
Piotr Białowolski*, Tomasz Kuszewski**, Bartosz Witkowski***

Prognozy kombinowane wskaźników makroekonomicznych z użyciem danych z testów koniunktury¹

Nadesłany: 30 września 2010 r.

Zaakceptowany: 4 grudnia 2010 r.

Streszczenie

Kryzys gospodarczy o globalnym wymiarze oraz objawy bezradności ośrodków prognostycznych w formułowaniu wiarygodnych prognoz krótko i średnioterminowych w dynamicznym otoczeniu są silną motywacją do podjęcia prac nad skonstruowaniem rodziny modeli prognostycznych podstawowych wskaźników gospodarczych, reagujących na nagłe zmiany w krajowej gospodarce szybciej niż modele obecnie eksploatowane. Wydarzenia gospodarcze lat 2008–2009 pokazały, że dotychczas stosowane w celach prognostycznych zarówno wielorównaniowe modele ekonometryczne postaci strukturalnej lub autoregresji wektorowej (VAR), jak i stosowane modele równowagi ogólnej (CGE) oraz dynamiczne, stochastyczne modele równowagi ogólnej (DSGE) nie pozwalają znacząco zwiększyć trafności prognoz makroekonomicznych.

Celem pracy jest konstrukcja rodziny modeli, które miałyby właściwości wyprzedzającego reagowania na zmiany w wartościach i relacjach podstawowych wskaźników makroekonomicznych, takich jak: dynamika PKB, wskaźnik inflacji oraz stopa bezrobocia.

Baza szeregów czasowych obejmować będzie dotyczące Polski dane kwartalne z lat 1993–2009, a w szczególności wartości wymienionych wcześniej wskaźników makroekonomicznych oraz wyniki badań koniunktury prowadzonych w Instytucie Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie dotyczące koniunktury w przemyśle, budownictwie, handlu oraz kondycji gospodarstw domowych.

* Dr, adiunkt, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.

** Dr hab., prof. nadzw., Szkoła Główna Handlowa w Warszawie oraz Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie.

*** Dr, adiunkt, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.

¹ Praca jest rozszerzoną wersją referatu na 30th CIRET Conference, New York, October 2010.

Modele ekonometryczne opisujące zmiany wartości podstawowych wskaźników makroekonomicznych zostaną przetestowane dla kilku specyfikacji. Każda ze specyfikacji modeli ekonometrycznych zostanie podporządkowana dwóm celom: łatwemu pozyskiwaniu wartości zmiennych egzogenicznych dla okresu prognozy oraz minimalizacji błędów prognozy ex ante. Wreszcie, trzecią charakterystyczną cechą modeli, wynikającą z pierwszego celu, będzie brak możliwości ingerencji użytkowników modeli w wartości zmiennych egzogenicznych dla okresu prognozy.

Wprowadzenie

Celem pracy jest wyjście naprzeciw oczekiwaniom rynku i skonstruowanie rodziny ekonometrycznych modeli opisujących podstawowe makroproporcje gospodarcze z wykorzystaniem danych ilościowych, a także jakościowych wskaźników pochodzących z testów koniunktury gospodarczej oraz zweryfikowanie możliwości wykorzystania tych modeli do generowania krótkoterminowych prognoz podstawowych wielkości gospodarczych – PKB, inflacji i bezrobocia. Podejście ma za zadanie zdyskontować dodatkową, potencjalnie bardzo istotną, informację niesioną przez dane koniunktury. Oczekiwaną cechą tego typu modeli jest wykorzystanie potencjalnie bardzo istotnego połączenia informacji pochodzących z analizy szeregów czasowych, a także wyników badań ankietowych (Krüger i in., 2010). Takie połączenie, dzięki dodatkowej informacji, powinno pozwolić na generowanie prognoz obciążonych mniejszym błędem niż w przypadku modeli opartych jedynie o szeregi czasowe.

Pojawienie się wyników testów koniunktury jako pełnoprawnych kategorii objaśniających kształtowanie się przyszłych zmian wartości produktu krajowego brutto, bezrobocia czy inflacji jest związane z uznaniem roli intuicji w poznaniu (Drabarek, 2006). Niżej praca nie jest odpowiednim miejscem do rozwijania tego wątku, ale wystarczy skonstatować, że ankietowany producent czy konsument pytany o kształt procesów makroekonomicznych w następnych 12 miesiącach podaje odpowiedź, która jest wynikiem niesformalizowanego i nieustrukturyzowanego sposobu rozumowania, bez użycia metod analitycznych i przemyślanych kalkulacji. W ten sposób makroekonomiczne prognozy są generowane przez podmioty mikroekonomiczne (Lamont, 1995). Metody oceny ich trafności są przedmiotem odrębnych badań.

Dla ilustracji metodyki konstruowania modeli ekonometrycznych wygodnie jest odwołać się do podziału zbioru modeli systemów gospodarczych na: czysto teoretyczne, stosowane teoretyczne, hybrydowe, stosowane empiryczne i czysto empiryczne. Wychodząc od założenia, że model Walrasa równowagi ogólnej jest modelem czysto teoretycznym, modele realnego cyklu koniunkturalnego (RBC) oraz dynamiczne, stochastyczne modele równowagi ogólnej (DSGE) są stosowanymi modelami teoretycznymi, strukturalne, wielorównaniowe modele ekonometryczne – stosowanymi empirycznymi, modele VAR – modelami czysto empirycznymi, deklarujemy, że modele ekonometryczne będące przedmiotem rozważań w tej pracy należą do ostatniej wymienionej grupy. Podczas konstruowania modeli czysto empirycznych można stosować arbitralną zasadę minimalizowania wpływu założeń wynikających z teorii ekonomii na strukturę i cechy charakterystyczne mo-

delu. Rozważane modele ekonometryczne opisują wprawdzie realny system polskiej gospodarki, ale w swojej istocie pozostają ateoretyczne, a więc ich wyspecyfikowane i oszacowane zależności nie posiadają *a priori* interpretacji ekonomicznej w sensie przyczynowo-skutkowym. Nie mniej jednak nie jest wykluczone, że otrzymane wyniki pozwolą na zidentyfikowanie i potwierdzenie tego typu zależności nie tylko z wykorzystaniem tradycyjnie stosowanych miar dopasowania, lecz również na podstawie interpretacji ekonomicznej.

Istotna grupa modeli makroekonomicznych wykorzystuje do prognozowania zestaw zmiennych pochodzących z testów koniunktury (Białowolski i in., 2008; Camacho i Perez-Quiros, 2009; Barhoumi i in., 2008). Warto nadmienić, że, jak do tej pory, jedynym makroekonomicznym, wielorównaniowym modelem prognostycznym dla gospodarki Polski, w ramy którego wbudowane są wyniki testów koniunktury jest model CLIMA zbudowany przez zespół kierowany przez M. Drozdowicz-Bieć (Białowolski i in., 2008). Model ten opisuje cykliczne zmiany produktu krajowego, stopy bezrobocia oraz stopy inflacji i jest budowany z myślą o generowaniu średniookresowych prognoz wymienionych wielkości w ujęciu kwartalnym. Specyfikacja równań modelu oparta jest o podstawy teorii ekonomii, zaś wskaźniki koniunktury służą do lepszego dopasowania modelu do danych. W naszym przekonaniu istnieje możliwość skonstruowania czysto empirycznego, ateoretycznego modelu przeznaczonego do takich samych zadań jak model CLIMA.

