

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 263

Krótkoterminowe prognozy polskiej inflacji
w oparciu o wskaźniki wyprzedzające

Grzegorz Szafrąński

Warszawa, 2011 r.

Grzegorz Szafrński – Uniwersytet Łódzki, Katedra Ekonometrii oraz Instytut Ekonomiczny NBP.

Projekt graficzny:

Oliwka s.c.

Skład i druk:

Drukarnia NBP

Wydął:

Narodowy Bank Polski

Departament Edukacji i Wydawnictw

00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21

tel. 22 653 23 35, fax 22 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2011

Materiały i Studia są rozprowadzane bezpłatnie

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>

Streszczenie

W artykule¹ przedstawiono wyniki wykorzystania informacji pochodzącej z dużego zbioru danych do regularnego comiesięcznego prognozowania podstawowego wskaźnika inflacji CPI w Polsce w okresie od grudnia 2009 do sierpnia 2011. Eksperymenty prognostyczne poza próbę na podstawie modeli wyprzedzających wskaźników inflacji polegały na konstrukcji prognoz na horyzonty od 1 do 12 miesięcy naprzód tylko w oparciu o generacje danych dostępne w chwili wykonywania prognozy. Prognozy wskaźników indywidualnych i syntetycznych porównywane są z metodami wzorcowymi (modelem autoregresyjnym uwzględniającym zmienną w czasie sezonowość i metodami naiwnymi)

Własności prognostyczne wykorzystanych metod wskazują, że wybór modeli dla wskaźników indywidualnych na podstawie ich dopasowania w próbie nie gwarantuje uzyskania dokładniejszych prognoz poza próbą niż modele wzorcowe. Dlatego w ślad za Angellini i in. (2001) zaproponowano konstrukcję wskaźników syntetycznych na podstawie jednolitych ekonomicznie grup zmiennych w oparciu o liniowy model czynnikowy szacowany metodą analizy głównych składowych. Spośród badanych grup w krótkim okresie największe korzyści z wykorzystania analizy czynnikowej do prognoz na horyzonty do 6 miesięcy uzyskano dla podstawowego zbioru informacji o inflacji zawierającego takie miary jak inflacja bazowa, miary oczekiwań inflacyjnych i ceny paliw płynnych. Z kolei dane GUS o wewnętrznej sytuacji gospodarczej kraju były najbardziej przydatne w prognozach na horyzonty powyżej 6 miesięcy.

JEL: E31, E37, E59

Słowa kluczowe: prognozy inflacji, wskaźniki wyprzedzające, analiza czynnikowa

¹ Podziękowania dla współpracowników z Biura Cen i Inflacji IE oraz dla uczestników seminarium NBP za owocną dyskusję na wstępnym etapie badań, co nie zwalnia Autora od odpowiedzialności za ostateczną postać tekstu.

1. Wstęp

Prognozy inflacji znajdują się w centrum zainteresowania wielu podmiotów gospodarczych. Przedsiębiorstwa i gospodarstwa domowe podejmują na podstawie tych prognoz decyzje dotyczące konsumpcji, inwestycji, oszczędności i aktywności gospodarczej. W rozwiniętych gospodarkach rynkowych prognozami inflacji żywo interesują się banki centralne realizujące strategię bezpośredniego celu inflacyjnego² i zorientowane w swoich działaniach na przyszłość (ang. *forward looking*). Takie zainteresowanie jest konieczne, w sytuacji gdy gospodarki, z różnych powodów (sztywności nominalne, odejście od reguły racjonalnych oczekiwań), reagują z opóźnieniem na działanie instrumentów polityki pieniężnej. Ze względu na to, że możliwości oddziaływania na inflację w krótkim okresie poprzez instrumenty polityki pieniężnej są ograniczone, systematyczne odwoływanie się przez władze monetarne do prognoz inflacji jest koniecznością. Albowiem takie podejście umożliwia reagowanie na objawy niestabilności cen z odpowiednim wyprzedzeniem.

W opracowaniu sprawdzono korzyści, jakie daje wykorzystanie najbardziej aktualnych danych ekonomicznych do systematycznego prognozowania podstawowego wskaźnika polskiej inflacji (CPI) w horyzoncie od 1 do 12 miesięcy naprzód. W eksperymencie prognostycznym obejmującym okres od grudnia 2009 do sierpnia 2011 wykorzystano proste (liniowe i jednorównaniowe) modele regresji, gdyż w praktyce dostarczają one wystarczająco dokładnych prognoz krótkookresowych³. Jakość prognoz na podstawie indywidualnych i syntetycznych zmiennych ekonomicznych, zwanych dalej wskaźnikami wyprzedzającymi, porównujemy, w celu oceny ich zawartości informacyjnej, z konkurencyjnymi dla nich prognozami na podstawie jednowymiarowych modeli szeregów czasowych. Staramy się odpowiedzieć na pytanie, czy można wskazać zmienne (bądź grupy zmiennych), których kształtowanie się wyraźnie i trwale poprzedza zmiany inflacji w Polsce. Choć zdajemy sobie sprawę, że ustalenie tego typu relacji ma charakter głównie symptomatyczny, a nie przyczynowo-skutkowy, to poszukiwanie natury tej relacji może mieć znaczenie poznawcze dla określenia źródeł i genezy krótkookresowych zmian cen⁴.

Oprócz indywidualnych wskaźników wyprzedzających (rozważanych razem i osobno) takich jak inflacja bazowa, rynkowe stopy procentowe, podaż pieniądza, czy ankietowe wskaźniki koniunktury sprawdzono również zdolność prognostyczną wskaźników syntetycznych, których

² W Polsce bank centralny wprowadził od 1999 roku strategię bezpośredniego celu inflacyjnego definiowanego w oparciu o wskaźnik inflacji CPI.

³ W kontekście potencjalnych korzyści ze stosowania bardziej złożonych jednowymiarowych metod prognozowania inflacji Stock i Watson (2006b) wskazują na modele szeregów czasowych ze zmiennymi parametrami lub modele przestrzeni stanów ze stochastyczną wariancją.

⁴ Jednym z kryteriów potwierdzenia związku przyczynowo-skutkowego pomiędzy zmiennymi jest możliwość uzyskania na podstawie tego związku dokładnej prognozy.

konstrukcja oparta jest na idei kondensowania informacji z dużych zbiorów danych (por. opis i efekty użycia tej metody do prognozowania inflacji w strefie euro w Angelini i in. 2001). W tym celu informacje zawarte w szeregach czasowych o częstotliwości miesięcznej grupowane są według ich treści ekonomicznej⁵, a następnie obliczany jest wspólny czynnik opisujący największą część wariancji szeregów w danej grupie. W przeprowadzonym eksperymencie prognostycznym modelami wzorcowymi, z którymi porównujemy wyniki dla wskaźników wyprzedzających, były modele autoregresji i proste metody naiwne, które, nie tylko w Polsce, zaskakująco dobrze prognozują inflację w krótkim okresie czasu (por. Atkeson, Ohanian 2001). Wszystkie modele dla danych miesięcznych konstruowano przy założeniu występowania w procesie inflacji zmiennego wzorca sezonowości.

Struktura opracowania jest następująca. W drugiej części opisujemy genezę koncepcji wskaźników wyprzedzających i komentujemy ich wykorzystanie w dotychczasowych badaniach empirycznych nad prognozowaniem inflacji w Polsce i na świecie. W części trzeciej opisujemy stylizowane fakty dotyczące przebiegu inflacji w Polsce po okresie transformacji. Część czwarta zawiera opis modeli i eksperymentu prognostycznego przeprowadzonego w oparciu o dane typu *real-time*. Część piąta zawiera opis konstrukcji indywidualnych i syntetycznych wskaźników wyprzedzających. Część szósta opisuje wyniki przeprowadzonych badań empirycznych, a w części siódmej zawarto wnioski z nich płynące dla dalszych badań.

⁵ Wyróżniono 12 grup zmiennych - prezentowanych w cz. 5.3 i Załączniku B.

2. Wskaźniki wyprzedzające inflacji - przegląd badań

Metoda konstrukcji wskaźników opóźnionych, jednoczesnych i wyprzedzających (ang. *leading indicators*) została pierwotnie opracowana w amerykańskiej instytucji badawczej (National Bureau of Economic Research, NBER) do diagnozowania i prognozowania stanu koniunktury ogólnogospodarczej. W tradycyjnym ujęciu wyboru wskaźników indywidualnych dokonywano na podstawie ich zdolności do prognozowania przebiegu zmian aktywności gospodarczej, a szczególnie jej punktów zwrotnych. Następnie indywidualnym wskaźnikom nadawano arbitralne wagi w mierniku syntetycznym. Próbą usystematyzowania tej koncepcji była praca Stocka i Watsona (1989), w której identyfikację wskaźników wyprzedzających oparto na zdolności prognozowania zmian szeregu referencyjnego. Przy czym przez szereg referencyjny badanego procesu (np. koniunktury czy inflacji) rozumiano zmienną nieobserwowalną (*unobserved single index*), która jest wyznaczana na podstawie zmian wspólnych (*co-movements*) dla większości obserwowalnych aproksymant tego procesu⁶. Te wspólne czynniki określone są „siłami sprawczymi” (*driving forces*), a naturalnym sposobem ich uzyskiwania są metody analizy czynnikowej wprowadzone do makroekonomii przez Geweke'a, Sargenta i Simsa w latach 70. XX wieku.

Dopiero w latach 90. metody analizy czynnikowej zostały na większą skalę wykorzystane do prognozowania procesów makroekonomicznych na podstawie dużych zbiorów danych. W 1998 roku Stock i Watson jako jedni z pierwszych⁷ do wyznaczenia syntetycznego wskaźnika wyprzedzającego inflacji użyli wspólnych czynników w tzw. modelu indeksu dyfuzji, a w 1999 r. zastosowali go do modelowania tradycyjnej krzywej Philipsa. W następnych latach liczba badań empirycznych wykorzystujących metody analizy czynnikowej systematycznie rosła⁸. W dotychczasowych badaniach nad wskaźnikami wyprzedzającymi inflacji analizowano najczęściej następujące grupy zmiennych:

- komponenty inflacji (Hendry i Hubrich, 2006; Kapetanios, 2004), oraz konstruowane na ich podstawie syntetyczne miary inflacji bazowej określane jako *core inflation* (Giannone i Matheson, 2007; Cristadoro i in., 2005), czy *pure inflation* (Reis i Watson, 2010),

⁶ Oprócz części wspólnej każdy szereg aproksymant szeregu referencyjnego zawiera nieskorelowane zmiany idiosynkratyczne.

⁷ Ostateczną wersję pracy opublikowano w 2002 roku (Stock i Watson, 2002b).

⁸ Informacje na temat własności różnych metod estymacji wspólnych czynników w oparciu o duże zbiory danych zostały zebrane i opublikowane w opracowaniach, wśród których warto wymienić artykuły: Stock i Watson (2002a), Forni i in. (2005), a także robocze wersje artykułów Kapetanios i Marcellino (2003), Doz i in. (2006). Z kolei Boivin i Ng (2005) oraz Ziegler i Eickmeier (2006) to polecane artykuły przeglądowe na temat sposobów wykorzystania metod analizy czynnikowej w prognozowaniu. Spośród licznych prac empirycznych wykorzystujących modele czynnikowe opracowania Forni i in. (2001), Angelini i in. (2001), Stock i Watson (2003), Banerjee i in. (2005) były głównie poświęcone prognozowaniu inflacji.

- oczekiwania inflacyjne osób prywatnych i podmiotów gospodarczych (por. Ang i in., 2007),
- mierniki koniunktury stosowane w różnych wariantach krzywej Philipsa (szacunki luki produkcyjnej, aktywności gospodarczej, mierniki rynku pracy - por. przegląd w pracy Stocka i Watsona, 2008),
- miary podaży pieniądza (Hofmann, 2008),
- informacje z rynku finansowego o cenach i rentowności aktywów finansowych, oraz czynniki terminowej struktury stóp procentowych (Stock i Watson, 2003).

