartości prognoz na moment  $t+h$  otrzymywane z równania (7) wyznaczone są bezpośrednio na podstawie informacji dostępnych w okresie  $t$ .

Ocena własności prognostycznych modelu opartego na  $BSI$  przeprowadzona została poprzez porównanie stopnia dokładności prognoz zmiennej  $y_{t+h}^h$  uzyskanych na podstawie modelu (7) ze stopniem dokładności prognoz inflacji sporządzanych na podstawie innych konkurencyjnych modeli. Pod uwagę wzięto cztery konkurencyjne modele: jednowymiarowy model autoregresyjny, dwa modele autoregresyjne ze wskaźnikami inflacji bazowej COREALL i COREFOOD, oraz prognozę naiwną. Poniżej przedstawiona zostanie krótka charakterystyka każdego z tych modeli.

#### *Model autoregresyjny (model AR)*

W modelu tym prognozy zmiennej  $y_{t+h}^h$  wyznaczone są zgodnie ze wzorem

$$\hat{y}_{t+h}^h = \hat{\alpha}_h + \sum_{p=1}^P \hat{\gamma}_{h,p} y_{t-p+1} \quad (8)$$

gdzie wielkość maksymalnego opóźnienia  $P$  określana jest na podstawie wskazań kryterium informacyjnego Schwarza (BIC). Analogicznie jak w modelu (7), prognozy pochodzące z modelu autoregresyjnego wyznaczone są bezpośrednio na  $h$  okresów do przodu.

#### *Modele autoregresyjne ze wskaźnikami inflacji bazowej*

W modelach tych, oprócz bieżących i opóźnionych wartości zmiennej  $y_t$  w roli zmiennej objaśniającej, występuje również wskaźnik inflacji bazowej COREALL lub COREFOOD. Prognozy z modelu autoregresyjnego ze wskaźnikiem inflacji bazowej wyznaczone są według wzoru

$$\hat{y}_{t+h}^h = \hat{\alpha}_h + \sum_{k=1}^K \hat{\delta}_{h,k} CORE_{t-k+1} + \sum_{p=1}^P \hat{\gamma}_{h,p} y_{t-p+1} \quad (9)$$

gdzie zmienna  $CORE = \{COREALL, COREFOOD\}$ . W celu ustalenia maksymalnych wartości opóźnienia  $K$  i  $P$  ponownie stosujemy kryterium informacyjne BIC. Prognozy zmiennej  $y_{t+h}^h$ , tak jak poprzednio sporządzane są bezpośrednio na  $h$  okresów do przodu.

*Prognoza naiwna*

Prognoza naiwna wyznaczana była według wzoru:

$$\hat{y}_{t+h}^h = y_t. \quad (10)$$

Co oznacza, że prognoza zmiennej  $y_{t+h}^h$  odpowiada jej bieżącej wartości.

Prognozy ze wszystkich pięciu modeli konstruowane były tak, aby w jak największym stopniu odwzorować rzeczywisty proces prognostyczny. Próba na podstawie, której prowadzone było badanie podzielona została na dwie próby. Dla danych obejmujących okres od stycznia 1996 do stycznia 2004 oszacowano *BSI* zgodnie z procedurą opisaną w części trzeciej, następnie dokonano wstępnej specyfikacji każdego z modeli prognostycznych (w szczególności za pomocą kryterium informacyjnego Schwarza (BIC) określono strukturę dynamiczną modeli), oszacowano ich parametry i wyznaczono prognozy. Obserwacje z drugiej części próby wykorzystano do oceny trafności prognoz. Prognozy wyznaczane były na 4, 8, 12 i 16 okresów do przodu, przy czym po każdorazowym wyznaczeniu prognoz, próbę wydłużano o kolejną obserwację, szacowano *BSI*, za pomocą kryterium BIC określano strukturę dynamiczną modeli prognostycznych, ponownie szacowano parametry modeli i wyznaczano kolejne prognozy. Łącznie wygenerowano od 38 do 50 prognoz w zależności od horyzontu prognozy.

