

Michał GRESZTA, Wojciech MACIEJEWSKI\*

## Makroekonomiczne prognozy gospodarki polskiej w latach dziewięćdziesiątych

### Wstęp

*W miarę postępu transformacji gospodarki polskiej od systemu centralnie planowanego do rynkowego, coraz większą rolę w życiu gospodarczym zaczynają pełnić prognozy makroekonomiczne. W prasie codziennej regularnie publikowane są prognozy wykonywane przez wiele różnych ośrodków, wśród których można wyróżnić m.in. organy rządowe, niezależne ośrodki prognozytyczne, ekspertów gospodarczych, uczestników życia gospodarczego kraju, instytucje i ośrodki zagraniczne. Szczególną rolę w tym procesie odgrywają banki, zwłaszcza te duże.*

Już w połowie lat dziewięćdziesiątych szereg ośrodków regularnie formułowało i publikowało takie prognozy. Porównanie tak powstających prognoz podjęto w realizowanym w latach 1997-1998 projekcie PHARE „Niezależne prognozy makroekonomiczne”. Uczestniczyło w nim pięć niezależnych ośrodków naukowych: Centrum Danych Makroekonomicznych i Finansowych, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Institute of Forecasts and Economic Analyses, Niezależny Ośrodek Badań Ekonomicznych, Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego (prognozy opracowywały cztery pierwsze ośrodki)<sup>1</sup>. W ramach projektu nawiązano stałą współpracę pomiędzy niezależnymi ośrodkami naukowymi regularnie wykonującymi i publikującymi prognozy gospodarki Polski w oparciu o formalne modele matematyczne. Ponadto powołano stałe forum dyskusji pomiędzy ośrodkami wykonującymi prognozy, politykami gospodarczymi i przedstawicielami mass mediów dotyczące prognoz makroekonomicznych. W ramach regularnych (co 2-3 miesiące) seminariów odbywały się dyskusje nad założeniami metodologicznymi, założeniami do wspólnego scenariusza i własnościami modeli używanych w prognozach. Dzięki temu następowała wymiana informacji i poglądów pomiędzy ośrodkami oraz doskonalenie modeli prognostycznych.

\* Michał Greszta jest doktorantem, a Wojciech Maciejewski – pracownikiem naukowym na Wydziale Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego.

<sup>1</sup> Ośrodki uczestniczące w projekcie to: Centrum Danych Makroekonomicznych i Finansowych (CDMiF, W. Charemza, K. Strzała), Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową (IBnGR, M. Grabowski, M. Gronicki), Institute of Forecasts and Economic Analyses (LIFEA, W. Welfe, A. Welfe), Niezależny Ośrodek Badań Ekonomicznych (NOBE, L. Zienkowski, B. Czyżewski, W. Orłowski), koordynatorem projektu był W. Maciejewski, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski.

Ujednolicenie metodologii dokonywania prognoz pozwoliło lepiej zrozumieć różnice w prognozach ośrodków. Dzięki projektowi utworzono też bazę danych polskich prognoz makroekonomicznych, która w części wykorzystywana jest w niniejszym opracowaniu. Poza opracowaniami *stricte* naukowymi prezentowanymi m.in. na konferencjach o działalności projektu ukazały się także publikacje w prasie codziennej, w których prezentowano różne prognozy gospodarki polskiej<sup>2</sup>.

Wyniki prognoz gospodarczych są dyskutowane nie tylko na różnych konferencjach naukowych, ale również przez przedstawicieli życia gospodarczego<sup>3</sup>. Powstała w 1995 r. na Wydziale Nauk Ekonomicznych UW baza danych prognoz wybranych kategorii makroekonomicznych w grudniu 2000 roku zawierała niemal 7400 prognoz. W tabelicy 1 umieszczono informację o liczbie prognoz wg podziału na najczęściej prognozowane kategorie i grupy ośrodków.

Baza danych zawiera prognozy o różnych horyzontach. Około 25% prognoz ma horyzont mniejszy niż 6 miesięcy (tj. publikowane są w miesiącach lipiec-grudzień prognozowanego roku), 28% prognoz wykonywanych jest z wyprzedzeniem od 7 do 12 miesięcy, kolejne 33% to prognozy na rok przyszły, a pozostałe 14% prognoz ma ponad dwuletni horyzont.

Prognozowane są niemal wszystkie kategorie makroekonomiczne. W niniejszym artykule zbadano prognozy dynamiki realnego PKB (w skrócie: PKB), inflacji średniorocznej mierzonej indeksem cen konsumenta (CPI) (inflacja) oraz stopy bezrobocia na koniec roku (bezrobocie)<sup>4</sup>, a więc kategorie najczęściej prognozowanych, o jednoznacznych definicjach.