Opracowania dotyczące regularnego prognozowania inflacji w Polsce nie są zbyt liczne. Na podstawie tradycyjnej metodologii amerykańskiego biura NBER powstaje w Polsce miesięczny wskaźnik wyprzedzający inflacji, zwany Wskaźnikiem Przyszłej Inflacji (WPI) - por. Białowski i Żochowski (2006). Jest on wyliczany w ramach prac prowadzonych przez Bureau for Investment and Economic Cycles (BIEC). Wskaźnik WPI zawiera jako komponenty następujące zmienne: kursy walutowe (USD/PLN i EUR/PLN), indeksy cen importu i usług, zadłużenie sektora publicznego i osób prywatnych, jednostkowe koszty pracy, oraz dane ankietowe z testów koniunktury przemysłu przetwórczego IRG-SGH.⁹ Wszystkie składniki są oczyszczone z sezonowości, pozbawione trendu procedurą Hodricka-Prescotta i wystandaryzowane. Słabością tego podejścia jest opieranie się na ustalanych i zmienianych arbitralnie wagach. Poszczególne składowe WPI charakteryzują się wyprzedzeniem od 0 (przewidywania cen producentów) do 12 miesięcy (kurs EUR/PLN) w stosunku do cyklicznego komponentu inflacji¹⁰, oraz zmienną w czasie siłą korelacji ze składnikiem cyklicznym CPI. Otrzymany szereg WPI, jak i jego składowa cykliczna wykazują umiarkowane własności prognostyczne.

Podejścia, w których autorzy do prognozowania zharmonizowanego indeksu inflacji (HICP) korzystają z relatywnie dużych zbiorów danych znaleźć można w ramach badań porównawczych dla grupy 5 krajów (Polski, Czech, Węgier, Słowacji i Słowenii) wstępujących do Unii Europejskiej w 2004 roku (Banerjee i in., 2004). Zastosowano w tym celu modele ze wspólnymi czynnikami uzyskanymi na podstawie kilkudziesięciu kwartalnych szeregów czasowych (56 dla Polski). Zbiór danych zawierał między innymi dane z rachunków narodowych, rynku pracy, rynku pieniężnego, rynku akcji, wskaźniki cen, stopy procentowe, kurs walutowy i zestaw zmiennych dla strefy euro. W okresie weryfikacji obejmującym 8 kwartałów z lat 2001-2003 modele czynnikowe okazały się skuteczniejsze w prognozowaniu inflacji w tych krajach w porównaniu z prostymi modelami szeregów czasowych (w tym z

⁹ Wśród nich: comiesięczne przewidywania cen producentów w perspektywie 3-4 miesięcy, oraz wykorzystanie mocy produkcyjnych i jednostkowy koszt produkcji - dane kwartalne.

¹⁰ Średnie opóźnienia liczone są na podstawie wyprzedzeń punktów zwrotnych cyklu referencyjnego przy pomocy procedury Bry-Boschana.

2

modelem autoregresyjnym), a informacje ze strefy euro - mało przydatne do poprawy ich jakości. W innym badaniu porównawczym inflacji HICP dla większej grupy nowych członków UE, obejmującym około 30 kategorii zmiennych dla każdej z gospodarek, Arratibel i in. (2009) zastosowali tradycyjne modele z jednym lub dwoma indywidualnymi wskaźnikami wyprzedzającymi (monetarnymi, ekonomicznymi i fiskalnymi) oraz składnikiem autoregresyjnym, a także utworzone na ich podstawie prognozy łączone. Wyniki uzyskane dla Polski na 4 kwartały naprzód nie wykazały istotnej przewagi w jakości prognoz żadnego ze stosowanych modeli nad prognozą naiwną. Prognozy na podstawie wskaźników wyprzedzających okazywały się jednak dokładniejsze od prognoz z modelu autoregresyjnego i prognoz łączonych. W Polsce w porównaniu z innymi krajami wstępującymi do UE dobrymi predyktorami inflacji okazały się wskaźniki polityki fiskalnej.

Empirycznym badaniem przeprowadzonym tylko dla polskiej inflacji jest artykuł Brzozy-Brzeziny i Kotłowskiego (2009). Autorzy na podstawie komponentów indeksu HICP i modelu czynnikowego (z restrykcjami) konstruują miesięczny wskaźnik inflacji wyłączający wpływ relatywnych zmian cen - tzw. bezwzględną stopę inflacji (*pure inflation*) i wskazują na jej dobre własności prognostyczne dla indeksu agregatowego HICP w horyzoncie do 16 miesięcy.¹¹ Z kolei artykuły Kotłowski (2008) i Baranowski, Leszczyńska, Szafranski (2010) zawierają prognozy wskaźnika inflacji CPI w Polsce na podstawie dynamicznych modeli czynnikowych i dużych zbiorów danych. W obydwu pracach do wyznaczenia wspólnych czynników wykorzystano metodę analizy głównych składowych (*principal component analysis*, dalej PCA), a prognozy porównano z prognozami uzyskanymi na podstawie prostych metod analizy szeregów czasowych (modelu autoregresji) i indywidualnych wskaźników wyprzedzających. W obydwu przypadkach metody analizy czynnikowej wykazały się dokładnością większą lub porównywalną z najlepszymi modelami wzorcowymi. Ponadto w ramach badań nad kwantyfikacją oczekiwań konsumentów własności prognostyczne różnych miar oczekiwań inflacyjnych sprawdzali też Łyziak i Stanisławska (2008). Pomimo, że testy dla niektórych z miar oczekiwań (np. dla zobiektywizowanej miary IPSOS) wskazują na przyczynowość w sensie Grangera, to miary te okazały się słabymi predyktorami przyszłej inflacji w Polsce (podobnie jak w innych krajach Europy).

Podejście zastosowane w tym opracowaniu wykorzystuje duży zbiór zmiennych ekonomicznych do konstrukcji indywidualnych i syntetycznych wskaźników wyprzedzających. Dobór wskaźników indywidualnych do prognoz poza próbę (ang. *out-of-sample*) oparto na własnościach statystycznych modeli dla tych wskaźników w próbie. Z porównania wyników

¹¹ Porównywalną dokładnością charakteryzowały się prognozy w oparciu o wskaźnik inflacji bazowej po wyłączeniu cen energii i żywności.

eksperymentów prognostycznych chcemy uzyskać informację na temat własności predykcyjnych różnych kategorii zmiennych. Uzyskane wyniki mogą okazać się przydatne w wyjaśnianiu źródeł i przyczyn kształtowania się przyszłej inflacji w krótkim okresie.

3. Inflacja w Polsce - fakty stylizowane

Dwucyfrowa inflacja w ujęciu rocznym była w Polsce w latach 90. XX w. zjawiskiem powszechnym. Chociaż proces stopniowego spadku inflacji (dezinflacja) w Polsce postępował wraz z wprowadzaniem nowych systemowych rozwiązań w polityce monetarnej i kursowej, to trwały spadek inflacji poniżej 10% w skali roku odnotowano dopiero od 2001 roku, a więc w dwa lata po wprowadzeniu strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Oprócz spadku średniej wartości obserwowanej inflacji (z 70% w 1991 roku do 7,3% w 1999 roku i 2,6% w 2010 roku) wystąpił, choć w znacznie mniejszym stopniu, spadek zmienności wskaźnika inflacji. Skalę i specyfikę tego wygładzenia¹² po 1999 roku¹³ można dokładniej zaobserwować w oparciu o statystyki wskaźników inflacji ogółem (CPI) i inflacji bazowej¹⁴ w ujęciu miesiąc do miesiąca. Na przykład w latach 2005-2010 w porównaniu z poprzednim okresem 6-letnim średniomiesięczna inflacja CPI zmniejszyła się prawie dwukrotnie, co było głównie efektem dezinflacji obserwowanej w latach 1999-2000 (por. wyniki w Tabeli 1 i na Rysunku 1).

Jeszcze więcej w tym samym okresie spadł podstawowy miernik inflacji bazowej (o 2/3). W latach 2005-2010 wraz ze spadkiem wartości średniej zmniejszyło się również rozproszenie wskaźnika CPI wokół średniej. W porównaniu do okresu 1999-2004 zmienność miesięcznej inflacji CPI mierzona za pomocą wariancji z próby spadła o ok. 60%, a inflacji bazowej prawie o 90%.¹⁵ Porównując dodatkowo publikowane wskaźniki ze wskaźnikami odsezonowanymi (za pomocą procedury Tramo/Seats) można spostrzec, że o ile w latach 1999-2004 zmienność cen odpowiadająca ok. 1/4 odchylenia standardowego inflacji wynikała z wahań sezonowych, to w latach 2005-2010 wahania sezonowe stanowiły aż 1/3 wahań inflacji CPI. A zatem po zastosowaniu do miesięcznej inflacji mechanicznych procedur odsezonowania do objaśnienia za pomocą modeli ekonomicznych pozostaje zmienność (mierzona odchyleniem standardowym) rzędu 0,2 pp. wobec ok. 0,3 pp. całkowitej zmienności inflacji w skali miesiąca. Wskazuje to, jak ważne jest uwzględnianie w prognozach inflacji zmian o charakterze sezonowym i z jak niewielkimi zmianami miesięcznymi po uwzględnieniu sezonowości przychodzi nam się mierzyć w eksperymentach prognostycznych.

¹² Wygładzenie zmian inflacji w Polsce po 1999 roku w niewielkim tylko stopniu przypomina głęboki spadek zmienności aktywności gospodarczej (o ok. 1/2 w ujęciu kwartalnym) i inflacji (o ok. 2/3 w ujęciu kwartalnym) na świecie, zwany „wielkim wygładzeniem” (ang. *great moderation*), obserwowany w krajach wysoko uprzemysłowionych od połowy lat 80. XX wieku. Dlatego dalej stosujemy termin wygładzenie bez uwypuklania jego roli czy skali.

¹³ Od tego roku do liczenia wag wskaźnika CPI stosuje się Klasyfikację Spożycia Indywidualnego wg Celu (COICOP).

¹⁴ Użyto podstawowego wskaźnika inflacji bazowej tj. wskaźnika zmian cen po wyłączeniu cen energii i żywności.

¹⁵ Jeśli z obserwacji wyłączymy koniec okresu dezinflacji (lata 1999-2000), to w kolejnych 5-letnich okresach spadki te wyniosły odpowiednio 25% i 60%.

Pomimo, że zmienność odsezonowanej inflacji jest stosunkowo mała, to jej źródła są różnorodne. Na dowód tego można przytoczyć oceny częstości występowania nietypowych obserwacji w indeksie ogółem i jego komponentach wykryte w automatycznej procedurze Tramo/Seats. O ile w procesie generującym inflację CPI obserwacje nietypowe zdarzają się stosunkowo rzadko, to w komponentach inflacji są one bardziej powszechne¹⁶. Pomimo, że wpływ nietypowych obserwacji w komponentach CPI jest wygładzany we wskaźniku inflacji ogółem za pomocą wag (tj. udziałów grup produktów w całkowitym spożyciu gospodarstw domowych), to nadal może mieć on w danym okresie statystycznie istotny wpływ na inflację. Pamiętając ponadto, że skład koszyka konsumpcji stosowanego do pomiaru inflacji podlega co roku zmianom, a sezonowość inflacji wykazuje się dużą zmiennością¹⁷, możemy uzyskać pełen obraz trudności, jakie napotkamy w prognozowaniu inflacji w eksperymentach poza próbę.

Tabela 1: Statystyki opisowe inflacji (CPI) i inflacji bazowej (bazowa) w ujęciu miesięcznym w dwóch podokresach (w pp.)

okres	statystyki opisowe	Indeks CPI	CPI_sa	Infl. bazowa	Bazowa_sa
1999-2004	średnia	0,387	0,388	0,370	0,364
	odchylenie standardowe	0,492	0,367	0,449	0,358
2005-2010	średnia	0,219	0,221	0,130	0,132
	odchylenie standardowe	0,322	0,211	0,157	0,122

Źródło: Obliczenia własne

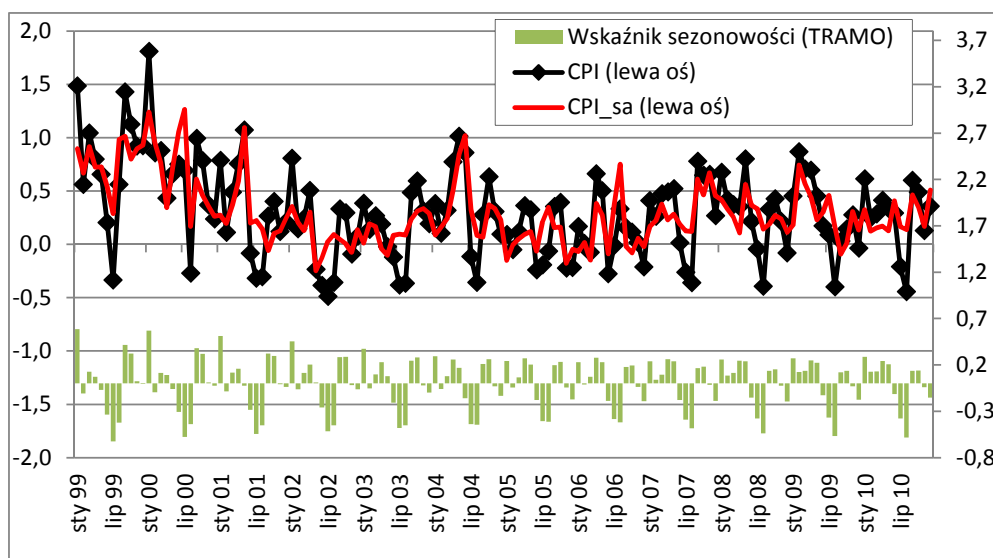
Na podstawie obserwacji danych stawiamy roboczą hipotezę, że w wyniku wygładzenia procesów gospodarczych w Polsce (podobnie jak na świecie) inflacja stała się bardziej przewidywalna w tym znaczeniu, że z jednej strony dokładność prostych metod prognozowania inflacji (np. metod naiwnych lub autoregresyjnych) znacząco wzrosła, a z drugiej strony wartość poznawcza modeli korzystających z wiedzy ekonomicznej¹⁸ relatywnie się zmniejszyła. Jeśli ta hipoteza jest prawdziwa, to próba „prześcignięcia” w eksperymentach prognostycznych standardowych modeli wzorcowych przez modele „ekonomiczne” może być skazana na niepowodzenie.

