

Michał GRESZTA*
Wojciech MACIEJEWSKI*

Kombinowanie prognoz gospodarki Polski**

Wstęp

Prognozy podstawowych wskaźników makroekonomicznych wykorzystywane są obecnie przez wiele podmiotów przy formułowaniu swojej strategii rozwoju. Dotyczy to zarówno głównych instytucji państwa zajmujących się gospodarką, jak również większości firm, szczególnie tych dużych. Prognozy gospodarcze są systematycznie formułowane przez wiele ośrodków. Obserwujemy tworzenie swoistego rynku prognoz. Istnienie wielu prognoz dla tej samej kategorii pozwala na ranking prognoz, przy zdanym kryterium dobroci prognozy. Pozwala również na formułowanie prognozy, która wykorzystuje informacje zawarte w kilku prognozach. Takie postępowanie pozwala na zmniejszenie błędu prognozy. Minimalizuje ryzyko decyzji podejmowanych na jej podstawie. Takie możliwości dają prognozy kombinowane wykorzystujące informacje zawarte w każdej z prognoz indywidualnych.

Obecnie istnieje bardzo bogata literatura dotycząca prognoz kombinowanych. Monografię zawierającą szczegółowy przegląd metod budowania tych prognoz oraz wyniki najbardziej znaczących zastosowań (57 badań) zawiera praca [Armstronga, 2001, s. 417-439]. Podsumowując wyniki 30 znaczących badań prognostycznych wykonanych w latach 1960–2000 Armstrong wykazał, iż średnia redukcja błędu prognozy wynosiła 12,5% (i mieściła się w granicach 3,3%-23,5%). W podsumowaniu tej analizy [Armstrong, 2001 s. 425-427] zauważa, że warunki, w których prognozy kombinowane powinny dawać lepsze prognozy niż prognozy indywidualne sprowadzają się głównie do sytuacji:

- braku prognozy stabilnie dominującej pozostałe prognozy,
- niepewności dotyczącej przyszłego stanu obiektu prognozy,
- wysokiego kosztu w przypadku wystąpienia dużego błędu prognozy.

W takiej sytuacji korzystanie z prognozy kombinowanej może prowadzić do minimalizacji ryzyka uzyskania prognozy obciążonej dużym błędem. Postępowanie to można porównać do korzyści płynących z dywersyfikacji portfela akcji, zob. [Newbold i Harvey, 2002, s. 268-269].

* Autorzy są pracownikami Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego. Artykuł wpłynął do redakcji w lutym 2005 r.

** Artykuł przygotowywano na podstawie referatu M. Greszta, W. Maciejewski, *Combining Macroeconomic Forecasts in Transition: The Case of Poland* wygłoszonego na konferencji *The 23rd International Symposium on Forecasting*, Merida, czerwiec 2003.

W [Greszta i Maciejewski, 2000] omówiona została dokładność polskich prognoz makroekonomicznych w latach dziewięćdziesiątych i ich efektywność. Ogólne wnioski płynące z tej analizy sprowadzały się do stwierdzenia, że prognozy te w znacznej mierze nie spełniają kryterium efektywności, zaś ich dokładność, mimo iż nie odbiega istotnie od dokładności prognoz dla gospodarek o ustabilizowanej gospodarce, mogłaby ulec znaczącej poprawie, gdyby budowana była na całym dostępnym zbiorze informacji.

Badania [Greszta i Maciejewski, 2002] pokazują, że poszczególne prognozy gospodarki polskiej wykorzystują różne zbiory informacji. Wykorzystanie maksymalnego zbioru informacji umożliwia konstrukcja tak zwanej prognozy kombinowanej. Taki był też ogólny wniosek płynący z artykułu [Greszty i Maciejewskiego, 2000].

W Polsce pierwsze badania nad prognozami kombinowanymi opisane zostały w artykule [Grajka, 2000]. Niestety, badanie to oparte było na małej próbie czasowej. W późniejszych badaniach, opartych na większych próbach, uzyskać można znacznie silniejsze statystyczne rezultaty.