O ile w większości przypadków budowane modele ekonometryczne posiadały zależności wyspecyfikowane w taki sposób, aby były one interpretowalne z ekonomicznego punktu widzenia, to w niniejszym artykule proponujemy skoncentrowanie uwagi na pozostałych aspektach: dopasowaniu modelu do danych empirycznych, a także możliwości pozyskiwania informacji dla okresów prognozy w sposób wykluczający ingerencję wykonawcy prognozy, czyli niejako możliwość generowania prognoz makroekonomicznych w sposób automatyczny. Zamyśl konstrukcji takiego modelu podporządkowujemy dwóm celom: łatwym pozyskiwaniu wartości zmiennych egzogenicznych dla okresu prognozy oraz minimalizacji błędów prognozy *ex ante*. Dla potrzeb niniejszego opracowania przyjmijmy, iż zestaw zmiennych endogenicznych bieżących nowego modelu byłby identyczny ze zmiennymi objaśnianymi przez model CLIMA.

Konstruowane są modele trzyrównaniowe, w których zmiennymi endogenicznymi są: tempo zmian produktu krajowego brutto, wskaźnik inflacji oraz stopa bezrobocia. Dla uniknięcia dyskusji konieczności jednoznacznego ustalenia kierunku zależności przyczynowo-skutkowych, a także dążąc do dokonania jak najpełniejszej analizy możliwych kierunków zależności między wymienionymi zmiennymi, proponujemy rozpatrzenie rodziny modeli prognostycznych, w których porządek zmiennych jest permutowany. Należy podkreślić, że zależności między inflacją i bezrobociem, rozpoznana w literaturze, jako krzywa Phillipsa nie określa ani w tradycyjnej, ani w zmodyfikowanej postaci relacji przyczynowo-skutkowej między tymi zmiennymi. W przypadku zależności między tempem wzrostu PKB i poziomem bezrobocia (prawo Okuna) sugerowany jest bieg zależności od wyższego tempa wzrostu do spadku stopy bezrobocia, lecz również tu przyjmuje się, że analizowane zjawiska przebiegają równolegle. W przypadku zależności między inflacją i tempem wzrostu PKB można założyć bieg przyczynowości w obie strony – wyższy poziom PKB zwykle implikuje wyższe wykorzystanie mocy produkcyjnych, co pociąga wzrost

płać i sprzyja wzrostowi inflacji, ale również wyższy poziom inflacji skłania podmioty do zwiększenia bieżącego popytu, co stymuluje wzrost produktu.

W przypadku prognozowania wartości tej samej zmiennej na podstawie kilku modeli pojawia się problem wyboru wielkości rekomendowanej jako prognoza wynikowa. W pracy dyskutujemy możliwość konstrukcji prognoz kombinowanych i badamy ich dokładność *ex post*. Zasadność postępowania jest dodatkowo wsparta przez fakt, że tego typu prognozy pośrednio inkorporują wszystkie kombinacje zależności przyczynowo-skutkowych. Włączenie poszczególnych elementów dokonywane jest jednak automatycznie, co pozwala wyeliminować udział badacza, ale również pozwala na dopasowanie parametrów do charakterystyki gospodarki.

Struktura tekstu pracy jest następująca. W części 1 zreferowano doświadczenia w modelowaniu produktu krajowego brutto, inflacji i bezrobocia z wykorzystaniem informacji z testów koniunktury. W części 2 zaprezentowano przyjętą strategię modelowania ekonometrycznego i omówiono uzyskane wyniki. Ponadto przedstawiono otrzymane prognozy i oceniono ich dokładność. Na zakończenie sformułowano sugestie co do dalszych kierunków badań.

1. Wykorzystanie wyników testów koniunktury w prognozach makroekonomicznych

W literaturze z zakresu testu koniunktury można znaleźć szereg przykładów zastosowań wskaźników jakościowych do analizy i prognozy zmiennych ilościowych. Część tych analiz skupia się na bezpośredniej ocenie zbieżności statystyki jakościowej i ilościowej, badana jest relacja wskaźnika jakościowego z odpowiednim wskaźnikiem ilościowym w celu sporządzenia prognozy. Wśród relacji, które są przedmiotem najczęstszych porównań i analiz można między innymi wymienić (OECD, 2003; European Commission, 1997; Bieć, 1996):

- wskaźniki produkcji przemysłowej, budowlanej, obroty w handlu pochodzące z testu – a dane dotyczące produkcji i sprzedaży pochodzące ze statystyki oficjalnej,
- wskaźniki dotyczące zmian cen pochodzące z testu – a wskaźniki cen ze statystyki oficjalnej,
- wskaźniki dotyczące inwestycji pochodzące z testu – a wskaźniki dotyczące inwestycji ze statystyki oficjalnej,
- wskaźniki dotyczące poziomu zatrudnienia z testu – a wskaźniki dotyczące zatrudnienia ze statystyki oficjalnej,
- wskaźniki dotyczące skłonności do zakupów gospodarstw domowych – a popyt konsumpcyjny,
- syntetyczne wskaźniki pochodzące z testów – a produkt krajowy brutto, itd.

Jakkolwiek lista potencjalnych analiz porównawczych jest długa², to w niniejszym opracowaniu uwaga zostanie skoncentrowana na trzech obszarach wykorzystania

² Bardziej szczegółowe zestawienie potencjalnych związków statystyki jakościowej z ilościową można znaleźć w opracowaniu Komisji Europejskiej (European Commission, 1997).

wskaźników koniunktury: do prognozowania produktu krajowego brutto, do prognozowania inflacji i do prognozowania stopy bezrobocia. Możliwość prognozowania właśnie tych trzech podstawowych wskaźników ilościowych charakteryzujących stan gospodarki jest kluczowa do skonstruowania modelu prognostycznego, który zawierałby dodatkową informację niesioną przez zmienne (wskaźniki) pochodzące z testów koniunktury. Najpierw jednak zostaną przedstawione dotychczas zidentyfikowane możliwości włączenia danych koniunktury do generowania prognoz wielkości makroekonomicznych.

1.1. Prognozowanie produktu krajowego brutto

Z uwagi na fakt, że dynamika PKB jest najważniejszym wskaźnikiem aktywności gospodarczej, a w konsekwencji głównym przedmiotem zainteresowania społeczeństwa oraz polityki gospodarczej, zagadnienie prognozowania PKB jest chyba jednym z najczęściej poruszanych tematów w literaturze ekonometrycznej. Kluczowym dla wykorzystania wyników testu koniunktury w prognozowaniu dynamiki PKB jest systematyczne obejmowanie kolejnych sektorów gospodarki prowadzonymi badaniami koniunktury. W początkowej fazie rozwoju tych badań, ankietowano jedynie gospodarstwa domowe i przedsiębiorstwa przemysłowe, co nie pozwalało na zidentyfikowanie dostatecznie szerokiego spektrum obszarów kluczowych dla dynamiki PKB, aby dokonywać wiarygodnych prognoz. Należy jednak podkreślić, że pomimo rozwoju badań koniunktury kluczowymi narzędziami do dokonywania długookresowych prognoz PKB pozostają wielorównaniowe modele makroekonomiczne (modele strukturalne, modele DSGE, CGE, SVAR), co wynika z faktu, iż użyteczność wskaźników koniunktury przy długim horyzoncie prognozy jest raczej niewielka. Sytuacja ulega odwróceniu w przypadku prognoz krótkookresowych, gdyż w tym horyzoncie szczególnego znaczenia nabierają wahania koniunkturalne stosunkowo dobrze identyfikowane przez wskaźniki koniunktury.