¹⁶ Automatyczna procedura TRAMO znajduje w latach 1999-2010 zaledwie dwie obserwacje nietypowe w inflacji ogółem (sierpień 2000 roku i maj 2001 roku), 11 obserwacji nietypowych w inflacji bazowej i aż po 13 obserwacji w komponencie opisującym ceny cukru, dżemu, miodu i czekolady, czy ceny usług edukacyjnych.

¹⁷ Na Rysunku 1 można zaobserwować między innymi, że o ile sezonowa deflacja na przełomie wieku dotyczyła wszystkich miesięcy letnich z maksimum w lipcu, to od roku 2005 sezonowe spadki cen występują przede wszystkim w lipcu i sierpniu.

¹⁸ Atkeson i Ohanian (2001) oraz Stock i Watson (2006b) sprawdzali w tym kontekście jakość prognoz z modeli korzystających pośrednio lub bezpośrednio z zależności pomiędzy inflacją a aktywnością gospodarczą, czyli z tradycyjnej krzywej Philipsa.

Rysunek 1: Publikowany (CPI) i odsezonowany (CPI_SA) wskaźnik inflacji (m/m) oraz wskaźnik sezonowości (słupki – prawa oś) uzyskany w procedurze Tramo/Seats.



Źródło: GUS, obliczenia własne.

W tym miejscu musimy jednak zawrzeć zastrzeżenie, że mimo ewentualnej „przegranej” dość prostych modeli strukturalnych opartych na bieżącej informacji makroekonomicznej, podejście ekonomiczne może mieć przewagę w innym zakresie. Otóż konstruując prognozy inflacji w oparciu o podejście zdezagregowane (prognozując komponenty inflacji) można wskazać ekonomiczne źródła zmian cen. Podejście zdezagregowane jest potrzebne do konstrukcji prognoz eksperckich, gdyż dostarcza tego typu informacje w sposób przejrzysty i syntetyczny. Wiemy stąd na przykład, że z punktu widzenia dekompozycji inflacji na komponenty największe znaczenie dla wskaźnika ogółem mają zmiany cen żywności, nośników energii i towarów importowanych. Jednak impulsy cenowe w tych grupach, choć mogą być obserwowane z pewnym wyprzedzeniem, to nie powtarzają się z dającą się przewidzieć regularnością. Niekiedy informacja dotycząca zmian cen składowych inflacji ogłaszana jest z wyprzedzeniem (np. zmiany podatków, czy cen regulowanych). Wówczas przy pomocy systemu wag można łatwo uwzględnić wpływ tych zmian na kształtowanie się inflacji w przyszłych okresach. Jednak wraz z wydłużaniem się horyzontu prognozy rośnie niepewność co do dokładnego terminu wystąpienia zdarzenia, a również jego wpływu na cenę komponentu¹⁹. Wtedy rola wskaźników wyprzedzających powiązanych tylko symptomatycznie z inflacją CPI może wzrosnąć. Trudno jednak oczekiwać trwałych związków

¹⁹ W Polsce również wagi do liczenia CPI zmieniają się co rok, więc ocena wpływu zmian mających wystąpić w następnym roku kalendarzowym jest dodatkowo z tego tytułu niepewna. W przypadku znaczącej zmiany ceny grupy dóbr może również wystąpić efekt substytucyjny – por. Hałka, Leszczyńska (2011).

korelacyjnych pojedynczego wskaźnika skoro koszyk dóbr konsumpcyjnych złożony jest z cen około 2.000 reprezentantów²⁰ (za: Ceny w gospodarce narodowej), z których tylko część zmienia się co miesiąc. Z tego powodu wskaźniki wyprzedzające najlepiej opisujące zmienność inflacji w próbie nie zawsze sprawdzają się poza próbą. Jeśli z kolei zmiany cen komponentów mają wspólne bezpośrednio nieobserwowalne przyczyny, to wzrastają szanse na wykorzystanie metody wskaźników syntetycznych. Tutaj też napotykamy na potencjalne trudności. Wskazywane przez teorię ekonomiczną wspólne źródła zmian wielu komponentów inflacji są na ogół albo słabo skorelowane z krótkookresowymi zmianami miesięcznego wskaźnika inflacji (jak mierniki koniunktury gospodarczej), albo trudne do przewidzenia (jak zmiany kursu walutowego czy ceny surowców). Dlatego wychodząc z praktycznego podejścia w modelach prognostycznych analizuje się różne wskaźniki wyprzedzające z zamiarem wniknięcia w genezę zmian inflacji metodą pośrednią – tj. poprzez eksperyment prognostyczny²¹.

²⁰ Prognozowanie zmian cen wszystkich z nich byłoby oczywiście nieefektywne.

²¹ W tym podejściu polegającym na poszukiwaniu determinant za pomocą badań empirycznych niebezpieczeństwo tkwi w przypadkowym dopasowaniu prognoz do wartości obserwowanych w wybranym okresie weryfikacji.

4 Eksperyment prognostyczny

4.1 Dane i ich przygotowanie

Do przeprowadzenia badania wykorzystano bazę 186 zmiennych makroekonomicznych i finansowych tworzoną w czasie rzeczywistym na podstawie publicznie dostępnych informacji w dniu publikacji informacji o inflacji CPI (tj. około 15. dnia każdego miesiąca)²². Pełen zbiór danych składa się z 26 generacji danych dostępnych comiesięcznie w okresie od lipca 2009 do sierpnia 2011 roku. Ostatnia generacja zawiera obserwacje o inflacji za okres od stycznia 1999 roku do lipca 2011 roku²³. W skład bazy danych wchodzi następujące grupy zmiennych:

- 42 ankietowe wskaźniki koniunktury gospodarczej wg GUS (dotyczące przemysłu, budownictwa, handlu i cen),
- 39 zmiennych pochodzących z comiesięcznej informacji GUS (Biuletyn Statystyczny GUS) na temat rynku pracy (10 zmiennych), obrotów handlu zagranicznego (10 zmiennych), branżowe indeksy cen produkcji sprzedanej PPI (9), aktywności gospodarczej działów gospodarki (6) i finansów budżetu państwa (4),
- 37 komponentów wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych CPI (w tym inflacja ogółem i 2 wskaźniki inflacji bazowej),
- frakcje odpowiedzi na ankietowe badania oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych IPSOS (5 zmiennych),
- 20 wskaźników dotyczących podaży pieniądza, rezerwy obowiązkowej i aktywów Monetarnych Instytucji Finansowych (źródło NBP),
- 19 zmiennych z rynku finansowego dotyczących średniomiesięcznych stóp procentowych, kursów walutowych i indeksów giełdowych uzyskane na podstawie informacji dziennych,²⁴
- 15 zmiennych zawierających informacje o średniomiesięcznych cenach surowców na rynkach światowych (źródło: Międzynarodowy Fundusz Walutowy),
- średniomiesięczne ceny artykułów rolno-spożywczych (6 zmiennych) uzyskane na podstawie cotygodniowej informacji Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi,
- średniomiesięczne detaliczne ceny paliw (3 zmienne) na podstawie cotygodniowych notowań firmy e-petrol.pl.

²² Inflacja za miesiąc poprzedni jest publikowana co do zasady około 15 dnia bieżącego miesiąca. Ze względu na układ dni świątecznych i roboczych w danym miesiącu termin ten może ulec zmianie.

²³ Dodatkowo do bazy dołączono dane o inflacji za sierpień 2011 r w celu weryfikacji prognoz poza próbę do sierpnia 2011 włącznie.

²⁴ W przypadku szeregów uzyskanych na podstawie informacji dziennych i tygodniowych za ostatni miesiąc w danej rundzie prognostycznej wykorzystano dane niepełne pochodzące z pierwszej połowy miesiąca.

Zmienne objaśniające, czyli wskaźniki wyprzedzające poddano rekurencyjnie procedurze odsezonowania (Tramo/Seats). Następnie odsezonowane szeregi czasowe poddano takim transformacjom, aby otrzymać szeregi stacjonarne. Szczegóły dotyczące transformacji zmiennych przedstawiono w Załączniku B.

4.2 Przedmiot prognozy

Zmienną objaśnianą we wszystkich modelach prognostycznych, za wyjątkiem metody naiwnej, są odsezonowane wskaźniki inflacji CPI w ujęciu miesiąc do miesiąca (m/m).²⁵ Ze względu na to, że przedmiotem zainteresowania podmiotów gospodarczych jest inflacja w ujęciu rok do roku (r/r) ich prognozy prezentujemy tylko w tym ujęciu. Prognozy inflacji r/r konstruujemy na podstawie znanych w próbie wartości wskaźników inflacji i ich prognoz poza próbę. Analogicznie, miary zrealizowanych błędów prognoz poza próbę prezentujemy w ujęciu r/r.

Schemat sezonowości inflacji m/m ulegał istotnym zmianom w badanym okresie (por. cz. 3 tego opracowania). Dlatego w celu odsezonowania zmiennej objaśnianej użyto podobnie jak dla zmiennych objaśniających procedury Tramo/Seats²⁶. Co prawda komponent sezonowy (w metodzie Seats będący realizacją procesu SARIMA) mógłby być szacowany łącznie z pozostałymi zmiennymi objaśniającymi, jednak dla zachowania porównywalności wyników postanowiono oszacować go tylko na podstawie szeregu inflacji, niezależnie od pozostałych zmiennych. Przyjęto, że jeżeli procedury odsezonowania zmiennych objaśniających są wystarczająco skuteczne, to uzyskane na ich podstawie wskaźniki wyprzedzające powinny być ortogonalne do sezonowego komponentu inflacji. Wówczas pracochłonne rekurencyjne obliczanie zmiennych schematów sezonowości warunkowo względem każdej ze 186 zmiennych objaśniających i ich kombinacji nie jest konieczne.

4.3 Modele prognostyczne – metoda bezpośrednia

W badaniu wykorzystano metodę prognozowania bezpośredniego (ang. *direct forecasting*)²⁷, czyli dla prognozy określanej w horyzoncie h miesięcy ($h = 1, \dots, 12$) konstruowany jest model prognostyczny oparty jedynie na obserwacjach zmiennych objaśniających dostępnych h miesięcy wcześniej. Konsekwencją przyjęcia tego podejścia jest określanie oddzielnych modeli na każdy horyzont prognozy, zamiast jednego modelu na wszystkie okresy, co może być korzystne, jeśli model jednookresowy nie jest poprawnie określony. Niebezpieczeństwo w

²⁵ Przyjmujemy de facto założenie, że inflacja w ujęciu miesiąc do miesiąca jest procesem stacjonarnym.

²⁶ Inne podejście może polegać na przyjęciu stałego schematu sezonowości dla zmiennej objaśnianej przy zastosowaniu umownych zmiennych sezonowych. Schemat ten zwany sezonowością deterministyczną pozwala uwzględnić wpływ zmiennych objaśniających na sezonowość zmiennej objaśnianej, ale nie jest odpowiedni, gdy współczynniki sezonowości zmieniają się w sposób systematyczny.

²⁷ Bezpośrednia metoda prognozowania jest często przeciwstawiana dynamicznym prognozom z modelu autoregresyjnego uzyskiwanym w procedurze iteracyjnej (ang. *iterated forecasting*).

stosowaniu tej metody polega na możliwości zbyt silnego dopasowania modelu do wartości obserwowanych w wybranym okresie testowym. W efekcie modele dobrze dopasowane w próbie, nie zawsze są przydatne w prognozach poza próbę. Dyskusję nad zastosowaniem tej koncepcji w prognozowaniu inflacji można znaleźć w pracy Stock i Watson (2008).