**Tablica 4**

**Porównanie własności prognostycznych modelu opartego na wskaźniku *BSI* i modeli konkurencyjnych**

Model	Horyzont prognozy			
	4	8	12	16
Model AR	1,845	2,571	2,703	3,000
	(0,027)	(0,078)	(0,126)	(0,081)
<i>COREALL</i>	1,510	1,781	1,441	1,530
	(0,005)	(0,001)	(0,022)	(0,004)
<i>COREFOOD</i>	0,963	0,885	0,956	1,002
	(0,621)	(0,430)	(0,845)	(0,990)
Prognoza naiwna	1,943	2,532	2,778	2,841
	(0,015)	(0,094)	(0,021)	(0,004)

Źródło: obliczenia własne. Pierwszy wiersz zawiera każdorazowo stosunek MSE dla danego modelu do MSE dla modelu opartego na wskaźniku *BSI*. W nawiasach podano *p*-value testu Westa.

Do oceny własności prognostycznych omawianych modeli zastosowano kryterium wielkości błędu średniokwadratowego. Dla każdego z czterech konkurencyjnych modeli błąd ten wyznaczony został w postaci względnej, tzn. jako iloraz błędu średniokwadratowego otrzymanego na podstawie danego modelu i błędu średniokwadratowego dla modelu czynnikowego. Wartości większe od jedności wskazują na lepsze własności prognostyczne modelu czynnikowego.

Wraz z wartościami względnych błędów średniokwadratowych podano również wyniki testu Westa [2005], weryfikującego hipotezę, zgodnie z którą błąd średniokwadratowy dla danego modelu konkurencyjnego jest taki sam, jak dla modelu opartego na *BSI*. Tablica 4 zawiera względne błędy średniokwadratowe i wartości *p*-value testu Westa (w nawiasach):

Zgodnie z przedstawionymi wynikami, w analizowanym okresie, model oparty na wskaźniku *BSI* prognozował istotnie lepiej od modelu autoregresyjnego, modelu opartego na wskaźniku *COREALL* i od prognozy naiwnej. Natomiast różnice jakości prognoz w stosunku do modelu opartego na wskaźniku *COREFOOD* okazały się statystycznie nieistotne.

### Podsumowanie

W artykule podjęto próbę oszacowania wskaźnika *HICP* po wyłączeniu wpływu zmian cen względnych. Zmiany te mogą bowiem wywierać istotny wpływ na tradycyjne miary inflacji utrudniając władzom monetarnym rozpoznanie rzeczywistych źródeł wzrostu lub spadku inflacji. Obliczenia zostały oparte na modelu czynnikowym, na którego parametry nałożono odpowiednie restrykcje [Reis, Watson, 2007a, 2007b].

Oszacowana miara, którą w pracy nazwano bezwzględną stopą inflacji, charakteryzuje się mniejszą zmiennością niż indeks *HICP*. Porównanie zależności *HICP*, wybranych miar inflacji bazowej oraz *BSI* z krótkoterminową stopą procentową (na którą wpływa bezpośrednio bank centralny) pokazuje, że oszacowany w badaniu wskaźnik charakteryzuje się najsilniejszym związkiem z instrumentem banku centralnego. Wskaźnik *BSI* posiada też własności prognozytyczne względem indeksu *HICP* porównywalne lub lepsze od konkurencyjnych modeli opartych na miarach inflacji bazowej lub procesach autoregresyjnych.

Analiza przebiegu wskaźnika *BSI* pokazuje, że dotychczasowe okresy znaczących wzrostów inflacji, jakie miały miejsce w latach 1999-2000 oraz 2004-2005 wiązały się w znacznym stopniu ze zmianami cen względnych. Natomiast obserwowane w ostatnim okresie (2006-2008) przyspieszenie wzrostu cen zidentyfikowane zostało przede wszystkim jako wzrost bezwzględnej stopy inflacji. Może to świadczyć o zdecydowanie większej roli czynników popytowych przy generowaniu obecnego wzrostu cen.