Dane wykorzystane w prezentowanym badaniu zaczerpnięto z Bazy Prognoz Makroekonomicznych. Baza ta powstała na Wydziale Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego w 1995 roku jako część programu PHARE Independent Macroeconomic Forecasts. Zawiera ona prognozy głównych polskich zmiennych makroekonomicznych na lata 1995-2010. Baza jest cały czas uzupełniana i w lutym 2005 roku liczyła ponad 14 000 prognoz. Mimo iż w porównaniu do badań Grajka, wykorzystywana w tej pracy próba prognoz jest znacznie większa, w dalszym ciągu zasadniczym problemem dla uzyskania dobrych prognoz kombinowanych jest krótki okres obserwacji, dla którego dysponujemy danymi statystycznymi. Poważnym problemem jest również fakt, iż w polskiej gospodarce, w wyniku transformacji systemowej, obserwujemy istotne zmiany strukturalne, co w znacznej mierze obniża jakość formułowanych prognoz. Wybrano tylko takie metody, które są stosunkowo mało wrażliwe na opisane wyżej zjawiska. Dlatego możliwe jest zastosowanie jedynie najprostszych metod prognoz kombinowanych.

Metoda

Większość metod kombinowania prognoz opartych jest o zasadę, że prognozy „lepszyc” ośrodków wchodzi do prognozy kombinowanej z większą wagą. Miara „dobroci” prognoz są zwykle błędy popełniane przez dany ośrodek w przeszłości. Zatem prognozy ośrodków uzyskujących mniejsze błędy w przeszłości wchodzi do prognozy kombinowanej z większymi wagami. Jedną z pierwszych prac omawiających zasady konstruowania prognozy kombinowanej jest praca [Bates i Granger, 1969].

Pierwsze dwie zastosowane metody – średnia arytmetyczna i mediana – nie są typowymi metodami kombinowania prognoz. Średnia i mediana są bowiem wyznaczone w oderwaniu od błędów ośrodków w poprzednich okre-

sach. Metody te będziemy nazywać *prostymi metodami kombinowania prognoz*. Metody te stanowią dobry punkt odniesienia dla pozostałych metod. W szeregu przypadkach średnia arytmetyczna daje najlepsze prognozy. Ciekawą analizę potwierdzającą tę tezę zobacz np. [Clemen, 1989], [Armstrong, 2001].

Pozostałe wykorzystane w tym artykule metody kombinowania prognoz ograniczono do metod liniowych, bez stałej, dla których wagi są nieujemne i sumują się do jedności. Dla dwóch ośrodków prognoza kombinowana o tych własnościach zdefiniowana jest przez

$$fc_t = k_t f_{t1} + (1 - k_t) f_{t2},$$

gdzie:

fc_t – prognoza kombinowana formułowana na okres t ,

$k_t \in (0,1)$ – waga,

f_{t1}, f_{t2} – prognozy ośrodka 1 i ośrodka 2 formułowane na okres t .

Opisane poniżej cztery metody kombinowania, oznaczone literami od (a) do (d), są wariantami klasycznej metody wariancji-kowariancji. W najprostszej wersji tej metody wagi są odwrotnie proporcjonalne do średniego błędu kwadratowego prognoz danego ośrodka. Można je wyznaczyć na podstawie ostatniego okresu [Granger i Newbold, 1986, s. 269].

$$k_t = \frac{e_{t-1,2}^2}{e_{t-1,1}^2 + e_{t-1,2}^2}, \quad (\text{a})$$

bądź wszystkich poprzednich okresów

$$k_t = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} e_{s2}^2}{\sum_{s=1}^{t-1} (e_{s1}^2 + e_{s2}^2)}, \quad (\text{b})$$

gdzie: e_{t1}, e_{t2} – błędy prognoz ośrodka 1 oraz ośrodka 2.