Rozważane liniowe modele wskaźników wyprzedzających (LI) przyjmują następującą postać ogólną:²⁸

$$\hat{\pi}_{t+h|t}^{SA} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^I \sum_{j=0}^J \alpha_{i,j} LI_{i,t-j} \quad (1)$$

Oznaczenia zmiennych:

$\hat{\pi}_{t+h|t}^{SA}$ - prognoza odsezonowanego wskaźnika inflacji CPI m/m (okres poprzedni=1) na okres $t + h$ uzyskana na podstawie informacji dostępnej do okresu t ,

$LI_{i,t-j}$ - wiodący wskaźnik inflacji opóźniony o j okresów, który wyznaczono jedną z metod opisanych w części 5 tego opracowania, $\alpha_{i,j}$ - ocena parametru uzyskana metodą najmniejszych kwadratów (MNK) dla tego wskaźnika, $I = 1,2,3,4,5$ - maksymalna liczba zmiennych wyprzedzających, $J = 0,1,2$ - maksymalny rząd opóźnień.

Następnie do prognozy wskaźnika inflacji m/m dodawany jest komponent sezonowy uzyskany w procedurze Tramo/Seats, a wyniki prognoz zostają przedstawione w ujęciu r/r i porównane z realizacjami.

4.4 Modele wzorcowe

Do porównań jakości prognoz jako wzorcowych modeli prognostycznych użyto²⁹:

- modeli autoregresyjnych dla wskaźnika inflacji m/m po odsezonowaniu, metoda bezpośrednia – oznaczenie **AR**:

$$\hat{\pi}_{t+h|t}^{SA} = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_t^{SA} \quad (2)$$

- oraz dwóch metod naiwnych:
 - o metody naiwnej z sezonowością dla inflacji m/m – oznaczenie **RW_mm**

$$\hat{\pi}_{t+h|t} = \pi_{t+h-12} \quad (3)$$

- o metody naiwnej dla inflacji r/r – oznaczenie **RW_rr**:

$$\hat{\pi}_{t+h|t}^{rr} = \pi_t^{rr} \quad (4)$$

gdzie π_t – wskaźnik inflacji CPI w ujęciu m/m (indeks, okres poprzedni=1),

²⁸ Przyjmowanie opóźnień dla wskaźników wyprzedzających większych niż h miesięcy oraz opóźnionych składników autoregresyjnych ($t - 1$; $t - 2$) nie przynosiło jakościowo różnych wyników prognostycznych dla wskaźników indywidualnych – ich wyniki prezentujemy w załączniku. Korzyści ze stosowania w prognozach informacji dostępnych w okresach wcześniejszych niż t pojawiają się natomiast w metodach konstrukcji wskaźników syntetycznych na etapie tworzenia wspólnych czynników (patrz sekcja 5.4).

²⁹ Analogicznie, jak dla wskaźników wyprzedzających miesięczne prognozy inflacji są składane do wskaźnika rok do roku.

π_t^{rr} , $\hat{\pi}_{t+h|t}^{rr}$ – wskaźnik inflacji CPI r/r (analogiczny okres roku poprzedniego=1) i jego prognoza na okres $t + h$ uzyskana na podstawie informacji dostępnych do okresu t .

4.5 Założenia eksperymentu prognostycznego

Wg schematu przedstawionego w Załączniku A wykonano eksperymenty prognostyczne poza próbę typu *real-time* tj. oparte na danych rzeczywiście dostępnych w chwili formułowania prognoz, czyli w dniu publikacji danych o inflacji za poprzedni miesiąc. Dane poddane były rekurencyjnie procedurze odsezonowania (Tramo/Seats), a parametry stosowanych modeli prognostycznych (1) i (2) reestymowano metodą najmniejszych kwadratów w oparciu o dane dostępne do okresu t z wykorzystaniem stałego okna estymacji (ang. *rolling window*). Eksperymenty polegały na wykonaniu prognoz inflacji na h miesięcy naprzód³⁰ ($h = 1, 2, \dots, 12$) każdorazowo na podstawie oddzielnej generacji danych dostępnych co miesiąc w okresie od grudnia 2009 – do sierpnia 2011 r.

Szczegółowy układ prognoz – wspólny dla wszystkich metodami i schemat liczenia błędów prognoz przyjęty w eksperymencie pozwala na weryfikację prognoz inflacji rok do roku poza próbę kolejno na podstawie: 21 obserwacji dla prognoz na $h = 1$, dwudziestu na $h = 2$, ..., dziesięciu na $h = 12$.

³⁰ Prognozowanie na jeden okres naprzód ($h = 1$), zwane *nowcastingiem*, dotyczy w zasadzie prognozy zmiennej na bieżący miesiąc. Określenia h okresów naprzód używamy w kontekście dostępności danych, a nie w odniesieniu do bieżącego okresu, w którym te dane są publikowane.

5 Konstrukcja wskaźników wyprzedzających

5.1 Indywidualne wskaźniki wiodące

Wszystkie odsezonowane zmienne z bazy danych $\tilde{x}_{i,t}$ ($i = 1, 2, \dots, 186$) traktujemy jako potencjalnych kandydatów na wskaźniki wiodące w równaniu (1), a ich wyboru dokonujemy na podstawie wartości kryteriów informacyjnych poszczególnych modeli w próbie³¹. Ze względu na niestabilność wyników wyboru najlepszych predyktorów dokonywanego w kolejnych (pokrywających się) podpróbach o stałej liczbie obserwacji (por. Tabela 3) utworzono rankingi najlepszych wskaźników indywidualnych dla wybranego okresu testowego. Okres testowy poprzedza okres weryfikacji prognoz i składa się z sześciu generacji danych, z których pierwsza zawiera dane o inflacji do czerwca 2009, a ostatnia – do listopada 2009 r. Kolejnym zmiennym w rankingach dla tych generacji danych przypisano punkty od 30 (dla pozycji 1) do 1 (dla pozycji 30). Przy pomocy tak określonej punktacji powstał ranking wskaźników indywidualnych prezentowany w Tabeli 4.

Celem przedstawionej procedury wyboru wskaźników indywidualnych jest sprawdzenie, czy jakość prognoz wskaźników indywidualnych poza próbę ma związek z jakością dopasowania modeli wskaźników wyprzedzających w próbie, oraz liczbą zmiennych, którą ten model uwzględnia. W tym celu porównano wygenerowane ścieżki prognoz dla wszystkich modeli wskaźników indywidualnych według schematu określonego w opisie eksperymentu prognostycznego (por. zacieniowany okres weryfikacji prognoz na różne horyzonty w Tabeli 6 w Załączniku A).

5.2 Syntetyczne wskaźniki wiodące

W klasycznej analizie regresji (prowadzonej na przykład na podstawie indywidualnych wskaźników wiodących) oczekiwany błąd prognozy jest proporcjonalny do ilorazu liczby zmiennych objaśniających do liczby obserwacji (N/T). Wynika to z błędu, jaki popełniamy szacując parametry modelu metodą MNK (por. Stock i Watson, 2006a). Gdy liczba wybranych predyktorów w modelach wskaźników indywidualnych przekracza kilkanaście zmiennych, wpływ błędu estymatora na błędy prognoz przestaje być zanedbywalnie mały. W tej sytuacji lepszym rozwiązaniem może być utworzenie na podstawie wskaźników indywidualnych jednej lub kilku zmiennych syntetycznych opisujących jak największą część zmienności szeregów w danej grupie. W tym celu informację pochodzącą z wybranej grupy zmiennych kondensujemy do jednego lub kilku wspólnych czynników.

³¹ Jako kryterium wyboru modelu w próbie przyjęto bayesowskie kryterium informacyjne Schwarza. Dla modeli o tej samej liczbie zmiennych błąd standardowy reszt daje identyczną informację co kryteria informacyjne.

Zmienne te zostały pogrupowane w 11 kategorii (por. Załącznik B Tabela 7) na podstawie kryteriów ekonomicznych (rodzaj informacji) i statystycznych (źródła i aktualność informacji).

Są to:

- podstawowe informacje o cenach konsumenta (indeks CPI ogółem, miary inflacji bazowej), wyniki badań ankietowych oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych (IPSOS), oraz średniotygodniowe ceny na stacjach paliw (e-petrol.pl) - oznaczenie BAZA,
- ceny żywności (komponenty CPI wg GUS dla grupy żywność i napoje), oraz średniotygodniowe ceny z raportów Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi - ZYWN,
- ceny towarów i usług (komponenty CPI wg GUS dla pozostałych grup towarów i usług z wyłączeniem składników inflacji bazowej, oraz cen żywności) - TiU,
- wybrane wskaźniki z ankietowych badań koniunktury GUS dotyczące aktywności handlu i tendencji zmian cen - HiC,
- wybrane wskaźniki z ankietowych badań koniunktury GUS dotyczące sytuacji w przemyśle i budownictwie) - PiB,
- codzienne informacje z rynków finansowych o stopach procentowych i stopach zwrotu z indeksów giełdowych z serwisu Reuters - RF,
- dane dotyczące podaży pieniądza, salda rezerw obowiązkowych i aktywów Monetarnych Instytucji Finansowych wg NBP - PIEN,
- miesięczne informacje o cenach surowców i dóbr rolnych na rynkach światowych (Międzynarodowy Fundusz Walutowy) - MFW,
- wewnętrzne warunki gospodarcze (informacje o produkcji wg branż: przemysł, budownictwo, handel oraz indeksy cen PPI wg GUS) - WWG,
- zewnętrzne warunki gospodarcze (obroty handlu zagranicznego wg GUS oraz codzienne informacje o kursach walut - NBP) - ZWG,
- pozostałe informacje z kraju (informacje o aktywności ekonomicznej ludności i sytuacji budżetu państwa wg GUS) - KRAJ.

Spośród pełnego zbioru odsezonowanych i wystandaryzowanych zmiennych, $\tilde{x}_{i,t}$ (obejmującego również ich opóźnienia) wybieramy predyktory odpowiadające wymienionym 12 grupom prognostycznym³². W oparciu o predyktory należące do jednej grupy wyznaczamy rekurencyjnie jeden lub kilka wspólnych czynników uzyskanych metodą analizy głównych składowych (ang. *Principal Component Analysis*, PCA):

$$\hat{f}_{j,t}^h = \sum_{i \in E} \hat{\lambda}_{i,j} \tilde{x}_{i,t} \quad (5)$$

³² Załącznik B zawiera szczegółowe informacje o liczebności grup, opóźnieniach w publikacji danych i dokonanych transformacjach.

gdzie $\hat{\lambda}_{i,j}$ jest współczynnikiem stojącym przy zmiennej o numerze i w wektorze własnym odpowiadającym j -tej największej wartości własnej macierzy kowariancji wystandaryzowanych zmiennych $\tilde{x}_{i,t}$ pochodzących z danej grupy prognostycznej ($i \in E$, $E = \text{BAZA, ZYWN, TiU, HiC, PiB, RF, PIEN, MFW, WWG, ZWG, KRAJ}$).

Wspólne czynniki wyznaczone na podstawie formuły (5) wykorzystywane są następnie jako wskaźniki wiodące w równaniu (1). Analiza jakości prognostycznej czynników uzyskanych na podstawie grup zmiennych może być również traktowana jako wskazówka w zakresie zawartości informacyjnej zmiennych opisujących kształtowanie się zjawisk inflacyjnych w polskiej gospodarce. Do weryfikacji prognoz stosujemy reguły eksperymentu prognostycznego opisanego w części 4.5. Problem braku synchronizacji terminów publikacji danych statystycznych rozwiązano umieszczając w bazie każdą obserwację w terminie jej publikacji. Odpowiada to regułom bezpośredniej metody prognozowania opisaney w części 4.3.

Jakość prognoz prezentowanych modeli sprawdzana była pod kątem wpływu zmiany postaci modelu. I tak w modelach dla wskaźników indywidualnych i syntetycznych testowano wpływ wprowadzenia większej liczby opóźnień. Eksperymenty te nie przynosiły poprawy jakości prognoz modeli wskaźników indywidualnych, natomiast korzyści można było zaobserwować dla niektórych wskaźników syntetycznych (w wynikach prezentujemy modele o rzędzie opóźnień 1). Z kolei wprowadzanie kolejnych czynników odpowiadających za kolejne frakcje zmienności w grupie zmiennych okazywało się działaniem o małym znaczeniu dla jakości prognoz, dlatego prezentujemy tylko wyniki prognoz uzyskane w oparciu o modele prognostyczne z jednym wspólnym czynnikiem.