Oszacowanie wskaźnika *BSI* dla polskiej gospodarki otwiera pole dla dalszych, interesujących badań. Ciekawym tematem dla dalszych prac mogłoby być wykorzystanie w podobnym celu bazy danych *CPI*, a także próba skonstruowania wskaźnika zbliżonego koncepcyjnie do *BSI*, lecz spełniającego aksjomaty inflacji bazowej.

### Bibliografia

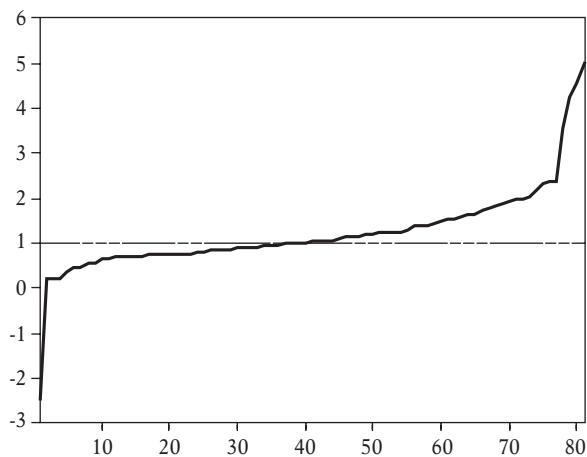
- Amstad M., Potter S.M., [2007], *Real Time Underlying Inflation Gauges for Monetary Policy Makers*, mimeo, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Bai J., Ng S., [2002], *Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models*, „Econometrica”, Vol. 70 (1), s. 191-221.



- Ball L., Mankiw N.G., [1992], *Relative Price Changes as Aggregate Supply Shocks*, NBER Working Paper 4168.
- Bryan M.F., Cecchetti S.G., [1993], *The Consumer Price Index as a Measure of Inflation*, Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review, pp. 15-24.
- Brzoza-Brzezina M., Crespo Cuaresma J., [2008], *Mr. Wicksell and the Global Economy: What Drives Real Interest Rates?*, Working Paper 139, Oesterreichische Nationalbank.
- Cecchetti S.G., Chu R.S., Steindel C., [2000], *The Unreliability of Inflation Indicators*, Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance, Vol. 6, No. 4.
- Cristadoro R., Forni M., Reichlin L., Veronese G., [2005], *A Core Inflation Index for the Euro Area*, „Journal of Money, Credit and Banking”, Vol. 37 (3), s. 539-560.
- Eickmeier S., Ziegler C., [2006], *How good are dynamic factor models at forecasting output and inflation? A meta-analytic approach*, Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2006,42, Deutsche Bundesbank, Research Centre.
- Forni M., Hallin M., Lippi M., Reichlin L., [2000], *The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation*, „Review of Economics and Statistics”, Vol. 82 (4), s. 540-54.
- Hamilton J.D., [1994], *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- Kose M.A., Otrok C., Whiteman C.H., [Nov. 2003], *International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors*, „The American Economic Review”, Vol. 93, No. 4, s. 1216-1239.
- Kotłowski J., [2008], *Forecasting inflation with dynamic factor model – the case of Poland*, Department of Applied Econometrics Working Papers Series, SGH, WP nr 2-08.
- Kotłowski J., [2006], *Pieniądz i ceny w gospodarce polskiej. Analiza kointegracji sezonowej*, Wydawnictwo SGH, Warszawa.
- Mumtaz H., Surico P., [2008], *Evolving International Inflation Dynamics: World and Country Specific Factors*, CEPR Discussion Paper No. DP6767.
- Reis R., Watson M.W., [2007a], *Relative Goods Prices and Pure Inflation*, NBER Working Paper 13615.
- Reis R., Watson M.W., [2007b], *Measuring Changes in the Value of the Numeraire*, Kiel Working Papers 1364.
- Rich R., Steindel Ch., [2005], *A Review of Core Inflation and an Evaluation of Its Measures*, Federal Reserve Bank of New York Staff Reports No. 236.
- Stock J.H., Watson M.W., [2002a], *Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes*, „Journal of Business and Economic Statistics”, Vol. 20, s. 147-162.
- Stock J.H., Watson M.W., [2002b], *Forecasting using principal components from a large number of predictors*, „Journal of the American Statistical Association”, 97, s. 1167. 1179.
- West K.D., [2005], *Forecast Evaluation*, [w:] *Handbook of Economic Forecasting*, G. Elliott, C.W.J. Granger and A. Timmermann (ed), North Holland Press, Amsterdam.
- Woźniak P., [2002], *Inflacja bazowa*, CedeWu, Warszawa.