Kolejne dwie metody uwzględniają spostrzeżenie, że optymalne wagi mogą się zmieniać w czasie i dlatego dawne błędy mają mniejszy wpływ na ocenę „dobroci” ośrodka niż błędy świeże [za Granger i Newbold, 1986, s. 269]:

$$k_t = \alpha \cdot k_{t-1} + (1 - \alpha) \cdot \frac{e_{t-1,2}^2}{e_{t-1,1}^2 + e_{t-1,2}^2}, \quad (\text{c})$$

$$k_t = \frac{\sum_{s=1}^{t-1} W^s e_{s2}^2}{\sum_{s=1}^{t-1} W^s (e_{s1}^2 + e_{s2}^2)}, \quad (d)$$

gdzie $\alpha \in (0,1)$, $W > 1$.

Pozostaje problem ustalenia parametrów α i W . Przyjęte w badaniu wartości ($\alpha = 0,7$ i $W = 2,5$) nie odbiegają od przyjmowanych w innych badaniach (zob. np. [Granger i Newbold, 1986, s. 270-273]).

Uogólnienie formuł (a)-(d) na przypadek większej liczby ośrodków można znaleźć u [Grangera i Newbolda, 1986, s. 274].

Ostatnia prognoza kombinowania wykorzystana w opracowaniu oparta jest na metodzie bayesowskiej [za Bunn, 1975]. Waga k_t w tej metodzie jest równa

$$k_t = \frac{1 + b_{(t-1)1}}{2 + (t-1)},$$

gdzie $b_{t-1,1}$ – liczba przypadków z pierwszych $(t-1)$ okresów, dla których prognoza ośrodka 1 jest lepsza od prognozy ośrodka 2.

Metody (a)-(d) oraz metodę bayesowską nazywać będziemy *złożonymi metodami kombinowania prognoz*.

Dane

Przeprowadzone przez autorów badanie dotyczyło prognoz trzech podstawowych kategorii makroekonomicznych. Z Bazy Prognoz Makroekonomicznych wybrano prognozy na dany rok:

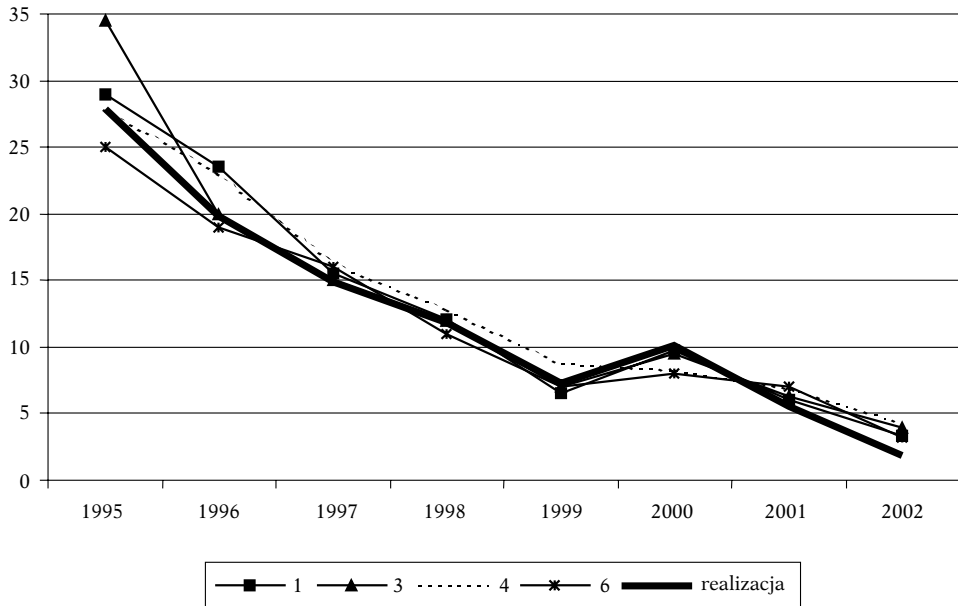
- (i) inflacji (mierzonej średnioroczną zmianą indeksu CPI),
- (ii) dynamiki PKB (w cenach stałych),
- (iii) stopy bezrobocia na koniec roku.

Wybrano sześć ośrodków, które publikują regularnie takie prognozy (zobacz załącznik A, tablica A.1).