6 Wyniki empiryczne

Prognozy inflacji CPI oceniamy poza próbą, w której dokonujemy estymacji modeli. W tym celu syntetyczne miary błędów prognoz *ex post* (pierwiastek błędu średniokwadratowego RMSE, błąd średni ME i błąd absolutny MAE) liczymy dla wskaźników wyprzedzających w okresie weryfikacji na podstawie 20 zrealizowanych ścieżek generowanych od grudnia 2009 r. Uzyskane wyniki porównujemy z wynikami dla metod wzorcowych uzyskanymi w takim samym okresie weryfikacji. Ze względu na przyjęty schemat eksperymentu progностycznego liczba uzyskanych błędów prognoz *ex post* na poszczególne horyzonty nie jest stała (por. Załącznik A Tabela 6).

6.1 Modele wzorcowe (benchmarki)

Spośród modeli wzorcowych najbardziej dokładne prognozy w okresie weryfikacji (wg kryterium RMSE i MAE) uzyskujemy przy pomocy modelu autoregresyjnego (por. model AR w Tabeli 2 i na Rysunku 2). Metody naiwne, w których prognozę inflacji konstruuje się na podstawie wskaźników inflacji m/m z analogicznego okresu roku poprzedniego (metoda RW_mm) lub na podstawie ostatniej wartości wskaźnika inflacji w ujęciu rok do roku (RW_rr), cechuje niższa jakość prognoz w tym samym okresie. Błąd RMSE z modelu autoregresyjnego jest niższy od błędu prognoz dla metod naiwnych średnio o 25%, przy czym przewaga modelu AR jest największa dla horyzontów od 2 do 7 miesięcy i stopniowo maleje do 6% dla horyzontu 12 miesięcy.

Tabela 2: Błędy prognoz poza próbą w okresie weryfikacji od grudnia 2009 do sierpnia 2011 r. dla wybranych horyzontów prognozy.

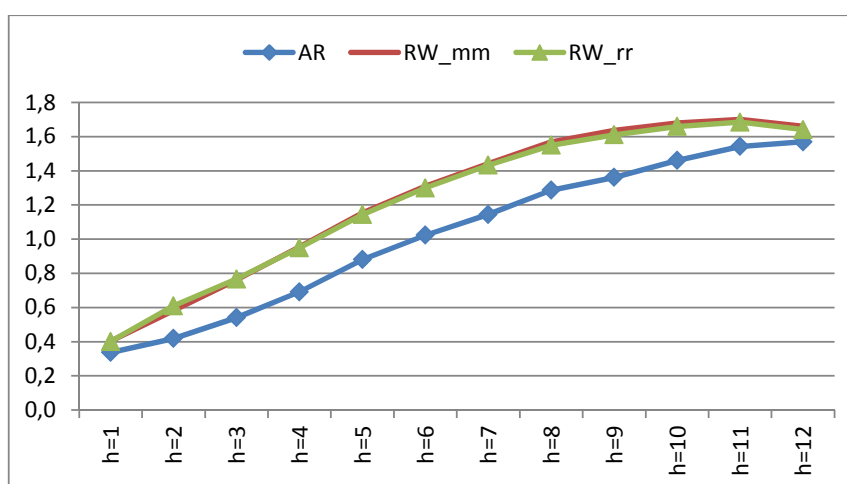
metoda	miara	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 9$	$h = 12$
AR	RMSE	0.34	0.54	1.02	1.36	1.57
	MAE	0.26	0.40	0.79	1.10	1.39
	ME	0.05	0.22	0.62	1.03	1.38
RW_mm	RMSE	0.40	0.76	1.31	1.64	1.66
	MAE	0.34	0.68	1.16	1.45	1.41
	ME	0.03	0.14	0.49	0.87	1.15
RW_rr	RMSE	0.40	0.77	1.30	1.61	1.64
	MAE	0.34	0.67	1.14	1.43	1.39
	ME	0.04	0.16	0.49	0.87	1.16

Źródło: Obliczenia własne.

Prognozy na podstawie modeli wzorcowych były w okresie weryfikacji na ogół niedoszacowane, ale nie w tym samym stopniu. Prognozy na podstawie modelu AR charakteryzują się dla każdego horyzontu większym obciążeniem niż prognozy na podstawie

metod naiwnych. Stopień obciążenia prognoz z modelu AR (mierzony ilorazem błędów ME i MAE) osiąga 90% dla horyzontów większych niż 6 miesięcy, co oznacza, że są one prawie systematycznie obciążone. Mimo tej wady na następnych wykresach oraz w zestawieniach tabelarycznych w tekście błędy RMSE pozostałych metod prezentowane są w ujęciu relatywnym (oznaczenie *RRMSE*) tj. wyrażone są jako iloraz błędu RMSE danej metody w stosunku do błędu RMSE dla prognoz AR liczonych w tym samym okresie weryfikacji.

Rysunek 2: Porównanie błędów RMSE dla modeli wzorcowych AR, RW_mm, RW_rr w okresie weryfikacji od grudnia 2009 do sierpnia 2011 r.



Źródło: Obliczenia własne

6.2 Modele dla wskaźników indywidualnych w próbie

Początkowo planowano dokonywać wyboru wskaźników wyprzedzających każdorazowo co miesiąc na podstawie najnowszej generacji danych. Ze względu na wrażliwość metody na napływ nowych informacji skład zbioru najlepszych predyktorów wykorzystywanych do modelu wskaźników wyprzedzających musiałby co miesiąc ulegać zmianie. Tabela 3 na przykładzie jednej z częściej wybieranych zmiennych (wskaźnika PPI cen produktów rafinacji ropy i koksu, symbol WWG PPI_C19) pokazuje, jak niestabilny byłby taki wybór. Na przykład, o ile dla modelu prognostycznego na 6 miesięcy naprzód wskaźnik WWG PPI_C19 jest najsilniej skorelowany w generacji danych z lipca 2009 (zawierającej dane o inflacji do czerwca 2009 r.), to dla generacji danych z sierpnia 2009 r. dwie inne zmienne są silniej skorelowane ze wskaźnikiem inflacji, a we wrześniu 2009 r. pozycja tej zmiennej w rankingu jest niższa niż 5. Takie zmiany wyboru predyktorów mogłyby utrudnić interpretację i komunikację wyników. Dlatego do ustalenia wyboru rankingu wskaźników indywidualnych użyto średniej dla generacji danych obserwowanych od czerwca 2009 do listopada 2010 r. według metody opisanej w części 5.1. Ranking tych zmiennych według horyzontów przedstawiono w Tabeli 4.

Tabela 3: Pozycja w kolejnych rankingach wskaźników wyprzedzających wskaźnika cen produkcji sprzedanej koksu i produktów rafinacji ropy (WWG PPI_C19) na horyzonty od 1 do 12 miesięcy (generacje danych od lipca 2009 do czerwca 2010 r.).

	lip 09	sie 09	wrz 09	paź 09	lis 09	gru 09	sty 10	lut 10	mar 10	kwi 10	maj 10	cze 10
$h = 1$	1	1	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3
$h = 2$	1	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3
$h = 3$	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3
$h = 4$	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3	<5
$h = 5$	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3	<5	<5
$h = 6$	1	3	<5	3	3	3	3	3	3	<5	<5	<5
$h = 7$	3	<5	3	3	3	3	3	3	<5	<5	<5	<5
$h = 8$	<5	3	3	3	3	3	3	<5	<5	<5	<5	2
$h = 9$	3	3	3	3	3	3	<5	<5	<5	<5	2	2
$h = 10$	3	3	3	3	3	<5	<5	<5	<5	2	2	1
$h = 11$	3	3	3	3	<5	<5	<5	<5	2	2	1	1
$h = 12$	3	3	3	<5	<5	<5	<5	2	2	1	1	2

Źródło: Obliczenia własne. Liczba w tabeli „< 5” oznacza, że numer pozycji w danym rankingu jest mniejszy od 5. Szarym tłem oznaczono generacje danych wykorzystane do wyboru wskaźników indywidualnych w próbie (okres testowy).

Z regularnych zmian pozycji w rankingach najlepszych predyktorów (nie tylko tego prezentowanego w Tabeli 3 dla zmiennej PPI_C19) można wyciągnąć następujące wnioski:

- indywidualne wskaźniki wyprzedzające są charakterystyczne raczej dla próby, w której dokonujemy ich wyboru niż dla horyzontów modelu prognostycznego,
- przydatność wyboru najlepszych predyktorów stopniowo dezaktualizuje się w prognozach poza próbę.

W rankingach wskaźników indywidualnych najlepiej opisujących zmienność inflacji CPI w próbie (Tabela 4) dominują wskaźniki cen PPI i CPI dla niektórych grup produktów: przede wszystkim produktów rafinacji ropy i koksu (symbol WWG PPI_C19), oraz artykułów i usług medycznych (głównie leków, TIU Leki), a także napojów bezalkoholowych (ZYWN Napoje). Dla krótkich horyzontów prognozy ($h \leq 6$) w rankingach 3 najlepszych wskaźników indywidualnych pojawia się jeszcze wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w przemyśle przetwórczym (PiB Klimat), a dla dłuższych horyzontów prognozy ($h > 7$) najlepszą zmienną objaśniającą w okresie testowym była zmiana wskaźnika liczby bezrobotnych zarejestrowanych w urzędach pracy (KRAJ Bezrobocie). Można sformułować wstępny wniosek, że wybrane w procedurze wskaźniki wyprzedzające dla horyzontów prognozy do 12 miesięcy dotyczą dwóch aspektów zmian cen: efektów przenoszenia cen w gospodarce (w krótszym okresie), oraz wpływu koniunktury gospodarczej (w dłuższym okresie). Należy jednak pamiętać, że

dokonywany wybór wskaźników indywidualnych silnie zależy od próby, na której go przeprowadzamy.

Tabela 4: Rankingi trzech „najlepszych w próbie” wskaźników wyprzedzających inflacji na horyzonty od 1 do 12 miesięcy (okres testowy generacje danych: lipiec – grudzień 2009 r.).

Rankingi	Pozycja 1	Pozycja 2	Pozycja 3
$h = 1$	WWG PPI_C19	ZYWN Napoje	PiB Klimat
$h = 2$	WWG PPI_C19	PiB Klimat	ZYWN Napoje
$h = 3$	WWG PPI_C19	TiU Leki	PiB Klimat
$h = 4$	TiU Leki	WWG PPI_C19	PiB Klimat
$h = 5$	TiU Leki	WWG PPI_C19	PiB Klimat
$h = 6$	TiU Leki	WWG PPI_C19	PiB Klimat
$h = 7$	TiU Leki	KRAJ Bezrobocie	WWG PPI_C19
$h = 8$	KRAJ Bezrobocie	TiU Leki	WWG PPI_C19
$h = 9$	KRAJ Bezrobocie	TiU Leki	WWG PPI_C19
$h = 10$	KRAJ Bezrobocie	TiU Leki	WWG PPI_C19
$h = 11$	KRAJ Bezrobocie	TiU Leki	WWG PPI_C19
$h = 12$	KRAJ Bezrobocie	TiU Leki	WWG PPI_C19

Źródło: Obliczenia własne. Oznaczenia zmiennych wyjaśnione w tekście.

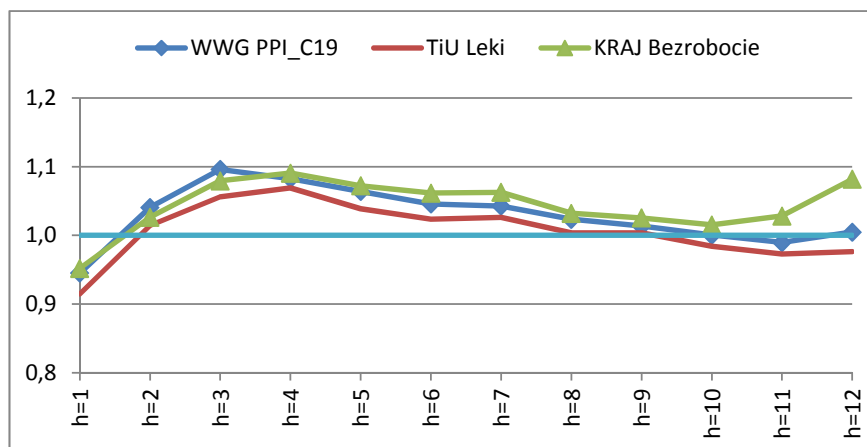
6.3 Modele dla wskaźników indywidualnych poza próbą

Na podstawie indywidualnych wskaźników wyprzedzających uzyskano w okresie weryfikacji grudzień 2009-sierpień 2011 r. następujące wyniki prognoz poza próbę³³:

1. Spośród jednoelementowych wskaźników wiodących (tych z kolumny Pozycja 1 w Tabeli 4) zastosowanych w modelu (1) dla analizowanych horyzontów prognoz redukcję błędu RMSE w porównaniu do metody autoregresyjnej uzyskano jedynie dla $h = 1$ i dla horyzontów pow. 9 miesięcy. Największe redukcje błędów RMSE dotyczyły wskaźnika TiU Leki o 9% dla $h = 1$ i o 2% dla $h > 9$. Dla pozostałych horyzontów prognozy na podstawie wybranych w okresie testowym wskaźników indywidualnych uzyskano prognozy o porównywalnej lub niższej jakości od najlepszego modelu wzorcowego (AR) – por. Rysunek 3.