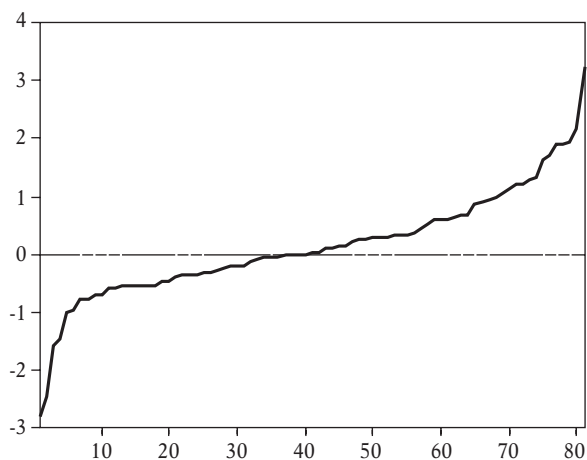
## Aneks

Wykres 1a. Uporządkowane w kolejności rosnącej oceny parametru związanego z pierwszym czynnikiem w równaniach regresji wskaźników inflacji poszczególnych kategorii dóbr i usług względem pierwszych trzech czynników



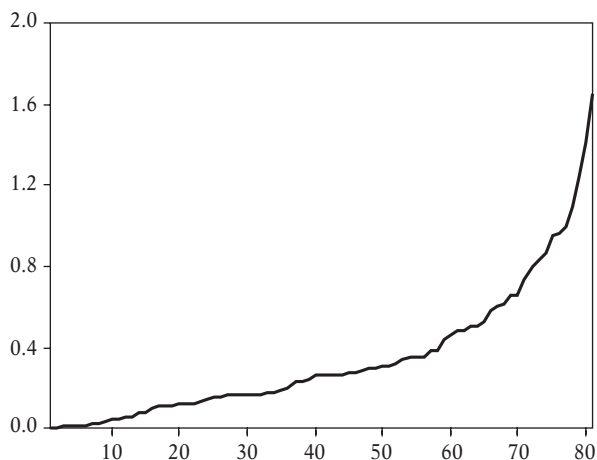
Źródło: obliczenia własne

Wykres 1b. Uporządkowane w kolejności rosnącej wartości statystyk *t*-Studenta z testu weryfikującego hipotezę o jednostkowej wartości parametru związanego z pierwszym czynnikiem



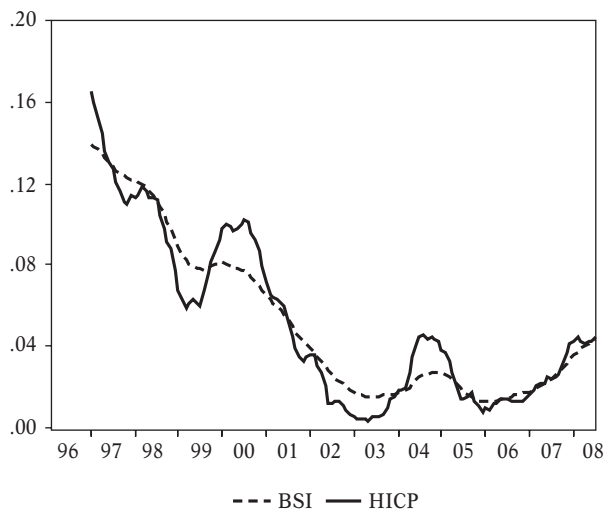
Źródło: obliczenia własne

Wykres 1c. Uporządkowane w kolejności rosnącej moduły statystyk *t*-Studenta wyrażone jako iloraz względem wartości krytycznej dla poziomu istotności 5%. Wartości większe od jedności oznaczają odrzucenie hipotezy o jednostkowej wartości parametru związanego z pierwszym czynnikiem