Na dokładność prognoz znaczący wpływ ma długość horyzontu prognozy (Greszta, 2000). Dlatego do badania wybrano prognozy o podobnym horyzoncie, które zostały wykonane w I połowie prognozowanego roku, możliwie najpóźniej (w załączniku A, tablica A.2 podano miesiąc wykonania prognoz). Zauważmy, że w większości przypadków prognozy pochodzą z maja bądź czerwca.

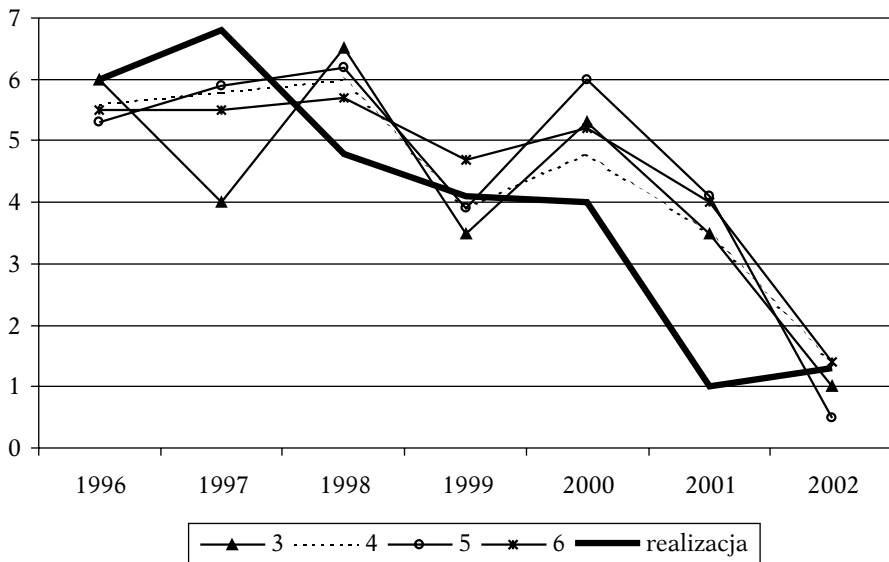
Na rysunkach 1-3 pokazano wartości prognoz wraz z realizacjami.