Analiza strony ekonometrycznej wykorzystywanych modeli uwzględniających dane koniunktury skłania do wniosku, że w prowadzonych analizach wykorzystuje się prawie całe dostępne spektrum metod analizy szeregów czasowych, począwszy od modeli ADL, ARMADL (ARMAX), VAR, do modeli przestrzeni stanów fazowych lub nieobserwowalnych komponentów (ang. *state space model*, *unobserved component model*) po metodę głównych składowych (ang. *principal component*) oraz jej dynamiczne rozwinięcie, uogólniony model czynników dynamicznych (ang. *general dynamic factor model*, GDFM). Elementem wspólnym większości podejść jest tzw. równanie (model) przejścia / łącznikowe (ang. *bridge equation*, BE), czyli równanie, które opisuje relację łączącą dynamikę PKB z jednym lub wieloma indykatorami miesięcznymi, uprzednio zagregowanymi do częstotliwości kwartalnej. Najczęściej wykorzystuje się liniowy, jednorównaniowy model oparty na specyfikacji ARMADL (ARMAX), gdzie zmienną objaśnianą jest dynamika zmian kwartalnego PKB, a zmiennymi objaśniającymi odpowiednie indykatory, w tym wskaźniki koniunktury. Wszystkie zmienne są w specyfikacji wyjściowej włączone z rozkładem opóźnień. Specyfikacja ARMADL jest na tyle szeroka, że zawiera w sobie również model statyczny. Jeżeli chodzi o liczbę indykatorów, mamy do czynienia z przypadkami, kiedy analizuje się osobno pojedyncze indykatory, można też budować specyfikacje z wieloma indykatorami naraz (kilka wskaźników koniunktury lub wskaźniki koniunktury łącznie z in-

nymi zmiennymi ilościowymi). Często arbitralnie tworzy się pewne zbiory indyktorów spójne pod względem teoretycznym typu zmiennych, czy też sposobu obliczania PKB.

Z uwagi na mnogość potencjalnych indyktorów testuje się równania z jednym indykatorem lub ewentualnie z kilkoma, których selekcja jest arbitralna lub dokonuje się jej poza równaniem prognostycznym (np. na bazie analizy korelacji, przyczynowości w sensie Grangera)³. W ramach selekcji testuje się poszczególne indykatory, ich wyprzedzenie (co określa możliwy horyzont prognozy wraz z wyprzedzeniem publikacyjnym) oraz rząd rozkładu opóźnień zmiennych objaśnianych i objaśniających. W większości przypadków testowanie właściwości prognostycznych indyktorów dzielone jest na dwa etapy: analiza „w próbie” (ang. *in-sample*) oraz poza próbą (ang. *out-of-sample*). Nacisk kładziony jest na to drugie badanie, z uwagi na cel, którym jest prognozowanie dynamiki PKB. W ramach analizy *out-of-sample* dokonuje się rekursywnie prognozy na określony horyzont (najczęściej jeden kwartał w przód), a następnie oblicza się średnie błędy prognozy (ME, MAE, RMSE, itp.). Na bazie błędów średnich modele oparte na indyktorach porównuje się do modelu odniesienia (ang. *benchmark model*), którym jest zazwyczaj model autoregresyjny. Tworzy się również rankingi modeli oraz przeprowadza się formalne testy statystyczne służące porównywaniu błędów prognoz (np. test Diebolda-Mariano i jego modyfikacje).

Analiza wyników badań w powyższym zakresie wskazuje, że wskaźniki koniunktury są użyteczne przy prognozowaniu PKB, przy czym często stwierdza się, że należy je wykorzystywać łącznie z innymi indyktorami ilościowymi, np. indeksem produkcji przemysłowej czy indeksem sprzedaży detalicznej.

1.2. Prognozowanie inflacji

W przypadku inflacji spektrum podmiotów zainteresowanych otrzymaniem jej wiarygodnych prognoz jest również bardzo szerokie. Obejmuje ono zarówno rząd, jak i decydentów polityki pieniężnej, gdyż inflacja niesie kluczową informację pozwalającą obliczyć wielkość realnych stóp procentowych. Istnieje wciąż jednak wiele wątpliwości co do możliwości prognozowania inflacji z wykorzystaniem danych koniunktury. Na wstępie warto zaznaczyć, że o ile w przypadku prognozy PKB są podejmowane próby bezpośredniego inkorporowania zestawu wskaźników z testu koniunktury do tworzenia prognoz, to w przypadku inflacji częstokroć procedura jest odmienna. Kwantyfikacja inflacji jest zwykle przeprowadzona w oparciu o jedno pytanie, które jest zawarte w każdym kwestionariuszu badania koniunktury. Zauważono jednak, że respondenci określają swoje oczekiwania często z perspektywy własnego sektora gospodarki, co wymusza stosowanie, jako najbardziej wiarygodnych, oczekiwań konsumentów dotyczących wzrostu cen konsumpcyjnych. Niestety, wprowadzone w niektórych kwestionariuszach ankietowych pytania o bezpośrednią liczbową próbę kwantyfikacji oczekiwań inflacyjnych przez gospodarstwa domowe jest związane z występowaniem tendencji do zaznaczania okrągłych wielkości stóp inflacji całkowitych – najczęściej podzielnych przez 5. W przypadku niskich pozio-

³ Podobną metodykę przyjęto w niniejszym opracowaniu minimalizując udział badacza przy doborze zmiennych.

mów inflacji tego typu prognozy okazują się często bardzo nietrafne. Powstaje problem racjonalności podmiotów uczestniczących w badaniach koniunktury. W przypadku inflacji można znaleźć przykłady wskazujące, że wyniki danych koniunktury mogą przyczynić się do podniesienia jakości prognoz przez zmniejszenie błędów standardowych prognozy (Aggarwal i in., 1995), jak również są opracowania wskazujące, że włączenie do prognozy wyników testu koniunktury daje prognozy, które są obciążone znacząco większym błędem niż prognozy bazujące na ekstrapolacji szeregów czasowych (Pearce, 1979).

W przeważającej części opracowań mających na celu określenie przewidywanej inflacji wykorzystywana jest metoda Carlsona i Parkina (Carlson, Parkin, 1975). Otrzymywane wyniki służą zarówno do określenia prognozowanego poziomu inflacji, jak i oceny prognoz inflacji w analizach przekrojowych (Gabriel, 2010; Łyziak, 2010). Stosowana jest również metoda kwantyfikacji Pesarana (1985), co jak dowodzi Breitung (2008) jest alternatywą dla metody Carlsona-Parkina przy założeniu jednostajnego rozkładu oczekiwań inflacyjnych. Pojawiają się również próby przeprowadzenia kwantyfikacji oczekiwań w oparciu o sieci neuronowe. Niemniej jednak wszystkie metody kwantyfikacji opierają się o analizę odpowiedzi na jedno pytanie dotyczące inflacji.