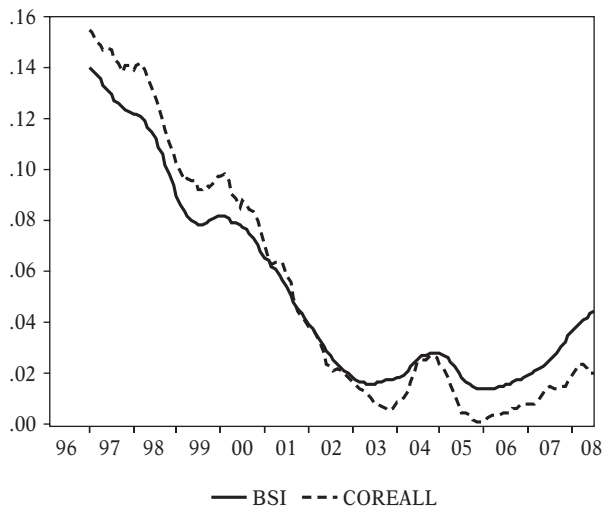
Źródło: obliczenia własne

Wykres 2a. Roczne wskaźniki inflacji *BSI* oraz *HICP*



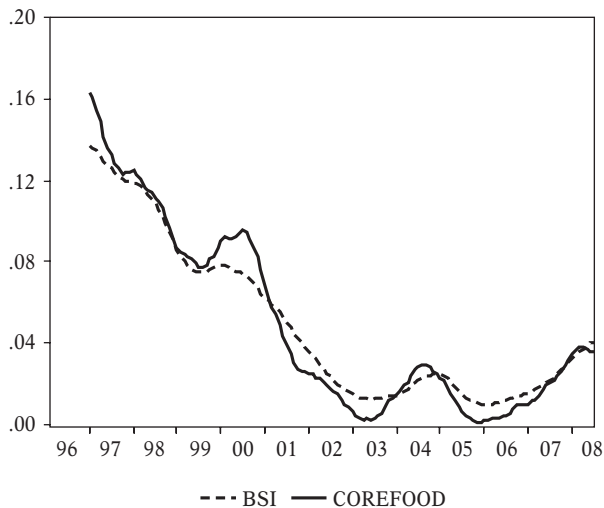
Wartości rocznego wskaźnika inflacji *BSI* skorygowane zostały w taki sposób, aby średnia wartość wskaźnika była równa średniej wartości drugiej z prezentowanych na wykresie miar inflacji.

Źródło: obliczenia własne

Wykres 2b. Roczne wskaźniki inflacji *BSI* oraz *COREALL*

Wartości rocznego wskaźnika inflacji *BSI* skorygowane zostały w taki sposób, aby średnia wartość wskaźnika była równa średniej wartości drugiej z prezentowanych na wykresie miar inflacji.

Źródło: obliczenia własne

Wykres 2c. Roczne wskaźniki inflacji *BSI* oraz *COREFOOD*

Wartości rocznego wskaźnika inflacji *BSI* skorygowane zostały w taki sposób, aby średnia wartość wskaźnika była równa średniej wartości drugiej z prezentowanych na wykresie miar inflacji.

Źródło: obliczenia własne

## THE PURE INFLATION RATE IN THE POLISH ECONOMY

### Summary

The authors use a restricted factor model to estimate the Harmonized Index of Consumer Prices (HICP) excluding relative price changes. The index obtained in this way, referred to as pure inflation, demonstrates a stronger relationship to the central bank's short-term interest rate than the HICP index and selected measures of core inflation. Pure inflation also has a forecasting effect on the future HICP, comparable or better than that of competing models. The estimated variable shows that changes in relative prices played a much smaller role in the recent period of rising inflation (2006-2008) than during previous inflation increases (1999-2000 and 2004-2005). This shows that inflation was mainly driven by demand pressures in 2006-2008, the authors conclude.

**Keywords:** monetary policy, relative prices, restricted factor model, Harmonized Index of Consumer Prices (HICP), pure inflation, core inflation