Rysunek 1. Prognozy inflacji



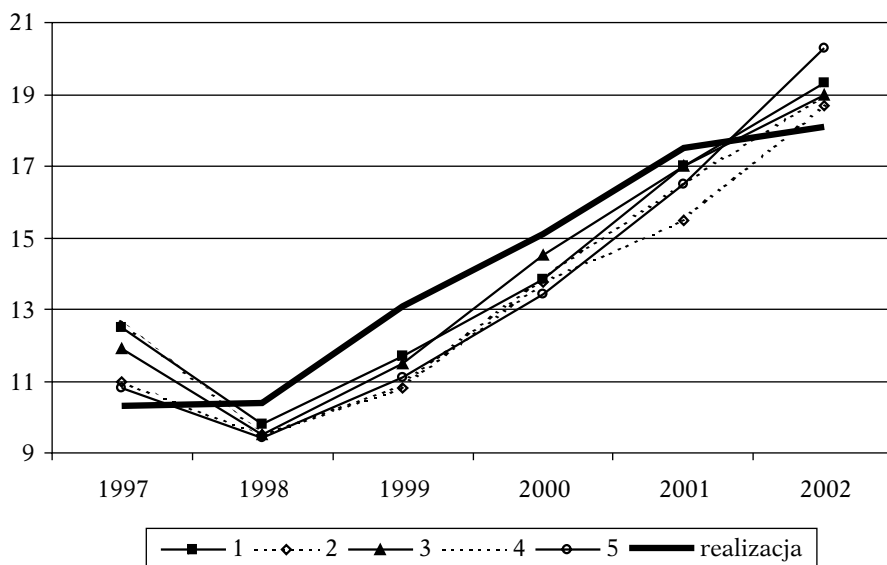
Źródło: Opracowanie własne

Rysunek 2. Prognozy dynamiki PKB



Źródło: Opracowanie własne

Rysunek 3: Prognozy stopy bezrobocia



Źródło: Opracowanie własne

Dla wszystkich trzech badanych kategorii brak jest dominującej prognozy, to znaczy ośrodka, który w całym badanym okresie formułował prognozy obarczone najmniejszymi błędami. Z analizy rysunków 1-3 wynika również, że wszystkie ośrodki nie były w stanie dobrze przewidzieć punktów zwrotnych lub znaczących zmian tempa wzrostu dla tych trzech kategorii. Sytuacja ta jest szczególnie widoczna w przypadku prognoz bezrobocia w 1998 i 2001 roku. Natomiast w przypadku prognozy PKB punkty zwrotne są prognozowane z opóźnieniem jednego okresu (roku). Obserwujemy również systematyczne obciążenie prognoz (ze wszystkich ośrodków) dla bezrobocia w okresie 1998-2001 (niedoszacowanie) oraz w tym samym okresie stałe przeszacowanie prognoz PKB (poza rokiem 1999 dla PKB).

W tabelicy 1 znajdują się wartości średnich błędów prognoz poszczególnych ośrodków. Wartości błędów prognoz odniesiono do wartości błędu prognozy naiwnej traktowanej jako wartość realizacji z poprzedniego okresu.

Średnie błędy poszczególnych ośrodków są na ogół mniejsze od błędów prognozy naiwnej, zawierają się zwykle w przedziale 1-1,8 punktu procentowego i są porównywalne do błędów prognoz w krajach o długiej historii prognozowania (zobacz [Artis, 1997]; [Öller i Barot, 2000]). Szczegółowe porównanie jakości polskich prognoz makroekonomicznych z analogicznymi prognozami dla krajów OECD zawarte są u [Greszty i Maciejewskiego, 2002].

Tablica 1

MAE (średni błąd absolutny) i RMSE (pierwiastek średniego błędu kwadratowego) prognoz indywidualnych

kategoria	ośrodki	MAE	RMSE
inflacja	1	1,1	1,5
	3	0,6	0,9
	4	1,8	1,9
	6	1,1	1,3
	naïwna	4,5	4,8
PKB		MAE	RMSE
	3	1,5	1,8
	4	1,0	1,3
	5	1,4	1,7
	6	1,2	1,5
	naïwna	1,2	1,5
stopa bezrobocia		MAE	RMSE
	1	1,0	1,1
	2	1,4	1,6
	3	0,9	1,0
	4	1,2	1,3
	5	1,6	1,7
	naïwna	1,6	1,9

Uwagi: Prognozy z błędami mniejszymi od błędów dla prognozy naiwnej są **wytluszczone**.

Źródło: Opracowanie własne

Wyniki badania

Wykorzystując metody opisane w części 1 (Metoda) wyznaczono prognozy kombinowane. Wagi dla prognoz kombinowanych zostały wyznaczone w oparciu o błędy prognoz w latach poprzedzających prognozowany rok. Na przykład dla inflacji wagi dla prognozy kombinowanej na rok t wyznaczane są w oparciu o błędy w latach 1995 – $(t - 1)$. Średnie błędy prognoz kombinowanych umieszczono w tablicy 2.

Tablica 2

MAE (średni błąd absolutny) i RMSE (pierwiastek średniego błędu kwadratowego) prognoz kombinowanych

kategoria	metoda	MAE	RMSE
inflacja	średnia	0,9	1,1
	mediana	1,0	1,2
	a	1,1	1,5
	b	1,2	1,6
	c	1,3	1,6
	d	1,2	1,5
	bayesowska	1,0	1,2
	najlepsza indywidualna	0,6	0,9
	indywidualne – średnio	1,2	1,4

kategoria	metoda	MAE	RMSE
PKB	średnia	1,2	1,5
	mediana	1,1	1,4
	a	1,4	1,8
	b	1,4	1,8
	c	1,5	1,8
	d	1,4	1,7
	bayesowska	1,3	1,6
	najlepsza indywidualna	1,0	1,3
	indywidualne – średnio	1,3	1,6
stopa bezrobocia	średnia	1,2	1,3
	mediana	1,2	1,3
	a	1,2	1,2
	b	1,3	1,3
	c	1,3	1,3
	d	1,2	1,3
	bayesowska	1,2	1,3
	najlepsza indywidualna	0,9	1,0
	indywidualne – średnio	1,2	1,3

Uwagi: Prognozy z błędami mniejszymi niż dla średniej arytmetycznej są **wytłuszczone**.