³³ Szczegółowe wyniki prognoz dla wybranych wskaźników indywidualnych zawarte są w Załączniku C Tabela 8.

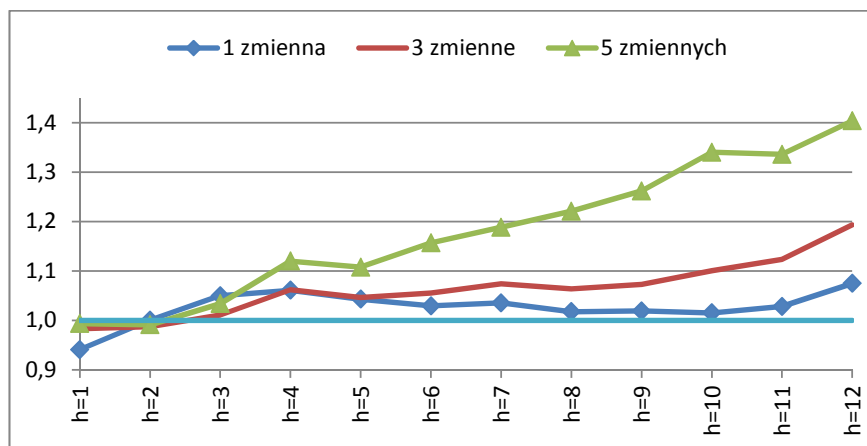
Rysunek 3: Relatywny błąd $RMSE$, w okresie weryfikacji od grudnia 2009 do sierpnia 2011 r., dla wybranych w okresie testowym indywidualnych wskaźników wyprzedzających.



Źródło: Obliczenia własne

- Wybierając oddzielnie na każdy horyzont I najlepszych wskaźników indywidualnych (wraz z ich opóźnieniami) i oceniając takie prognozy po złożeniu do r/r (por. Rysunek 4) można zauważyć, że wraz ze wzrostem liczby zmiennych znacząco spada relatywna jakość uzyskiwanych prognoz, szczególnie dla dłuższych horyzontów prognoz (szczegółowe wyniki błędów $RMSE$ zawarte są w Tabeli 9 w Załączniku C).

Rysunek 4: Relatywny błąd $RMSE$, w okresie weryfikacji od grudnia 2009 do sierpnia 2011 r., dla zbioru 1, 3 i 5 „najlepszych” indywidualnych wskaźników wyprzedzających.

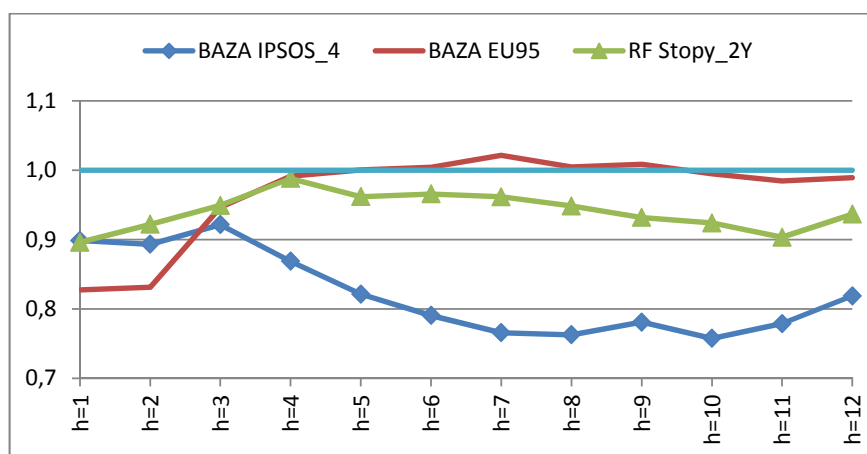


Źródło: Obliczenia własne

- W okresie weryfikacji prognoz od grudnia 2009 do sierpnia 2011 r. przy pomocy niektórych indywidualnych wskaźników wyprzedzających z bazy danych można było uzyskać znaczną redukcję błędów prognoz. Spośród pełnego zestawu 186 zmiennych były to na przykład tygodniowe informacje o cenach paliw (zmienna BAZA EU95) dla krótkich horyzontów $h < 4$, czy stopy rentowności 2-letnich obligacji Skarbu Państwa – dla dłuższych

horyzontów (RF Stopy_2Y na Rysunku 5). Jednak największe redukcje błędu $RMSE$ w porównaniu do modelu autoregresyjnego średnio o 18% dawało wykorzystanie w prognozowaniu przewidywań dotyczących przyszłej inflacji przez konsumentów (frakcja odpowiedzi na 4 pytanie w ankiecie IPSOS – zmienna BAZA IPSOS_4 na Rysunku 5). Należy jednak zauważyć, że jest to wynik silnie zdeterminowany wyborem okresu weryfikacji prognoz, a wymienione zmienne w ogóle nie pojawiły się w rankingu sześciu najlepszych zmiennych ustalanych na podstawie okresu testowego.

Rysunek 5: Relatywny błąd $RMSE$, w okresie weryfikacji od grudnia 2009 do sierpnia 2011 r., dla wybranych indywidualnych wskaźników wyprzedzających.



Źródło: Obliczenia własne

6.3 Wskaźniki syntetyczne

Z przeprowadzonej analizy wynika, że wskaźniki indywidualne, które wykazały w próbie (w okresie testowym) dobre dopasowanie, nie były na ogół lepszymi predyktorami inflacji w porównaniu do wskaźników, których nie wybrano w próbie. Relacja siły objaśniania inflacji w próbie do zdolności predykcyjnej poza próbę okazała się zbyt słaba, żeby można było na niej polegać w wyborze wskaźników indywidualnych. Dodatkowo wobec konstrukcji prognoz dla wskaźników wyprzedzających na podstawie ostatniej obserwacji, opieranie się na jednym wskaźniku może powodować nietypowy przebieg całej ścieżki prognoz w danej rundzie progностycznej wskutek wystąpienia obserwacji nietypowej. Z kolei jakość prognoz na podstawie większej liczby wskaźników wyprzedzających silnie spada w okresie weryfikacji wraz ze wzrostem ich liczby. Dlatego w celu wyeliminowania ryzyka wyboru zbyt małej liczby wskaźników wyprzedzających i obciążenia prognoz informacje w modelach dla wskaźników syntetycznych uzyskujemy na podstawie wspólnych czynników dla jednolitych grup zmiennych.

Wyniki uzyskane na podstawie ścieżek wygenerowanych poza próbę od grudnia 2009 do sierpnia 2011 r. w porównaniu z modelem wzorcowym AR i najlepszymi wskaźnikami indywidualnymi wskazują na (szczegółowe wyniki prezentowane są w Załączniku C Tabela 10):

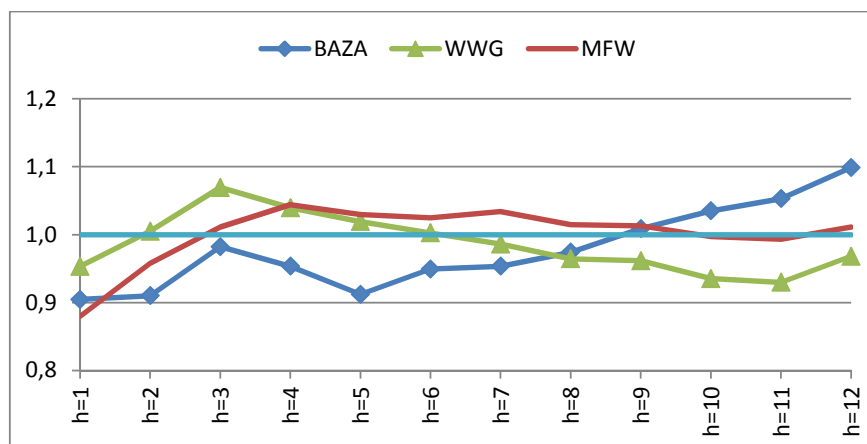
1. Pomimo wykorzystania dużej liczby zmiennych i oszczędnej parametryzacji modeli wskaźniki syntetyczne charakteryzowały się błędami prognoz RMSE porównywalnymi do modelu autoregresyjnego. Nie było wśród nich wskaźnika uniwersalnego – dającego najdokładniejsze prognozy na wszystkie horyzonty. Dla poszczególnych horyzontów prognoz można było jednak wskazać wskaźniki o zadowalającej jakości prognoz. W okresie weryfikacji w nowcastingu ($h = 1$) błąd prognozy RMSE uzyskany na podstawie wspólnego czynnika z wybranych stóp zwrotu surowców (model MFW w Tabeli 5) był o 12% mniejszy niż dla modelu autoregresyjnego. Największą redukcję błędów w porównaniu z modelem AR dla horyzontów prognoz do 6 miesięcy naprzód uzyskano na podstawie podstawowego zbioru informacji o cenach konsumenta CPI i wyniosła ona w okresie weryfikacji ok. 6% (zmienna BAZA na Rysunku 6). Dla dłuższych horyzontów prognoz ($h > 6$) największą redukcję błędów prognoz (średnio o 4%) dawało wykorzystanie „twardych” danych GUS o wewnętrznej sytuacji gospodarczej kraju (zmienna WWG). Dla horyzontów pow. 6 miesięcy prognozy na podstawie wszystkich modeli wskaźników syntetycznych są silnie i niemal systematycznie niedoszacowane ($ME \approx MAE$).

Tabela 5: Błędy prognoz poza próbę dla modeli syntetycznych w okresie weryfikacji od grudnia 2009 do sierpnia 2011 r. dla wybranych horyzontów prognozy.

model	miara	$h = 1$	$h = 3$	$h = 6$	$h = 9$	$h = 12$
BAZA	RRMSE	0,90	0,98	0,95	1,01	1,10
	MAE	0,23	0,40	0,78	1,14	1,54
	ME	0,04	0,20	0,64	1,10	1,54
WWG	RRMSE	0,95	1,07	1,00	0,96	0,97
	MAE	0,24	0,43	0,75	1,09	1,35
	ME	0,06	0,24	0,65	1,04	1,35
MFW	RRMSE	0,88	1,01	1,02	1,01	1,01
	MAE	0,23	0,39	0,80	1,12	1,41
	ME	0,08	0,29	0,70	1,06	1,41

Źródło: Obliczenia własne.

Rysunek 6: Relatywny błąd *RMSE*, w okresie weryfikacji od grudnia 2009 do sierpnia 2011 r., dla wybranych syntetycznych wskaźników wyprzedzających.



Źródło: Obliczenia własne

- Stosunkowo najmniej przydatne w prognozowaniu inflacji okazały się syntetyczne informacje pochodzące z agregatów rynku pieniężnego (grupa PIEN), a także zawarte w komponentach CPI dotyczących zmian cen żywności (ZYWN) i cen pozostałych towarów i usług konsumpcyjnych z wyłączeniem cen żywności (TiU). Te najmniej dokładne modele wskaźników syntetycznych dawały jednak błędy *RMSE* niższe niż błędy dla najmniej dokładnych modeli dla 186 badanych wskaźników indywidualnych (por. Załącznik C Tabela 8 i 9).

7 Podsumowanie

W wyniku przeprowadzonych eksperymentów prognostycznych udało się ustalić, że spośród rozważanych modeli wzorcowych najlepszą jakość prognoz w okresie weryfikacji uzyskujemy przy pomocy modelu autoregresyjnego (AR), który w prognozach poza próbę wykorzystuje tylko opóźnienie odpowiadające horyzontowi prognozy (metoda bezpośrednia). Większość indywidualnych modeli wskaźnikowych w porównaniu z modelem AR ze zmienną sezonowością nie wykazała przewagi w wybranych okresach weryfikacji prognoz. Był to zatem - podobnie jak w innych badaniach empirycznych dotyczących inflacji - dosyć wymagający punkt odniesienia dla jakości prognoz. Ponadto sprawdzono, że wybór wskaźników indywidualnych na podstawie siły dopasowania modeli w próbie nie był na ogół optymalny z punktu widzenia uzyskania jak największej dokładności prognoz poza próbę. Spośród dużego zbioru danych można było wybrać wskaźniki, które charakteryzowały się jakością prognoz lepszą niż model autoregresyjny, jednak nie były to wskaźniki wykazujące najlepsze dopasowanie w próbie. Również dobieranie wskaźników indywidualnych oddzielnie na każdy horyzont bądź zwiększanie ich liczby w modelach prognostycznych nie poprawiało znacząco dokładności prognoz poza próbę.