Prognozowanie inflacji w przypadku metod wykorzystujących dane koniunktury w specyfikacji równań prognozy inflacji najczęściej oparte jest o krzywą Philipsa w zmodyfikowanej postaci – uwzględniającej oczekiwania. Wymaga ona uwzględnienia oprócz prognoz pochodzących z testu koniunktury również estymowanego poziomu luki produktu (Białowolski i in., 2008). Podejmowane są również próby uwzględnienia autoregresyjnej postaci inflacji i uwzględnienia oprócz komponentu prognostycznego dodatkowo informacji o przeszłej inflacji (Carroll, 2003).

1.3. Prognozowanie bezrobocia

Bezrobocie jest zmienną trudną do modelowania, a tym bardziej do prognozowania, co wynika z inercji procesów zachodzących na rynku pracy objawiającej się przez względnie niedużą amplitudę wahań cyklicznych, długotrwałość cyklu, reakcję z opóźnieniem na działanie czynników strukturalnych lub nawet jego brak, czy trudne do zidentyfikowania punkty zwrotne. Do prognozy wielkości bezrobocia, podobnie jak w przypadku PKB, są wykorzystywane różnorakie modele ekonometryczne w tym modelu typu VAR (Hansson i in., 2003; Österholm, 2009). Warto podkreślić, że w dwóch przedstawionych pracach włączenie zmiennych z testu koniunktury poprawiało dokładność prognoz tylko w przypadku dodania jednej zmiennej. Uzupełnienie modelu o kolejne zmienne powodowało wzrost błędów prognozy.

Próbę zastosowania w prognozie bezrobocia jedynie danych jakościowych podjęto w pracy Gelpera (2008), jednak otrzymane wyniki były dalekie od zadowalających. O przezwadze modeli, w których łączone są dane jakościowe i ilościowe, dodatkowo świadczą wnioski otrzymane w pracy Fauvel i in. (1999), w której podjęto próby prognozowania trzech zmiennych rynku pracy (poza wielkością bezrobocia także: wielkość zatrudnienia i stopę zatrudnienia) za pomocą modeli: autoregresyjnych średniej ruchomej (ARIMA), wielowymiarowych VAR oraz autoregresyjnych z zewnętrznym wejściem (ARX), z wykorzystaniem danych ilościowych i jakościowych.

Niewielka liczba prób wykorzystania danych z testów koniunktury do prognozowania wielkości i stopy bezrobocia nakazuje bardzo ostrożnie formułować zdecydowane wnioski odnośnie przydatności tych danych w predykcji bezrobocia. Wyniki badań wskazują jednak, że modele oszczędne, zredukowane (*parsimonious*), tzn. takie, które zawierają niewielką liczbą predyktorów, starannie dobranych, odznaczają się lepszymi właściwościami statystycznymi i generują trafniejsze prognozy. Dokładność tych prognoz jest większa, gdy zmienne użyte do ich wytworzenia zawierają w sobie informację syntetyczną, pokrywającą szerokie spektrum czynników oddziałujących na zmienne rynku pracy. Trafność prognoz opartych na danych jakościowych rośnie wraz ze skracaniem się horyzontu prognozowania i wówczas, gdy dane te uzupełniają materiał ilościowy.

2. Modele prognostyczne

2.1. Strategia modelowania

Podstawą przyjętej strategii modelowania jest zaprojektowanie i następnie estymowanie rodziny modeli, w których zmiennymi endogenicznymi bieżącymi, a w konsekwencji zmiennymi prognozowanymi, są zmienne charakteryzujące w syntetyczny sposób aktualny stan gospodarki, czyli tempo zmian produktu krajowego brutto, wskaźnik zmian cen towarów i usług konsumpcyjnych oraz stopa bezrobocia. Jako zmienne objaśniające wykorzystano opóźnione w czasie zmienne endogeniczne oraz dostępne⁴ wyniki testów koniunktury w przemyśle, budownictwie, handlu oraz koniunktury konsumenckiej, przy czym kryterium użycia zmiennych z testów koniunktury oparte było o jakość dopasowania modeli. W związku z tym, a priori nie przyjęto założeń o wykorzystaniu w modelach wynikowych wskaźników z testów koniunktury lub też sald odpowiedzi na poszczególne pytania z kwestionariusza.

Jednym z deklarowanych zamiarów jest zbudowanie takich modeli, dla których w procesie prognozowania nie zaistnieje potrzeba przyjmowania dodatkowych założeń co do wartości zmiennych objaśniających w okresie prognozy. Realizacja zamiaru sprowadza się w niniejszej pracy do uwzględniania wartości zmiennych z testów koniunktury z jednookresowym opóźnieniem. Inne, większe opóźnienia, nie były brane pod uwagę. Konsekwentnie, takie same opóźnienie w czasie zostało przyjęte dla zmiennych endogenicznych opóźnionych.

Z rozważań zawartych w początkowej części pracy wynika, że dla trzech zmiennych endogenicznych bieżących należy zbudować 6 modeli trzyrównaniowych. W trakcie identyfikacji modeli przyjęto oznaczenia:

pkb – tempo zmian produktu krajowego brutto,

cpi – wskaźnik zmian cen towarów i usług konsumpcyjnych,

une – stopa bezrobocia mierzona w Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności,

⁴ Wszystkie dane z testów koniunktury pochodzą z badań Instytutu Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.

wk_i – zestaw zmiennych o numerze i z testów koniunktury,

$l_zmienna$ – zmienna opóźniona o 1 okres,

$f_zmienna$ – prognozowane ex post wartości zmiennej.

Przykładowo, trójka (pkb , cpi , une) określa następujący trzyrównaniowy model ekonometryczny:

$$pkb = f(l_pkb, wk_1) + \text{składnik losowy1} \quad (1)$$

$$cpi = g(l_cpi, f_pkb, wk_2) + \text{składnik losowy2} \quad (2)$$

$$une = h(l_une, f_cpi, f_pkb, wk_3) + \text{składnik losowy3} \quad (3)$$

W prezentowanej pracy zakłada się, że wszystkie modele są modelami liniowymi. Testowano zależności postaci potęgowej, ale wyniki estymacji nie były obiecujące.

Warto podkreślić, że w drugich i trzecich równaniach modeli zmiennymi objaśniającymi nie są wartości rzeczywiste zmiennych, zaś ich wartości teoretyczne, wyznaczone z równań tego modelu wcześniej oszacowanych. Na przykład, w modelu (pkb , cpi , une) modelujemy cpi jako funkcję teoretycznego, a nie faktycznego pkb , zaś une jako funkcję teoretycznych, a nie faktycznych cpi i pkb , co w praktyce oznacza podejście analogiczne do 2MNK. W ten sposób unikamy niemal pewnej obciążoności estymatorów, ponieważ uwzględnienie wśród zmiennych objaśniających wartości rzeczywistych, a nie teoretycznych wspomnianych zmiennych, jest tożsame z uwzględnieniem wśród zmiennych objaśniających zmiennych endogenicznych. Trudność ze znalezieniem odpowiednich instrumentów praktycznie uniemożliwia zastosowanie odpowiedniego estymatora metody zmiennych instrumentalnych i w konsekwencji prowadzi do obciążenia stosowanych estymatorów opartych na klasycznej MNK. Zastosowanie 3MNK w przypadku wybranego sposobu konstrukcji modeli nie wchodzi w grę, ponieważ wyklucza szacowanie parametrów modelu równanie po równaniu.