W opracowaniu główna uwaga zwrócona została na różne charakterystyczne cechy prognoz makroekonomicznych Polski w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych. Zbadano dokładność i efektywność prognoz oraz próbowano odpowiedzieć na pytanie, czy w Polsce prognozy rządowe charakteryzują się większym „optymizmem” co jest typowe dla prognoz rządowych dla gospodarek wysoko rozwiniętych.

Poszczególne części pracy odpowiadają na różne pytania, w których posługujemy się różnymi metodami badawczymi, co w konsekwencji prowadzi do wykorzystania nieco innej części bazy danych. W ten sposób nie zawsze wyniki są w pełni porównywalne, jednak w każdym przypadku próba jest maksymalnie wykorzystana. Jest to bardzo ważne, ponieważ baza danych zawiera prognozy dopiero od 1995 roku, więc obejmuje okres tylko kilku lat.

<sup>2</sup> *Rzeczpospolita* z 11 grudnia 1997 r., 28 maja 1998 r. i in.

<sup>3</sup> Od szeregu lat w maju są dyskutowane prognozy rozwoju gospodarki polskiej w Ministerstwie Finansów. Również pisma zajmujące się praktyką życia gospodarczego organizują takie dyskusje (zob. np. Wykorzystanie prognoz makroekonomicznych w inwestowaniu na rynku kapitałowym, *Nasz Rynek Kapitałowy*, nr 2 (luty 1999)).

<sup>4</sup> Wszystkie zmienne wyrażone są w procentach.

Tablica 1

Liczba wszystkich prognoz w bazie danych w rozbiu na kategorie i rodzaje ośrodków  
(stan na grudzień 2000 r.)

Kategorie	Ośrodki				razem
	akademickie i niezależne	rządowe	zagraniczne	pozostałe	
stopa bezrobocia	219	165	40	47	471
kurs walutowy zł/USD	158	72	15	69	314
dynamika wynagrodzenia realnego	125	81	10	121	337
dynamika spożycia zbiorowego	158	91	22	45	316
dynamika spożycia gospodarstw domowych	189	106	27	53	375
dynamika produkcji sprzedanej przemysłu	173	202	32	188	595
dynamika PKB	281	215	172	190	858
dynamika nominalnego wynagrodzenia	143	125	5	81	354
dynamika nakładów inwestycyjnych	194	153	31	165	543
dynamika importu	220	142	34	166	562
dynamika eksportu	251	202	35	194	682
CPI (średniorocznie)	239	194	131	190	754
CPI (grudzień do grudnia)	60	161	27	195	443
pozostałe	355	219	17	189	780
razem	2765	2128	598	1893	7384

### Ocena błędów prognoz

Błąd prognozy definiujemy jako różnicę pomiędzy prognozą i realizacją:

$$e_t = F_t - R_t,$$

gdzie:

$F_t$  – prognoza,

$R_t$  – realizacja.

Najczęściej stosowane miary dobroci prognoz to średni błąd absolutny (MAE) i średni błąd kwadratowy. W naszym badaniu będziemy posługiwali się średnim błędem absolutnym prognozy, ponieważ jest on mniej wrażliwy na istnienie bardzo dużych błędów:

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_i |e_i|.$$

Oczekujemy, że błędy zmieniają się wraz z horyzontem prognozy. Do porównań brane są pod uwagę tylko prognozy na koniec danego roku z maja i października, i wchodzi one do obliczeń z tą samą wagą. Są to miesiące ustalone arbitralnie, w ten sposób, by zapewnić porównanie z prognozami zagranicznymi [Artis, 1997].

Czy więc błędy polskich prognoz gospodarczych są wysokie (por. Greszta, Maciejewski, Prognozy bliskie rzeczywistości, *Rzeczpospolita* z 16 grudnia 2000 r.)? W ocenie jakości polskich prognoz dobrym punktem odniesienia bę-

dą błędy prognoz zagranicznych. Artis (1997) analizował prognozy Międzynarodowego Funduszu Walutowego z lat 1971-1994, wykonanych na rok bieżący i opublikowanych w maju i październiku dla czterech krajów wysoko rozwiniętych. Dla Polski wielkości błędu wyznaczono dla prognoz z lat 1995-1999 (por. tablica 2). Najpierw wyznaczono średnie błędy dla prognoz z maja i prognoz z października, a następnie obliczono średnią z tych dwóch wielkości.

Porównanie wielkości błędów prognoz dla gospodarki polskiej i prognoz dla gospodarek innych krajów nie jest w pełni uprawnione. Prognozy polskie wykonywane były w znacznie krótszym okresie (tylko 5 lat) niż prognozy MFW (23 lata). Można jednak zauważyć, że pomimo iż wartości bezwzględne realizacji w Polsce są dużo wyższe, błędy nie odbiegają znacząco od błędów prognoz MFW. Można więc wysnuć z tego wniosek iż przeciętna dobroć prognoz dla gospodarki polskiej nie odbiegała, *in minus*, od dobroci prognoz wykonywanych dla gospodarek zachodnich.