Wyniki eksperymentu prognostycznego typu *real-time* dla wskaźników syntetycznych wskazują na to, że występują korzyści z łączenia za pomocą analizy czynnikowej informacji pochodzącej ze zmiennych pogrupowanych uprzednio wg kryteriów ekonomicznych. Uzyskiwanie na podstawie takich grup zmiennych syntetycznej informacji za pomocą pierwszej głównej składowej może przynosić korzyści w postaci redukcji błędów prognoz poza próbę w porównaniu do wzorcowego modelu autoregresyjnego z sezonowością. W przyjętym okresie weryfikacji prognoz (grudzień 2009-sierpień 2011 r.) warto odnotować, że największą redukcję błędów prognoz w horyzoncie do 6 miesięcy uzyskano na podstawie podstawowego zestawu zmiennych często monitorowanego przez ekonomistów zajmujących się prognozami inflacji. Zawiera on miary inflacji bazowej, oczekiwań inflacyjnych i bieżące ceny paliw płynnych obserwowane na stacjach. Dla dłuższych horyzontów prognoz zauważalne, choć mniejsze korzyści przynosiło również stosowanie wskaźnika opartego na miesięcznej informacji GUS o aktywności poszczególnych branż gospodarki.

Literatura

- Ang, A., Bekaert, G., Wei, M., 2007. Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better? *Journal of Monetary Economics* 54 (4), 1163-1212.
- Angelini, E., Henry, J., Mestre, R., 2001. *Diffusion index-based inflation forecasts for the euro area*. Working Paper Series 061, European Central Bank.
- Arratibel, O., Kamps, C., Leiner-Killinger, N., 2009. *Inflation forecasting in the new EU member states*. Working Paper Series 1015, European Central Bank.
- Atkeson, A., Ohanian, L. E., 2001. Are Phillips curves useful for forecasting inflation? *Quarterly Review* (Winter), 2-11.
- Banerjee, A., Marcellino, M., Masten, I., 2004. *Forecasting Macroeconomic Variables for the Acceding Countries*. Working Papers 260, IGER (Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research), Bocconi University.
- Banerjee, A., Marcellino, M., Masten, I., 2005. Leading Indicators for Euro-area Inflation and GDP Growth. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 67 (s1), 785-813.
- Baranowski, P., Leszczyńska, A., Szafrński, G., 2010. Krótkookresowe prognozowanie inflacji z użyciem modeli czynnikowych. *Bank i Kredyt* 41 (4), 23-44.
- Białowolski, P., Żochowski, D., 2006. *Wskaźniki wyprzedzające*. Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, Roz. w *Analiza własności prognostycznych komponentów WPI*, 167-197.
- Boivin, J., Ng, S., 2005. Understanding and Comparing Factor-Based Forecasts. *International Journal of Central Banking* 1 (3).
- Brzoza-Brzezina, M., Kotłowski, J., 2009. Bezwzględna stopa inflacji w gospodarce polskiej. *Gospodarka Narodowa* 9 (37).
- Cristadoro, R., Forni, M., Reichlin, L., Veronese, G., 2005. A Core Inflation Indicator for the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking* 37 (3), 539-560.
- Doz, C., Giannone, D., Reichlin, L., 2006. *A Quasi Maximum Likelihood Approach for Large Approximate Dynamic Factor Models*. Working Paper Series 674, European Central Bank.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L., 2001. Coincident and Leading Indicators for the Euro Area. *The Economic Journal* 111 (471), C62-C85.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., Reichlin, L., 2005. The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting. *Journal of the American Statistical Association* 100, 830-840.
- Giannone, D., Matheson, T., 2007. *A New Core Inflation Indicator for New Zealand*. CEPR Discussion Papers 6469, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Hałka A., Leszczyńska A. (2011) -
- Hendry, D. F., Hubrich, K., 2006. *Forecasting economic aggregates by disaggregates*. Working Paper Series 589, European Central Bank.

- Hofmann, B., 2008. *Do monetary indicators lead euro area inflation?* Working Paper Series 867, European Central Bank.
- Kapetanios, G., 2004. A note on modelling core inflation for the UK using a new dynamic factor estimation method and a large disaggregated price index dataset. *Economics Letters* 85 (1), 63-69.
- Kapetanios, G., Marcellino, M., 2003. *A Comparison of Estimation Methods for Dynamic Factor Models of Large Dimensions*. Working Papers 489, Queen Mary, University of London, Department of Economics.
- Kotłowski, J., 2008. *Forecasting inflation with dynamic factor model - the case of Poland*. Working Papers 24, Department of Applied Econometrics, Warsaw School of Economics.
- Łyziak, T., Stanisławska, E., 2008. Consumer Inflation Expectations in Europe: Some Cross-Country Comparisons. *Bank i Kredyt*.
- Reis, R., Watson, M. W., 2010. Relative Goods' Prices, Pure Inflation, and the Phillips Correlation. *American Economic Journal: Macroeconomics* 2 (3), 128_57.
- Stock, J. H., Watson, M. W., 1989. *New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators*. W: NBER Macroeconomics Annual 1989, Volume 4. NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc, 351-409.
- Stock, J. H., Watson, M. W., 2002a. Forecasting Using Principal Components From a Large Number of Predictors. *Journal of the American Statistical Association* 97 (460), 1167-1179.
- Stock, J. H., Watson, M. W., 2002b. Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes. *Journal of Business and Economic Statistics* 20 (2), 147-162.
- Stock, J. H., Watson, M. W., 2003. Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *Journal of Economic Literature* 41 (3), 788-829.
- Stock, J. H., Watson, M. W., 2006a. *Forecasting with Many Predictors*. Vol. 1 of *Handbook of Economic Forecasting*. Elsevier, Roz. 10, 515-554.
- Stock, J. H., Watson, M. W., 2006b. *Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?* NBER Working Papers 12324, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Stock, J. H., Watson, M. W., 2008. *Phillips Curve Inflation Forecasts*. NBER Working Papers 14322, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Ziegler, C., Eickmeier, S., 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.

Załącznik A. Schemat konstrukcji ścieżek prognoz na podstawie kolejnych generacji danych

Symbole kolejnych generacji danych od g1 do g26 umieszczono w Tabeli 6 według daty zbierania danych dla danej generacji (kolumna 1), oraz według okresu i horyzontu prognoz, na który na podstawie danej generacji wykonano prognozy poza próbę (kolumny 3 i kolejne). Szacowane w próbie na generacjach od g1 do g6 modele wskaźników indywidualnych posłużyły do wyboru najlepszych wskaźników indywidualnych (por. Tabela 4) testowanych poza próbę w okresie weryfikacji. Zacieniowanym kolorem oznaczono przyjęty okres weryfikacji prognoz na podstawie generacji danych do g6 do g26.

Tabela 6: Schemat eksperymentu prognostycznego na podstawie 26 generacji danych dostępnych od lipca 2009 do sierpnia 2011 r.

numer generacji danych	miesiąc zebrania danych	Numer generacji danych wykorzystanych do weryfikacji prognoz za dany miesiąc											
		h=1	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	h=7	h=8	h=9	h=10	h=11	h=12
g1	lip-09												
g2	sie-09												
g3	wrz-09												
g4	paź-09												
g5	lis-09												
g6	gru-09	g6											
g7	sty-10	g7	g6										
g8	lut-10	g8	g7	g6									
g9	mar-10	g9	g8	g7	g6								
g10	kwi-10	g10	g9	g8	g7	g6							
g11	maj-10	g11	g10	g9	g8	g7	g6						
g12	cze-10	g12	g11	g10	g9	g8	g7	g6					
g13	lip-10	g13	g12	g11	g10	g9	g8	g7	g6				
g14	sie-10	g14	g13	g12	g11	g10	g9	g8	g7	g6			
g15	wrz-10	g15	g14	g13	g12	g11	g10	g9	g8	g7	g6		
g16	paź-10	g16	g15	g14	g13	g12	g11	g10	g9	g8	g7	g6	
g17	lis-10	g17	g16	g15	g14	g13	g12	g11	g10	g9	g8	g7	g6
g18	gru-10	g18	g17	g16	g15	g14	g13	g12	g11	g10	g9	g8	g7
g19	sty-11	g19	g18	g17	g16	g15	g14	g13	g12	g11	g10	g9	g8
g20	lut-11	g20	g19	g18	g17	g16	g15	g14	g13	g12	g11	g10	g9
g21	mar-11	g21	g20	g19	g18	g17	g16	g15	g14	g13	g12	g11	g10
g22	kwi-11	g22	g21	g20	g19	g18	g17	g16	g15	g14	g13	g12	g11
g23	maj-11	g23	g22	g21	g20	g19	g18	g17	g16	g15	g14	g13	g12
g24	cze-11	g24	g23	g22	g21	g20	g19	g18	g17	g16	g15	g14	g13
g25	lip-11	g25	g24	g23	g22	g21	g20	g19	g18	g17	g16	g15	g14
g26	sie-11	g26	g25	g24	g23	g22	g21	g20	g19	g18	g17	g16	g15
	wrz-11		g26	g25	g24	g23	g22	g21	g20	g19	g18	g17	g16
	paź-11			g26	g25	g24	g23	g22	g21	g20	g19	g18	g17
	lis-11				g26	g25	g24	g23	g22	g21	g20	g19	g18
	gru-11					g26	g25	g24	g23	g22	g21	g20	g19
	sty-12						g26	g25	g24	g23	g22	g21	g20
	lut-12							g26	g25	g24	g23	g22	g21
	mar-12								g26	g25	g24	g23	g22
	kwi-12									g26	g25	g24	g23
	maj-12										g26	g25	g24
	cze-12											g26	g25
	lip-12												g26

Źródło: Opracowanie własne

Załącznik B. Grupy prognostyczne

Tabela 7: Skład grup prognostycznych dla wskaźników syntetycznych, opóźnienia publikacyjne danych przyjęte w bazie i zastosowane dla nich transformacje.

Symbol	Nazwa grupy / zawartość grupy	Liczba zm.	Opóźnienie publikacyjne *	Transformacje
BAZA	Indeksy cen CPI (ogółem i bazowa), tyg. ceny paliw, oczekiwania inflacyjne	11	od 0,5 do 1 miesiąca	Przyrosty, indeksy m/m
ZYWN	Indeksy ceny żywności CPI i ceny z tyg. raportów Min. Rolnictwa)	17	Od 0,5 do 1 miesiąca	Przyrosty, indeksy m/m
TiU	Indeksy cen CPI: towary nieżywnościowe i usługi	23	1 miesiąc	Indeksy m/m
HiC	Wskaźniki koniunktury GUS: handel i ceny	17	1 miesiąc	Przyrosty
PiB	Wskaźniki koniunktury GUS: przemysł i budownictwo	25	1 miesiąc	Przyrosty
RF	Stopy procentowe, rentowności i stopy zwrotu z indeksów giełdowych	15	0,5 miesiąca	Stopy zwrotu
PIEN	Podaż pieniądza, rezerwa obowiązkowa i składniki bilansu MIF	20	Od 2 do 3 miesięcy	Przyrosty logarytmów
MFW	Ceny surowców i produktów rolnych	15	1 miesiąc	Przyrosty logarytmów
HiC	Wskaźniki koniunktury GUS: handel i ceny	17	1 miesiąc	Przyrosty
PiB	Wskaźniki koniunktury GUS: przemysł i budownictwo	25	1 miesiąc	Przyrosty
WWG	Wewnętrzne warunki gospodarcze: indeksy aktywności i cen wg branż	15	2 miesiące	Przyrosty log., indeksy m/m
ZWG	Zewnętrzne warunki gospodarcze: eksport, import i kursy walutowe	14	Od 0,5 do 3 miesięcy	Przyrosty i przyrosty log.
KRAJ	Rynek pracy i budżet Państwa	14	2 miesiące	Przyrosty i przyrosty log.

* Oznaczenie opóźnienia publikacyjnego jako „0,5 miesiąca” oznacza, że do obliczenia średniej miesięcznej wykorzystywane są dane dzienne z pierwszej połowy bieżącego miesiąca. Dla niektórych grup występują różne opóźnienia publikacji danych dla szeregów składowych.