2.2. Wyniki estymacji

Podczas przygotowywania danych sprawdzono własności statystyczne zmiennych endogenicznych. Na podstawie testu ADF przy typowym poziomie istotności ($\alpha = 0,05$) stwierdzono, że dla gospodarki polskiej szeregi czasowe zmiennych une i pkb są $I(1)$, natomiast szereg czasowy cpi jest $I(0)$. W trakcie procesu szacowania parametrów przeprowadzano selekcję zmiennych objaśniających pochodzących z testów koniunktury. Ich dobór we wszystkich modelach polegał na nadzorowanej redukcji zbioru do takiego ich podzbioru, który gwarantuje statystyczną istotność oszacowań parametrów i spełnienie pozostałych niezbędnych własności statystycznych. Podstawą procesu redukcji zmiennych była metoda regresji krokowej (ang. *stepwise regression*) według algorytmu *backward* z późniejszą kontrolą przede wszystkim współliniowości. W każdym z oszacowanych modeli reszty mają rozkład normalny i są $I(0)$, brak jest autokorelacji składnika losowego oraz nie zachodzi statystyczna współliniowość zmiennych objaśniających. Pozostawione w końcowej wersji modeli zmienne objaśniające mają, w przeważającej części, parametry istotnie różne od zera co najmniej na poziomie istotności równym 0,001. Szeregi reszt we wszystkich modelach są $I(0)$, co świadczy o skointegrowaniu zmiennych, a więc o znacznym zredukowaniu ryzyka otrzymania regresji pozornych.

Parametry modeli szacowano na podstawie danych kwartalnych⁵, uwzględniając w analizie okres od I kwartału 1997 r. do III kwartału 2009 r. Dane za następne 3 kwartały, do II kwartału 2010 r. posłużą do zweryfikowania zdolności prognostycznej oszacowanych modeli. W tabeli A3 w Dodatku podano zestawy zmiennych objaśniających wraz ze znakami oszacowanych parametrów oraz wartości skorygowanego współczynnika determinacji dla wszystkich modeli.

Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że najsłabsze dopasowanie uzyskano w równaniach opisujących tempo zmian produktu krajowego brutto. Widać również, że wykorzystano jako zmienne objaśniające tylko niektóre z pytań z testu koniunktury w przemyśle i testu koniunktury konsumenckiej. W każdym z estymowanych równań we wszystkich modelach jako zmienna objaśniająca pojawia się opóźniona o jeden okres wartość zmiennej, której dotyczy prognoza.

W przypadku modeli inflacji w przeważającej części równań występują zmienne dotyczące prognozy bezrobocia i prognozy zakupu dóbr trwałych przez gospodarstwa domowe. Oba te czynniki, jak wiadomo mają silny związek z inflacją. O ile jednak w przypadku prognozy zakupu dóbr trwałych zwiększone zakupy w tej grupie dóbr przekładają się na wzrost inflacji, o tyle w przypadku prognozy bezrobocia interpretacja dodatnich wartości współczynników jest trudniejsza⁶. W przypadku danych pochodzących z badania koniunktury w przemyśle zidentyfikowano istotną ujemną współzależność między zmianą inflacji i zmianą stanu zapasów, co pozostaje w pełni w zgodzie z oczekiwaniami teorii ekonomii.

Estymacja równań prognozy PKB wskazuje istotną rolę, jaką odgrywa sytuacja finansowa gospodarstw domowych, a także czynnik prognozy zmiany inflacji. Zarówno zmiana stanu, jak i prognozy sytuacji finansowej gospodarstw domowych wpływa pozytywnie na spodziewaną dynamikę PKB. W przypadku prognozy inflacji estymowana została ujemna zależność ze wzrostem PKB. Podobnie jednak jak w przypadku wpływu prognozy bezrobocia na inflację można zaobserwować tendencję do postrzegania inflacji w kategoriach czynnika nastrojów, który pogarsza się wraz z pogarszaniem się koniunktury, jednak ma niewiele wspólnego z rzeczywistymi oczekiwaniami inflacyjnymi. W przypadku pytań z badania koniunktury w przemyśle istotnie zdają się wpływać na dynamikę PKB oczekiwania odnośnie ogólnej sytuacji gospodarczej a także pytania o zmianę stanu zapasów.

Estymacja równań dotyczących krótkookresowej prognozy bezrobocia pokazała bardzo znaczący wpływ na jego wielkość w kraju zmian w prognozie zakupu dóbr trwałych przez polskie gospodarstwa domowe. Dodatkowo zidentyfikowano istotny wpływ informacji z badania koniunktury przedsiębiorstw przemysłu przetwórczego dotyczących zamówień eksportowych i wielkości zatrudnienia w tym sektorze. Jakkolwiek w przypadku oczekiwań dotyczących wzrostu zatrudnienia widoczny jest ich wpływ na spadek bez-

⁵ W przypadku danych miesięcznych przyjęto, że I kwartałowi odpowiadają dane ze stycznia, II kwartałowi – z kwietnia, III kwartałowi – z lipca oraz IV kwartałowi – z października.

⁶ Jakkolwiek wniosek o dodatniej relacji między prognozą bezrobocia i prognozą inflacji jest trudny do uzasadnienia na gruncie teorii ekonomii, można stwierdzić, że w prognozie inflacji dużą rolę odgrywa składnik nastrojów, który oddziałuje negatywnie – podnosi oczekiwania (Białowski, 2010).

robocia, to w przypadku wzrostu zamówień eksportowych trudno wyjaśnić, dlaczego ich wzrost w ostatnim kwartale stymuluje wzrost bezrobocia.

Warto zauważyć, że w grupie uwzględnionych w modelach sald pytań pojawiają się zarówno pytania o ocenę stanu zjawiska bądź procesu z okresu badania, jak i pytania o oczekiwania na przyszłość.

Rozważania, czy zmienne opisujące salda odpowiedzi na pytania o oczekiwania dotyczące przyszłości zapewniają lepszą zdolność prognostyczną oszacowanych modeli pozostawiamy do rozstrzygnięcia w dalszych pracach.

2.3. Prognozowanie

Zgodnie z przyjętym celem pracy, końcowym i najważniejszym testem oszacowanych modeli ekonometrycznych jest ich zdolność do prognozowania wartości zmiennych endogenicznych. Oceny tej zdolności dokonamy *ex post*, czyli prognozując na okresy przeszłe od IV kwartału 2009 r. do II kwartału 2010 r. Dla wymienionych okresów dysponujemy wartościami zmiennych endogenicznych *pkb* oraz *cpi* opublikowanymi przez Główny Urząd Statystyczny. Wartość zmiennej *une* została oszacowana na podstawie publikacji o stopie bezrobocia na koniec okresu. Przypominamy, że zmienna *une* mierzy stopę bezrobocia według metodyki przyjętej w Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności.