Tablica 2

## Średnie błędy absolutne prognoz polskich i zagranicznych

Kategoria i kraj	Średnia absolutna wartość realizacji	Średni błąd absolutny
PKB		
Polska	5.9	0.9
Niemcy	2.7	1.0
USA	3.2	0.8
Włochy	2.6	1.0
Wielka Brytania	2.2	0.9
inflacja		
Polska	16.7	0.9
Niemcy	4.1	0.6
USA	5.1	0.4
Włochy	6.8	0.8
Wielka Brytania	9.1	1.4
bezrobocie, Polska	12.0	0.9

Uwagi: Prognozy zagraniczne to prognozy MFW z lat 1971-1994 za Artisem (1997). Prognozy polskie z lat 1995-1999 (opracowanie własne). Prognozy są publikowane w maju i październiku roku prognozy.

## Efektywność polskich prognoz

Następnym krokiem oceny prognoz jest sprawdzenie, czy są efektywne, czyli czy są one tożsame z racjonalnymi oczekiwaniami. Efektywność prognozy można testować na wiele sposobów. W niniejszym opracowaniu zbadano, czy publikowane prognozy nie są gorsze od prognoz naiwnych oraz czy w prognozowaniu nie są popełniane systematyczne błędy.

W pierwszym kroku porównujemy średni błąd prognoz ze średnim błędem tzw. prognoz naiwnych (por. tablica 3). Za prognozę naiwną przyjmujemy realizację (albo dynamikę) kategorii z roku poprzedniego. Największą przewagę

nad prognozami naiwnymi mają prognozy inflacji, najmniejszą – PKB i stopy bezrobocia. Błędy prognoz naiwnych są jednak zawsze wyższe, co przemawia za efektywnością prognoz.

Tablica 3

## Błędy prognoz i prognoz naiwnych

Kategoria	Średni błąd prognozy	Średni błąd prognozy naiwnej
PKB	0,9	1,2
inflacja	0,9	5,1
bezrobocie	0,9	1,4

Uwagi: Prognozy są publikowane w maju i październiku roku prognozy w latach 1996-99.

W drugim kroku szacujemy parametry równania [por. np. Wallis, 1989]:

$$(1) \quad R = \alpha + \beta \cdot F + \varepsilon,$$

Jeśli prognozy są efektywne, to:

$$(2) \quad \alpha = 0, \beta = 1.$$

Można też badać tylko obciążenie prognoz [por. np. Mincner i Zarnowitz, 1969], czyli zweryfikować hipotezę, czy średni błąd jest istotnie różny od zera. Oznacza to testowanie hipotezy  $\alpha = 0$  w równaniu  $R = \alpha + F + \varepsilon$ . Zwykle hipotezę testuje się korzystając z szeregu czasowego prognoz jednego ośrodka. Tutaj jednak zamiast takiej prognozy wykorzystano dla każdego z lat 1995-99 średnią prognozę z maja i października. Następnie oszacowano parametry  $\alpha$  i  $\beta$  (por. tablica 4 i 5).

Tablica 4

Wyniki testowania hipotezy  $\alpha = 0, \beta = 1$ 

Kategoria	$\alpha$	$\beta$	Poziom istotności
PKB	0,22	1,04	0,668
inflacja	-0,41	1,00	0,088
bezrobocie	2,50	0,80	0,842

Uwagi: Prognozy są publikowane w maju i październiku roku prognozy w latach 1995-99.

Tablica 5

Zakładamy  $\beta = 1$ . Wyniki testowania hipotezy  $\alpha = 0$ 

Kategoria	$\alpha$	Poziom istotności
PKB	0,45	0,330
inflacja	-0,44	0,016
bezrobocie	0,08	0,893