Załącznik C. Szczegółowe wyniki prognoz inflacji poza próbę na podstawie wskaźników indywidualnych i syntetycznych

Tabela 8: Miary błędów RMSE dla prognoz na podstawie wybranych indywidualnych wskaźników wyprzedzających dla okresu weryfikacji od grudnia 2009 roku do sierpnia 2011 r.

Nazwa zmiennej	h=1	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	h=7	h=8	h=9	h=10	h=11	h=12
BAZA												
Inflacja bazowa	0,34	0,42	0,56	0,72	0,93	1,09	1,23	1,36	1,44	1,51	1,56	1,58
EU95	0,28	0,35	0,51	0,69	0,88	1,03	1,17	1,29	1,37	1,45	1,52	1,55
IPSOS_1	0,30	0,39	0,56	0,70	0,84	1,03	1,17	1,34	1,48	1,68	1,84	2,03
IPSOS_3	0,30	0,39	0,57	0,72	0,86	1,04	1,18	1,33	1,46	1,62	1,77	1,90
IPSOS_4	0,30	0,37	0,50	0,60	0,72	0,81	0,88	0,98	1,06	1,11	1,20	1,29
ZYWN												
CPI Pieczywo	0,32	0,41	0,51	0,62	0,81	0,89	1,01	1,16	1,39	1,60	1,73	1,81
CPI Nabiał	0,32	0,43	0,59	0,77	0,95	1,09	1,21	1,29	1,34	1,39	1,41	1,44
CPI Napoje	0,32	0,41	0,54	0,77	0,97	1,16	1,34	1,57	1,73	1,94	2,05	2,14
Pszenica (MRol)	0,31	0,42	0,56	0,71	0,88	1,00	1,10	1,20	1,27	1,31	1,36	1,43
Drób (MRol)	0,29	0,37	0,53	0,69	0,86	0,99	1,13	1,19	1,30	1,30	1,42	1,46
TIU												
CPI Energia	0,32	0,42	0,56	0,73	0,91	1,05	1,18	1,30	1,37	1,44	1,50	1,54
CPI Paliwa	0,31	0,42	0,57	0,74	0,92	1,06	1,17	1,28	1,36	1,43	1,50	1,56
CPI Leki	0,31	0,43	0,57	0,74	0,91	1,05	1,17	1,29	1,37	1,44	1,50	1,53
CPI Usługi transp.	0,33	0,44	0,60	0,76	0,95	1,09	1,24	1,37	1,42	1,49	1,56	1,59
CPI Restauracje	0,32	0,40	0,55	0,71	0,93	1,09	1,22	1,35	1,45	1,54	1,62	1,68
RF												
Wibor 1M	0,32	0,42	0,55	0,71	0,89	1,02	1,13	1,23	1,30	1,35	1,39	1,42
Bony SP 12M	0,32	0,40	0,53	0,68	0,87	1,01	1,11	1,19	1,26	1,31	1,33	1,38
Obligacje 2Y	0,30	0,39	0,51	0,68	0,85	0,99	1,10	1,22	1,27	1,35	1,39	1,47
WIG	0,32	0,42	0,57	0,74	0,93	1,08	1,22	1,33	1,39	1,48	1,51	1,54
WIG Banki	0,32	0,42	0,57	0,74	0,92	1,08	1,21	1,33	1,39	1,47	1,50	1,53
PIEN												
M0	0,33	0,42	0,57	0,73	0,92	1,06	1,18	1,29	1,37	1,44	1,50	1,53
M3	0,32	0,42	0,59	0,74	0,93	1,08	1,21	1,32	1,42	1,50	1,57	1,65
Rezerwa obow.	0,32	0,41	0,54	0,69	0,90	1,05	1,18	1,29	1,37	1,43	1,50	1,54
Bilans aktywa zagr.	0,32	0,44	0,59	0,74	0,93	1,06	1,17	1,28	1,35	1,43	1,47	1,51
Dłużne papiery	0,32	0,42	0,58	0,76	0,93	1,07	1,19	1,30	1,38	1,45	1,50	1,54
MFW												
Aluminium	0,32	0,44	0,59	0,75	0,94	1,08	1,21	1,31	1,40	1,46	1,52	1,57
Miedź	0,32	0,42	0,56	0,73	0,92	1,06	1,19	1,30	1,38	1,44	1,50	1,55
Ropa Brent	0,29	0,40	0,55	0,73	0,92	1,06	1,18	1,30	1,37	1,44	1,51	1,55
Ryby	0,30	0,41	0,57	0,75	0,91	1,07	1,19	1,32	1,38	1,44	1,52	1,59
Pszenica	0,31	0,40	0,53	0,67	0,83	0,98	1,11	1,21	1,29	1,38	1,46	1,53

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 8 cd.

Nazwa zmiennej	h=1	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	h=7	h=8	h=9	h=10	h=11	h=12
HiC												
Ceny gosp. dom.	0,32	0,42	0,56	0,72	0,91	1,04	1,17	1,28	1,36	1,45	1,55	1,60
Ceny żywność	0,32	0,42	0,55	0,71	0,91	1,03	1,16	1,27	1,32	1,43	1,56	1,62
Klimat	0,32	0,42	0,57	0,73	0,91	1,05	1,18	1,30	1,37	1,44	1,51	1,54
Zapasy	0,32	0,42	0,57	0,73	0,92	1,06	1,19	1,30	1,37	1,44	1,50	1,54
Zatrudnienie	0,32	0,42	0,57	0,74	0,92	1,07	1,19	1,31	1,37	1,45	1,50	1,54
PiB												
Ogólna sytuacja	0,33	0,42	0,57	0,73	0,93	1,07	1,20	1,30	1,37	1,44	1,50	1,53
Prognoza sytuacji	0,32	0,42	0,57	0,73	0,91	1,03	1,15	1,26	1,33	1,44	1,52	1,56
Prognoza ceny	0,31	0,40	0,56	0,72	0,91	1,05	1,18	1,29	1,36	1,43	1,48	1,52
Art. spożywcze	0,31	0,41	0,55	0,70	0,90	1,04	1,16	1,27	1,33	1,40	1,47	1,52
Aktywność - budown.	0,32	0,42	0,57	0,73	0,92	1,06	1,18	1,30	1,37	1,44	1,50	1,55
WWG												
Prod. budowlana	0,37	0,48	0,67	0,79	0,97	1,06	1,22	1,35	1,45	1,55	1,69	1,61
Prod. przemysłowa	0,32	0,42	0,57	0,73	0,92	1,05	1,18	1,30	1,36	1,43	1,49	1,53
Handel detaliczny	0,33	0,43	0,57	0,74	0,92	1,05	1,18	1,30	1,36	1,45	1,50	1,55
PPI ogółem	0,32	0,42	0,56	0,71	0,90	1,04	1,15	1,26	1,33	1,38	1,43	1,48
PPI_C19	0,32	0,42	0,57	0,74	0,92	1,06	1,19	1,31	1,38	1,45	1,53	1,60
ZWG												
Eksport ogółem	0,32	0,42	0,57	0,74	0,92	1,07	1,19	1,30	1,37	1,45	1,51	1,55
Import ogółem	0,32	0,42	0,57	0,74	0,92	1,06	1,19	1,30	1,37	1,44	1,50	1,54
Import żywność	0,32	0,42	0,57	0,73	0,92	1,06	1,18	1,30	1,37	1,45	1,51	1,55
Kurs EUR/PLN	0,32	0,42	0,57	0,73	0,92	1,06	1,20	1,30	1,37	1,45	1,50	1,53
Kurs USD/PLN	0,32	0,42	0,57	0,74	0,92	1,07	1,21	1,32	1,39	1,47	1,49	1,52
KRAJ												
Bezrobotni - liczba	0,32	0,43	0,58	0,75	0,94	1,09	1,22	1,33	1,40	1,48	1,59	1,70
Przec. wynagrodzenie	0,32	0,43	0,57	0,73	0,93	1,06	1,19	1,31	1,37	1,46	1,53	1,55
Przec. zatrudnienie	0,31	0,40	0,51	0,69	0,87	1,00	1,11	1,22	1,27	1,33	1,37	1,40
Dochody budżet	0,32	0,42	0,57	0,73	0,92	1,05	1,18	1,29	1,37	1,44	1,50	1,54
Wydatki budżet	0,32	0,42	0,57	0,74	0,93	1,06	1,19	1,30	1,38	1,45	1,52	1,55

Źródło: Obliczenia własne. Wyniki dla pozostałych wskaźników indywidualnych i dokładne

oznaczenia wykorzystanych zmiennych dostępne u Autora na życzenie.

Tabela 9: Miary błędów RMSE dla prognoz na podstawie modeli indywidualnych 1, 2, 3, 4 i 5 wskaźników wyprzedzających (wybranych na podstawie rankingu w okresie testowym lipiec 2009-grudzień 2009) dla okresu weryfikacji od grudnia 2009 roku do sierpnia 2011 r.

Model	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$	$h=5$	$h=6$	$h=7$	$h=8$	$h=9$	$h=10$	$h=11$	$h=12$
BAZA	0,30	0,38	0,53	0,66	0,80	0,97	1,09	1,25	1,37	1,51	1,62	1,72
ZYWN	0,32	0,43	0,59	0,80	0,93	1,06	1,17	1,31	1,41	1,55	1,67	1,75
TiU	0,33	0,43	0,55	0,72	0,94	1,10	1,24	1,36	1,43	1,50	1,56	1,58
RF	0,32	0,42	0,56	0,73	0,92	1,06	1,20	1,31	1,39	1,48	1,52	1,54
PIEN	0,32	0,45	0,61	0,77	0,98	1,11	1,24	1,38	1,44	1,51	1,58	1,66
MFW	0,30	0,40	0,55	0,72	0,91	1,05	1,18	1,31	1,38	1,46	1,53	1,59
HiC	0,32	0,42	0,57	0,73	0,92	1,06	1,18	1,30	1,37	1,45	1,52	1,57
PiB	0,32	0,43	0,57	0,72	0,89	1,03	1,16	1,29	1,39	1,51	1,61	1,67
WWG	0,32	0,42	0,58	0,72	0,90	1,03	1,13	1,24	1,31	1,37	1,43	1,52
ZWG	0,32	0,42	0,57	0,74	0,92	1,06	1,19	1,30	1,37	1,44	1,51	1,55
KRAJ	0,32	0,43	0,57	0,73	0,92	1,05	1,19	1,30	1,36	1,45	1,53	1,56

Źródło: Obliczenia własne. Kolejność doboru wskaźników do rankingu (oddzielnie na każdy horyzont) ustalono na podstawie zasad opisanych w części 5.1 i 6.2, por. również Tabela 4.

Tabela 10: Miary błędów RMSE dla prognoz syntetycznych wskaźników wyprzedzających dla okresu weryfikacji od grudnia 2009 roku do sierpnia 2011 r.

Model	$h=1$	$h=2$	$h=3$	$h=4$	$h=5$	$h=6$	$h=7$	$h=8$	$h=9$	$h=10$	$h=11$	$h=12$
BAZA	0,30	0,38	0,53	0,66	0,80	0,97	1,09	1,25	1,37	1,51	1,62	1,72
ZYWN	0,32	0,43	0,59	0,80	0,93	1,06	1,17	1,31	1,41	1,55	1,67	1,75
TiU	0,33	0,43	0,55	0,72	0,94	1,10	1,24	1,36	1,43	1,50	1,56	1,58
RF	0,32	0,42	0,56	0,73	0,92	1,06	1,20	1,31	1,39	1,48	1,52	1,54
PIEN	0,32	0,45	0,61	0,77	0,98	1,11	1,24	1,38	1,44	1,51	1,58	1,66
MFW	0,30	0,40	0,55	0,72	0,91	1,05	1,18	1,31	1,38	1,46	1,53	1,59
HiC	0,32	0,42	0,57	0,73	0,92	1,06	1,18	1,30	1,37	1,45	1,52	1,57
PiB	0,32	0,43	0,57	0,72	0,89	1,03	1,16	1,29	1,39	1,51	1,61	1,67
WWG	0,32	0,42	0,58	0,72	0,90	1,03	1,13	1,24	1,31	1,37	1,43	1,52
ZWG	0,32	0,42	0,57	0,74	0,92	1,06	1,19	1,30	1,37	1,44	1,51	1,55
KRAJ	0,32	0,43	0,57	0,73	0,92	1,05	1,19	1,30	1,36	1,45	1,53	1,56

Źródło: Obliczenia własne. Oznaczenia symboli i zawartości poszczególnych modeli opisano w Załączniku B, oraz w części 5.2.