W równaniach drugich i trzecich podczas szacowania parametrów uwzględniano wartości teoretyczne zmiennych endogenicznych otrzymane z równań oszacowanych wcześniej. Przykładowo, w równaniu (2) występuje zmienna f_pkb , ponieważ *pkb* jest zmienną endogeniczną bieżącą w równaniu (1). W równaniu (3) są zmienne f_pkb oraz f_cpi , ponieważ *pkb* jest zmienną endogeniczną bieżącą w równaniu (1), a *cpi* jest zmienną endogeniczną bieżącą w równaniu (2). Takie postępowanie jest uzasadnione dążeniem do uzyskania oszacowań o pożądanych własnościach statystycznych. Przy wyznaczeniu prognoz wzięto pod uwagę jednak zrealizowane, a nie prognozowane, wartości zmiennych endogenicznych objaśnionych.

Dzięki przyjętemu sposobowi specyfikacji uzyskano 6 różnych modeli dla wyróżnionych zmiennych endogenicznych. Otrzymane wartości prognoz cząstkowych i wartości rzeczywiste zmiennych oraz wartość pierwiastka błędu średniokwadratowego (RMSE) dla trzech okresów prognozy podano w tabelach 1–3.

Tabela 1. Wartości prognoz cząstkowych zmiennej *cpi*

Kwartał	(<i>cpi, une, pkb</i>)	(<i>cpi, pkb, une</i>)	(<i>une, cpi, pkb</i>)	(<i>une, pkb, cpi</i>)	(<i>pkb, une, cpi</i>)	(<i>pkb, cpi, une</i>)	Real
IV 2009	3,91	3,91	3,51	3,29	3,03	3,02	3,30
I 2010	3,57	3,57	3,32	3,55	2,95	2,94	3,00
II 2010	3,38	3,38	3,47	3,25	3,03	3,02	2,10
RSME	0,88	0,88	0,82	0,74	0,56	0,56	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Wartości prognoz cząstkowych zmiennej *une*

Kwartał	(<i>cpi, une, pkb</i>)	(<i>cpi, pkb, une</i>)	(<i>une, cpi, pkb</i>)	(<i>une, pkb, cpi</i>)	(<i>pkb, une, cpi</i>)	(<i>pkb, cpi, une</i>)	Real
IV 2009	8,54	7,97	8,54	8,54	8,33	8,44	8,50
I 2010	8,74	7,89	8,61	8,61	9,18	8,97	9,50
II 2010	9,18	8,35	8,86	8,86	9,06	9,08	8,80
RSME	0,49	1,01	0,52	0,52	0,26	0,35	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Wartości prognoz cząstkowych zmiennej *pkb*

Kwartał	(<i>cpi, une, pkb</i>)	(<i>cpi, pkb, une</i>)	(<i>une, cpi, pkb</i>)	(<i>une, pkb, cpi</i>)	(<i>pkb, une, cpi</i>)	(<i>pkb, cpi, une</i>)	Real
IV 2009	0,90	1,52	0,64	0,92	1,80	1,80	3,30
I 2010	2,32	3,64	2,38	2,75	3,37	3,37	3,10
II 2010	2,28	3,54	2,37	2,85	3,14	3,14	3,40
RSME	1,60	1,08	1,70	1,42	0,89	0,89	

Źródło: obliczenia własne.

Łatwo zauważyć, że w modelach, w których pierwsze równanie objaśnia np. zmienną *cpi* prognozy tej zmiennej na pierwszy okres są identyczne co do wartości (patrz tabela 1, kolumny 1. oraz 2. z wynikami prognoz). Analogicznie, w modelach z pierwszym równaniem opisującym zmienną *une* (tabela 2, kolumny 3. oraz 4. z wynikami prognoz) i w równaniach opisujących zmienną *pkb* (tabela 3, kolumny 5. oraz 6. z wynikami prognoz). Wartości prognoz w pierwszym okresie w wymienionych parach modeli są identyczne, ponieważ specyfikacje i oszacowania pierwszych równań są parami identyczne. Zgodnie z oczekiwaniami, wynikającymi ze stopnia dopasowania modeli, najmniej trafne są prognozy tempa zmian produktu krajowego brutto.

Oszacowane modele prognostyczne są równorzędne w procesie prognozowania. Dla wygenerowania wartości finalnych prognoz należy zaproponować metodę uśredniania wyznaczonych 5. wartości prognoz każdej ze zmiennych w każdym z 3 okresów prognozy. Eliminowano za każdym razem jeden z wariantów prognoz identycznych co do wartości. Proponujemy trzy warianty ważenia prognoz cząstkowych:

- (A) – średnia arytmetyczna z wagami 1,
- (B) – średnia arytmetyczna, wagi zależne od wariancji błędów prognoz *ex post* (Bunn, 1981),
- (C) – średnia arytmetyczna, wagi zależne od kowariancji błędów prognoz⁷ *ex post*.

Powstaje pytanie, skąd w ogólnym przypadku pochodzą błędy prognozy *ex post*, niezbędne w wariancie (B). W naszym przypadku wykonywania ćwiczenia prognostyczne-

⁷ (Winkler Makridakis, 1983) proponują zwrócenie uwagi na możliwe skorelowanie błędów prognoz cząstkowych. W przypadku opisywanym w pracy oszacowanie macierzy kowariancji błędów nie sprawia kłopotu, ponieważ zajmujemy się prognozami wygasłymi.

go po prostu dysponujemy wartościami błędów, ponieważ z założenia generujemy prognozy dla okresów przeszłych. Jeśli przedmiotem prognozowania będą wartości z przyszłości, wtedy do wyznaczenia wartości wag będzie można użyć wartości błędów *ex post* prognoz z najbliższej przeszłości.

Wariant (C) okazał się niemożliwy do zrealizowania ze względów numerycznych. Spółb liczenia wag przewiduje użycie elementów macierzy odwrotnej do macierzy kowariancji między błędami *ex post* w 5. wariantach prognozy. Niestety, wyznaczniki macierzy kowariancji były liczbami rzędu 10^{-50} – 10^{-52} , wobec tego wyznaczenie macierzy odwrotnych do macierzy kowariancji błędów prognozy *ex post* uznano za niecelowe. Zna-ne są również inne metody łączenia prognoz, które w niniejszej pracy pominiemy (Gresz-ta i in., 2005).

W tabelach 4–6 podano wartości prognoz finalnych otrzymane za pomocą z metod (A) oraz (B), błędy prognoz finalnych, a także wartość pierwiastka błędu średniokwadratowego (RMSE) dla trzech okresów prognozy.

Tabela 4. Prognozy finalne i błędy prognoz zmiennej *cpi*

Kwartał	Prognoza wariant (A)	Błąd wariant (A)	Prognoza wariant (B)	Błąd wariant (B)	Real
IV 2009	3,35	-0,05	3,47	-0,17	3,30
I 2010	3,27	-0,27	3,35	-0,35	3,00
II 2010	3,23	-1,13	3,29	-1,19	2,10
RMSE	0,67		0,72		

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Prognozy finalne i błędy prognoz zmiennej *une*

Kwartał	Prognoza wariant (A)	Błąd wariant (A)	Prognoza wariant (B)	Błąd wariant (B)	Real
IV 2009	8,36	0,14	8,19	0,31	8,50
I 2010	8,68	0,82	8,25	1,25	9,50
II 2010	8,91	-0,11	8,62	0,18	8,80
RMSE	0,49		0,75		

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6. Prognozy finalne i błędy prognoz zmiennej *pkb*

Kwartał	Prognoza wariant (A)	Błąd wariant (A)	Prognoza wariant (B)	Błąd wariant (B)	Real
IV 2009	1,16	2,14	0,98	2,32	3,30
I 2010	2,89	0,21	2,68	0,42	3,10
II 2010	2,84	0,56	2,66	0,74	3,40
RMSE	1,29		1,43		

Źródło: obliczenia własne.