Źródło: Opracowanie własne

Analiza *ex post* wskazuje, że najlepsza prognoza indywidualna dla każdej kategorii charakteryzuje się mniejszym średnim błędem od najlepszej prognozy kombinowanej. Zauważmy jednak, że w momencie formułowania prognozy nie wiemy, która prognoza indywidualna daje najmniejsze błędy *ex post*. Dlatego zasadne jest porównanie prognoz kombinowanych nie z najlepszą, ale z przeciętną prognozą indywidualną. W tym przypadku średnie błędy prostych metod kombinowania prognoz są mniejsze od średniego błędu prognoz indywidualnych.

Natomiast w przypadku złożonych metod kombinowania, w większości przypadków średnie błędy tych prognoz są większe zarówno od średniego błędu prognoz indywidualnych, jak i średniego błędu prostych metod kombinowania prognoz.

Można wymienić kilka przyczyn, z powodu których prognozy uzyskane prostymi metodami kombinowania są obciążone najmniejszymi błędami.

Po pierwsze, w kolejnych okresach czasu w istotny sposób zmienia się ranking ośrodków prognozujących wykorzystywanych dla konstrukcji prognozy kombinowanej. Sytuacja ta ma znaczący wpływ na niestabilność, w kolejnych okresach czasu, optymalnych wag poszczególnych ośrodków. Dla oceny stałości rankingu ośrodków w kolejnych okresach czasu wykorzystano współczynnik korelacji rang Spearmana. Dla każdej kategorii współczynnik korelacji obliczony został pomiędzy rangami w okresie t i $(t-1)$. Średnie wartości tych współczynników podane są w tablicy 3.

Tablica 3

Współczynnik korelacji rang Spearmana (wartość średnia)

kategoria	korelacja
inflacja	0,31
PKB	0,04
stopa bezrobocia	0,08

Źródło: Opracowanie własne

Niskie, bliskie zera, wartości współczynników korelacji potwierdzają hipotezę o niestabilności rankingu prognoz w poszczególnych momentach czasu (szczegółowy ranking poszczególnych ośrodków dla trzech makrokategorii znajduje się w załączniku A, tablicy A.3).

Po drugie, obserwacje wykorzystywane do kombinowania prognoz pochodzą z bardzo krótkiej próby (maksymalnie 8 obserwacji dla CPI).

Po trzecie, dla większości obserwacji błędy prognoz poszczególnych ośrodków mają ten sam znak. Nie występuje więc zjawisko kompensacji błędów prognoz (błędy prognoz o różnym znaku).

Wnioski

Wyniki badań pokazują, że średnie błędy prostych prognoz kombinowanych, chociaż gorsze od najlepszej prognozy indywidualnej, są zawsze niższe od średniego błędu prognoz indywidualnych. Zauważmy ponadto, że ze względu na brak dominującej prognozy indywidualnej, czy nawet względnie stabilnego rankingu poszczególnych prognoz w kolejnych okresach czasu, stosowanie prognozy kombinowanej znacznie zmniejsza ryzyko obciążenia prognozy dużym błędem, co może mieć miejsce w przypadku stosowania tylko jednej, wybranej prognozy indywidualnej. Dlatego też nawet obecnie wydaje się celowym wykorzystywanie dla prognozy makroekonomicznych w Polsce prognoz kombinowanych.