Otrzymany wynik nie jest na razie obiecujący. Ważenie prognoz nie przyniosło znaczącego zmniejszenia błędów. W przypadku prognoz wskaźnika zmian cen towarów i usług konsumpcyjnych (tabele 1 i 4) można mówić o nikłej poprawie. Podobny wniosek można wysnuć w przypadku prognozowania tempa zmian produktu krajowego brutto (tabela 3 i 6). Znaczącą poprawę przeciętnej trafności prognozy uzyskano tylko w przypadku stopy bezrobocia (tabele 2 i 5).

Zakończenie

Otrzymane rezultaty nie pozwalają sformułować stwierdzenia o przydatności wyników z testów koniunktury do prognozowania zmiennych makroekonomicznych, ale nie pozwalają również takiemu stwierdzeniu z całą pewnością zaprzeczyć. Zebrane w referowanym badaniu doświadczenie nie jest wystarczające.

Na osiągnięty wynik miało zapewne wpływ wiele czynników. Po pierwsze, polska gospodarka ciągle jest w trakcie procesu transformacji. Skutkiem takiego stanu rzeczy są zmiany w tendencjach wzajemnych oddziaływań głównych kategorii opisujących stan systemu gospodarczego, co bezpośrednio wpływa na duże wahania wartości zmiennych rozpatrywanych nawet w modelach z niniejszej pracy. Po drugie, krótka historia gospodarki rynkowej i przeprowadzania testów koniunktury w Polsce powoduje, że reakcje producentów i konsumentów mogą być niekiedy nieadekwatne do skali zmian w funkcjonującej gospodarce. Po trzecie, ostatnie kwartały okresu, który podlegał badaniu, to czas zjawisk kryzysowych na świecie. Mogło to mieć wpływ na wyniki testów koniunktury przeprowadzanych w Polsce, chociaż polska gospodarka nie utraciła w tym czasie zdolności rozwojowych. Zauważmy, iż w zebranych szeregach czasowych jest po raz pierwszy odwzorowane doświadczenie wychodzenia z głębokiego kryzysu. Takiego zjawiska nie obserwowano w okresie, z którego pochodzą dane służące do szacowania parametrów. Model musiał więc ekstrapolować przebieg procesu, którego wcześniejsze dane nie opisywały. Po czwarte, długość szeregów czasowych liczących około 50 obserwacji może być dalece niewystarczająca do uzyskania modeli ekonometrycznych o dobrej zdolności prognozy.

Istnieje wiele możliwości rozwijania podjętych badań. Pierwszą z nich jest rozważenie innych niż jednookresowe opóźnień w czasie zmiennych objaśniających. Drugą możliwością jest wzięcie pod uwagę jako zmiennej objaśniającej opisującej bezrobocie stopy bezrobocia notowanej na koniec okresu, a nie stopy bezrobocia wyliczanej na podstawie Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności. Wreszcie, podczas konstruowania prognoz finalnych jako wielkości decydujące o wagach przypisanych do poszczególnych prognoz cząstkowych można użyć błędów prognoz *ex ante*.

Bibliografia

Aggarwal, R., S. Mohanty, F. Song, *Are Survey Forecasts of Macroeconomic Variables Rational?*, "The Journal of Business", vol. 68, nr 1, 1995.

- Barhouni, K., S. Benk, R. Cristadoro, A. Den Reijer, A. Jakaitiene, P. Jelonek, A. Rua, K. Ruth, C. Van Nieuwenhuize, G. Runstler, *Short-term forecasting of GDP using large monthly datasets. A pseudo real-time forecast evaluation exercise*, "ECB Working Paper" nr 84, 2008.
- Bates J.M., C.W.J. Granger, *The Combination of Forecasts*, "Operations Research", vol. 20, nr 4, 1969.
- Białowolski P., M. Drozdowicz-Bieć, K. Lada, R. Pater, P. Zwiernik, D. Żochowski, *Forecasting with composite coincident and leading indexes and the CLIMA model*, referat na 29 Konferencję CIRET pt. „Business Tendency Surveys and Policy Formulation”, Santiago de Chile, 8–11 października 2008 (skrótowa i zaktualizowana wersja książki *Forecasting with composite coincident and leading indexes and the CLIMA model. The case of Poland*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2007).
- Bieć M., *Test koniunktury – metody, techniki, doświadczenia*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego” nr 48, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 1996.
- Breitung, J., *Assessing the Rationality of Survey Expectations: The Probability Approach*, "Journal of Economics and Statistics" ("Jahrbuecher fuer Nationaloekonomie und Statistics"), vol. 228, nr 6, 2008.
- Bunn D.W., *Two Methodologies for the Linear Combination of Forecasts*, "The Journal of the Operational Research Society", vol. 32, nr 3, 1981.
- Camacho M., G. Perez-Quiros, *N-Sting Espana Short term Indicator of Growth*, "Documentos de Trabajo", nr 912, 2009.
- Carlson, J. A., M. Parkin, *Inflation Expectations*, "Economica. New Series", vol. 42, nr 166, 1975.
- Carroll, C.D., *Macroeconomic expectations of households and professional forecasters*, "Quarterly Journal of Economics", vol. CXVIII, nr 2, 2003.
- Diebold F.X., *The Past, Present, and Future of Macroeconomic Forecasting*, "The Journal of Economic Perspectives", vol. 12, nr 2, 1998.
- Drabarek A., *Intuicja. Poznanie bezpośrednie*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Handlu i Prawa im. R. Łazarskiego, Warszawa 2006.
- European Commission, *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys*, "Europe Economy – Report and Studies" nr 6, 1997.
- Fauvel, Y., A. Paquet, C. Zimmerman, *Short-term forecasting of national and provincial employment in Canada*, Research Paper R-99-6E, Applied Research Branch, Human Resources Development Canada, 1999.
- Gabriel, P., *Household inflation expectations and inflation dynamics*, Working Paper 2010.
- Gelper S., *Economic time series analysis: Granger causality and robustness*, praca doktorska (nr 279), Katholieke Universiteit, Leuven 2008.
- Greszta M., W. Maciejewski, *Kombinowanie prognoz gospodarki Polski*, „Gospodarka narodowa”, nr 5–6, 2005.
- Hansson J., P. Jansson, M. Löf, *Business survey data: Do they help in forecasting the macro economy?*, Working Paper nr 84, The National Institute of Economic Research, Stockholm, 2003.
- Krüger F., F. Mokinski, W. Pohlmeier, *Combining Survey Forecasts and Time Series Information: The Case of the Euribor*, working paper, University of Konstanz, 2010.
- Lamont O., *Macroeconomic Forecasts and Microeconomic Forecasters*, NBER Working Paper nr 5284, 1995.
- Lyziaik, T., *Measuring consumer inflation expectations in Europe and examining their forward-lookiness*, National Bank of Poland Working Paper, 2010.
- OECD, *Business Tendency Surveys – A Handbook*, 2003.
- Österholm P., *Improving unemployment rate forecasts using survey data*, Working Paper nr 112, The National Institute of Economic Research, Stockholm, 2009.
- Pearce, D.K., *Comparing Survey and Rational Measures of Expected Inflation: Forecast Performance and Interest Rate Effects*, "Journal of Money, Credit and Banking", vol. 11, nr 4, 1979.
- Pesaran, M.H., *Formation of Inflation Expectations in British Manufacturing Industries*, "Economic Journal", nr 95, 1985.
- Winkler R.L., S. Makridakis, *The Combination of Forecasts*, "Journal of the Royal Statistical Society", vol. 146, nr 2, 1983.