Uzyskane wyniki sugerują, aby stosowane obecnie prognozy kombinowane bazowały na dwu zasadniczych przesłankach:

- wykorzystanie modelu prognozy kombinowanej ze stałymi wartościami wag poszczególnych prognoz w kolejnych okresach czasu – z powodu dużej niestabilności rankingów,
- uwzględnienie maksymalnego zbioru prognoz w kolejnych momentach czasu (wszystkie dostępne prognozy, być może dla próby uciętej np. do dwóch odchyłeń od średniej wartości) – co jest szczególnie uzasadnione wobec krótkiego okresu obserwacji.

Propozycje te są zgodne z zaleceniami wynikającymi z analiz badań nad prognozami kombinowanymi w literaturze. W cytowanej pracy [Armstrong, 2001, s. 435] formułuje wskazówki jakimi należy kierować się w przypadku budowy prognozy kombinowanej. Należy zatem:

- wykorzystać prognozy indywidualne uzyskane różnymi metodami,

- jeżeli to możliwe, wykorzystać więcej niż pięć prognoz indywidualnych,
 - stosować jasną procedurę kombinowania,
 - posługiwać się równymi wagami w przypadku wysokiego poziomu niepewności dotyczącej przyszłości,
 - stosować średnie ucięte,
 - wykorzystać wagi bazujące na dobrym rozeznaniu obiektu prognozowania.
- Sugestie te powinny być przesłanką dla dalszych badań nad prognozami kombinowanymi dla Polski.

Można również przypuszczać, iż w miarę postępu transformacji polskiej gospodarki, która obecnie dobiega końca, zasady rozwoju gospodarki będą podobne do występujących w rynkowych gospodarkach wysoko rozwiniętych, a zatem przewidywania będą bardziej stabilne.

W miarę upływu czasu obserwujemy również, iż rynek makroekonomicznych prognoz gospodarczych staje się coraz bardziej dojrzały. Modele prognoz bazują w większości na nowoczesnych metodach prognozowania co pozwala na wykorzystanie do prognoz nowoczesnej metodologii.

Przeprowadzona analiza historyczna prognoz trzech wybranych kategorii oraz zmiany zachodzące w polskiej gospodarce związane z procesami transformacyjnymi wskazują, iż w dłuższym okresie prognozy kombinowane powinny zdecydowanie dominować prognozy indywidualne. Co potwierdzają cytowane już wcześniej prace [Amstrong 2001]. Celowym będzie również wykorzystywanie, w odróżnieniu od modelu średniej i mediany, bardziej zaawansowanych modeli kombinowania prognoz.

Załącznik A

Tablica A.1

Określenie ośrodków, które wchodzą do prognozy kombinowanej

<i>k</i>	opis ośrodka
1	Misiak, redaktor <i>Penetratora</i> , potem <i>Rynków Finansowych</i>
2	D. Durjasz jako dyrektor Departamentu Analiz i Badań NBP
3	T. Chrościcki jako dyrektor Departamentu Monitoringu i Analiz RCSS
4	W. Welfe jako przedstawiciel UŁ
5	W. Orłowski, jako przedstawiciel ZBS-E GUS I PAN oraz NOBE
6	Międzynarodowy Fundusz Walutowy

Źródło: Opracowanie własne

Tablica A.2

Miesiąc prognoz na rok bieżący z podziałem na ośrodki

kategoria	grupa	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
inflacja	1	6	3	6	5	5	5	5	6
	3	6	5	6	5	5	5	5	6
	4	6	5	6	5	5	5	5	6
	6	5	5	5	5	4	5	5	4
PKB	3		5	6	5	5	5	5	6
	4		5	6	5	5	5	5	6
	5		4	6	6	5	5	5	6
	6		5	5	5	4	5	5	4
stopa bezrobocia	1			6	5	5	5	5	6
	2			6	5	5	5	2	6
	3			6	5	5	5	5	6
	4			6	5	5	5	5	6
	5			6	5	5	5	5	6

Źródło: Opracowanie własne

Tablica A.3

Rangi ośrodków w poszczególnych latach

– rangi dla inflacji

grupa	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
1	2	4	2	2	3	1	1	2
3	4	1	1	1	1,5	2	2	3
4	1	3	4	4	4	3	3	4
6	3	2	3	3	1,5	4	4	1

Źródło: Opracowanie własne

– rangi dla PKB

grupa	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
3	1	4	4	3	3	1,5	3
4	2	2	2	1	1	1,5	1,5
5	4	1	3	1	4	4	4
6	3	3	1	4	2	3	1,5

Źródło: Opracowanie własne.