Business Survey Data in Forecasting Macroeconomic Indicators with Combined Forecasts

Summary

Current economic crisis shed dark light on the possibilities of creating a valuable and reliable short and medium term forecasts with the use of the most commonly applied econometric models in the structural or autoregressive form (SVAR, VAR), but also models of the general equilibrium (CGE, DSGE). The models failed to forecast especially at the verge of the crisis when the information on upcoming peak in the business cycle would be of the highest value.

This situation was a stimulus to undertake research oriented at creating a family of models that would react faster and with higher precision to dynamic changes in the economic environment. As a result it is expected that a family of models will be specified, identified and estimated. They should provide leading and more accurate information on basic macroeconomic variables – GDP, unemployment and inflation. Each of the specifications will be subject to two objectives: (1) the minimum ex-ante forecast error and (2) immediate and reliable accessibility of data.

The database applied in the procedure will comprise of time series from the Research Institute of Economic Development (RIED) on sentiment in manufacturing industry, households, trade and construction. The series on economic activity in Poland cover the period of 1995–2009.

Dodatek

W szacowanych modelach ekonometrycznych przyjęto oznaczenia zmiennych:

- ind_xxx – saldo odpowiedzi na pytanie ‘xxx’ z badania koniunktury w przemyśle (tabela A1),
- hhs_xxx – saldo odpowiedzi na pytanie ‘xxx’ z badania koniunktury konsumenckiej (tabela A2),
- trade – wartość testu koniunktury w handlu,
- agri – wartość testu koniunktury w rolnictwie.
- cons – wartość testu koniunktury w budownictwie.

Tabela A1. Wybrane pytania z testu koniunktury w przemyśle

Oznaczenie	Treść pytania
ind_q3s	Portfel zamówień eksportowych, stan obecny
ind_q3f	Portfel zamówień eksportowych, oczekiwanie
ind_q4s	Wielkość zapasów, stan obecny
ind_q5s	Ceny produkowanych w przedsiębiorstwie wyrobów, stan obecny
ind_q5f	Ceny produkowanych w przedsiębiorstwie wyrobów, oczekiwanie
ind_q6s	Zatrudnienie, stan obecny
ind_q6f	Zatrudnienie, oczekiwanie
ind_q8f	Ogólna sytuacja gospodarki polskiej, oczekiwanie

Źródło: „Koniunktura w przemyśle”, Instytut Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.

Tabela A2. Wybrane pytania z testu koniunktury konsumenckiej

Oznaczenie	Treść pytania
hhs_q1	Ocena sytuacji finansowej gosp. domowego w porównaniu 12 miesięcy wstecz
hhs_q2	Oczekiwanie co do stanu finansów gosp. domowego na następne 12 miesięcy
hhs_q4	Oczekiwanie co do ogólnej sytuacji ekonomicznej Polski na następne 12 miesięcy
hhs_q5	Porównanie kosztów utrzymania teraz i 12 miesięcy wstecz
hhs_q6	Oczekiwanie co do tempa zmian cen na następne 12 miesięcy
hhs_q7	Oczekiwanie co do zmian bezrobocia na następne 12 miesięcy
hhs_q9	Prognoza wydatków na dobra trwałego użytku w horyzoncie 12 miesięcy w relacji do analogicznych wydatków w ciągu ostatnich 12 miesięcy
hhs_q10	Ocena oszczędności i klimatu do oszczędzania w kontekście sytuacji ekonomicznej kraju

Źródło: „Koniunktura w przemyśle”, Instytut Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.

Tabela A3. Specyfikacja i dopasowanie modeli ekonometrycznych

Model a)	Zmienne objaśniające b)	R ² adj.
cpi	[+]1_cpi, [+]hhs_q7, [+]hhs_q9, [-]ind_q4s, [+] trade c)	0,965
une	[+]1_une, [+]f_cpi, [-]hhs_q10, [-]ind_q6s, [-]trade	0,963
pkb	[+]1_pkb, [-]f_cpi, [+]f_une, [+]hhs_q2, [+]hhs_q9	0,860
cpi	[+]1_cpi, [+]hhs_q7, [+]hhs_q9, [-]ind_q4s, [+] trade	0,965
pkb	[+]1_pkb, [-]f_cpi, [-]hhs_q6, [-]ind_q4s, [+]ind_q8f, [-]agri	0,856
une	[+]1_une, [-]f_cpi, [-]f_pkb, [+]hhs_q5, [+]hhs_q9, [+]ind_q3s, [-] ind_q6f	0,989
une	[+]1_une, [+]hhs_q5, [+]ind_q3s, [-]ind_q5f, [-]ind_q6f	0,979
cpi	[+]1_cpi, [-]f_une, [+]hhs_q7, [+]hhs_q9, [-]ind_q4s, [+]ind_q5s, [+]trade	0,972
pkb	[+]1_pkb, [+]f_une, [-]f_cpi, [+]hhs_q1, [-]agri	0,845
une	[+]1_une, [+]hhs_q5, [+]ind_q3s, [-]ind_q5f, [-]ind_q6f	0,979
pkb	[+]1_pkb, [+]f_une, [+]hhs_q2, [+]ind_q8f, [-] agri	0,849
cpi	[+]1_cpi, [-]f_une, [+]f_pkb, [-]hhs_q4, [-]ind_q4s, [-]ind_q6s	0,971
pkb	[+]1_pkb, [-]hhs_q6	0,803
une	[+]1_une, [-]f_pkb, [+]hhs_q9, [+]ind_q3s, [-]ind_q3f, [-]ind_q6f	0,982
cpi	[+]1_cpi, [+]f_pkb, [-]f_une, [+]hhs_q6, [-]ind_q6s	0,971
pkb	[+]1_pkb, [-]hhs_q6	0,803
cpi	[+]1_cpi, [+]f_pkb, [+]hhs_q6, [-]ind_q6s	0,972
une	[+]1_une, [-]f_pkb, [+]f_cpi, [+]hhs_q9, [+]ind_q3s, [-]ind_q3f	0,983

a) Sposób notacji jest opisany w punkcie 2.1.

b) We wszystkich modelach występuje stała, pominięta w specyfikacji.

c) W nawiasach [] przed symbolem zmiennej objaśniającej podano znak oszacowanego parametru.

Źródło: opracowanie własne.