– rangi dla bezrobocia

grupa	1997	1998	1999	2000	2001	2002
1	4	1	1	3	1,5	4
2	2	3	5	4	5	1
3	3	3	2	1	1,5	2,5
4	5	3	4	2	3,5	2,5
5	1	5	3	5	3,5	5

Źródło: Opracowanie własne

Bibliografia

- Armstrong J.S., [2001], *Principles of Forecasting: A Handbook for Researchers and Practitioners*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Artis M.J., [1997], *How accurate are the IMF's short-term forecasts? Another examination of the World Economic Outlook*, *Staff Studies for the World Economic Outlook*, International Monetary Fund, Washington.
- Bates J.M., Granger C.W.J., [1969], *The combination of forecasts*, *Operation Research Quarterly*, 20, 451-468.
- Bunn D.W., [1975], *A Bayesian approach to the linear combination of forecasts*, *Operational Research Quarterly*, 26, 325-329.
- Clemen R.T., [1989], *Combining economic forecasts*, *International Journal of Forecasting*, 5, 559-583.
- Clements M.P., Hendry D.F. (red.), [2002], *A Companion to Economic Forecasting*, Blackwell Publishers, Oxford.
- Grajek M., [2000], *Combined Forecasts – Application for Poland*, [w:] W. Welfe, P. Wdowiński (red.), *Modelling Economies in Transition, Proceedings of the Fourth International Conference*, P.S. Absolwent, Łódź.
- Granger C.W.J., Newbold P., [1986], *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, San Diego.
- Greszta M., [2000], *Modelling Errors of Polish Yearly Macroeconomic Forecasts*, [w:] red.: W. Welfe, P. Wdowiński (red.), *Modelling Economies in Transition, Proceedings of the Fourth International Conference*, P.S. Absolwent, Łódź.
- Greszta M., Maciejewski W., [2000], *Makroekonomiczne prognozy gospodarki polskiej w latach dziewięćdziesiątych*, *Gospodarka Narodowa*, 10, 21-30.
- Greszta M., Maciejewski W., [2002], *Macroeconomic Forecasts in Transition – Polish Projections in the '90s*, [w:] *East European Transition and EU Enlargement. A Quantitative Approach*, red. W.W. Charemza, K. Strzała, Physica-Verlag, New York.
- Greszta M., Maciejewski W., [2003], *Combining Macroeconomic Forecasts in Transition: The Case of Poland*, *The 23rd International Symposium on Forecasting*, Merida, Meksyk.
- Newbold P., Harvey D.I., [2002], *Forecast Combination and Encompassing*, [w:] M.P. Clements, D.F. Hendry (red.), *A Companion to Economic Forecasting*, Blackwell Publishers, Oxford.
- Öller L.-E., Barot B., [2000], *The Accuracy of European Growth and Inflation Forecasts*, *International Journal of Forecasting*, 16, 293-315.

COMBINED ECONOMIC FORECASTING IN POLAND

Summary

The article attempts to combine Poland's macroeconomic forecasts in 1995-2002 covering three categories: inflation, GDP growth and unemployment. A combined forecast makes use of information offered by several different forecasts, so it makes it possible to reduce the forecast error.

Both „simple forecast combination methods” (arithmetic mean and median) and „complex forecast combination methods” (variants of the classic variance-covariance method and the Bayes method) were used.

The results of the research show that the average error of simple combined forecasts, though worse than that of the best individual forecast, is always lower than the average error of individual forecasts. On the other hand, in the case of complex methods

of combining forecasts, the average errors of these forecasts are usually greater than both the average error of individual forecasts and the average error of simple methods of combining forecasts. The work explains the causes for this situation and offers suggestions on future research into combining Polish macroeconomic forecasts.