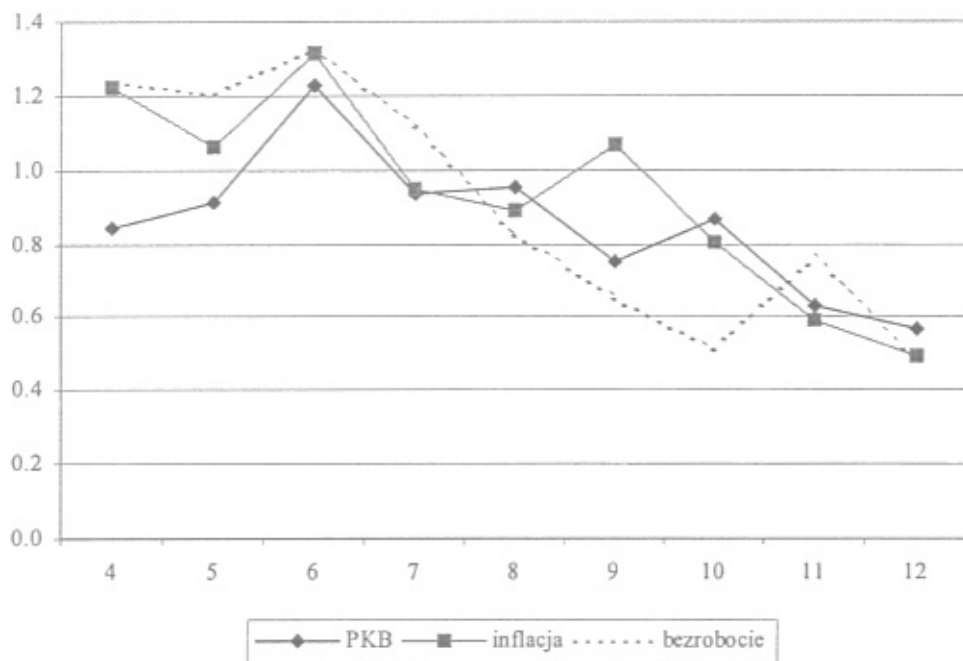
Uwagi: Prognozy są publikowane w maju i październiku roku prognozy w latach 1995-99.

Dla wszystkich kategorii nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy (2) przy (poziomie istotności 5%), zauważmy jednak, że w przypadku inflacji znajdujemy się najbliższej wartości krytycznej testu. Natomiast hipotezę o nieobciążeniu prognoz odrzucamy dla inflacji. Wyniki sugerują więc, że prognozy inflacji nie są efektywne. Choć wartość średniego błędu jest podobna dla wszystkich trzech kategorii (por. tablica 2), to prognozy PKB i bezrobocia nie zawierają błędów systematycznych.

### Błąd prognozy jako funkcja horyzontu prognozy

Kolejne badanie polega na określeniu jak błąd prognozy zależy od jej horyzontu. Na wykresie 1 przedstawiono wartość średniego absolutnego błędu (MAE) prognoz z lat 1995-99 w zależności od momentu formułowania prognozy. Liczba 4 oznacza, że prognozy wykonano w kwietniu roku prognozowanego, 5 – w maju, itd. Zatem analiza dotyczy prognoz publikowanych od II do IV kwartału prognozowanego roku<sup>5</sup>.

Wykres 1. Średni błąd absolutny wg kategorii i miesięcy (prognoz z lat 1995-99)



<sup>5</sup> Rozszerzenie tego okresu o prognozy formułowane w pierwszych kwartałach odpowiednich lat nie ma sensu, ponieważ liczba prognoz w pozostałych miesiącach jest niewystarczająca.

Wraz ze skracaniem się horyzontu prognozy obserwujemy spadek średnich błędów [zob. również Maciejewski, 1999]. Dla ustalenia tempa spadku średniego błędu prognozy (parametr beta) dopasowano najprostszą, liniową funkcję do średnich błędów absolutnych:

$$MAE(m) = \alpha + \beta \cdot m + \varepsilon,$$

gdzie  $m$  – miesiąc formułowania prognozy.

Tablica 6

Wartości oszacowanych parametrów regresji: średni błąd absolutny jako funkcja miesiąca prognozy (w nawiasach odchylenia standardowe)

Kategoria	Stała	Beta
PKB	1,24 (0,17)	-0,05 (0,02)
inflacja	1,63 (0,15)	-0,09 (0,02)
bezrobocie	1,76 (0,16)	-0,11 (0,02)

Uwagi: Prognozy z lat 1995-99

Parametr  $\beta$  jest dla wszystkich kategorii istotnie niższy od zera, co potwierdza hipotezę o zmniejszaniu się błędu prognoz wraz ze skracaniem horyzontu prognozy.

### Optymizm prognoz rządowych<sup>6</sup>

Powszechnie przyjmuje się, że racjonalne prognozy powinny być nieobciążone. Czy zatem prognozy obciążone, a w szczególności prognozy optymistyczne są zawsze nieracjonalne? Niekoniecznie. [Ehrbeck i Waldmann, 1996], oraz [Laster i in., 1999] wskazują, że racjonalnie postępujący prognozujący może prognozować z obciążeniem, aby zdobyć klientów na zakup prognoz.

Obciążenie prognoz rządowych należy jednak tłumaczyć inaczej. Po pierwsze, prognoza rządowa może wpływać na realizację, a więc jest niekiedy tzw. samo spełniającą się prognozą. W tym przypadku spodziewamy się prognoz optymistycznych, wyrażających przekonanie rządu o pożądanym poziomie wartościach zmiennych makroekonomicznych. Nie zawsze panuje zgoda, jakie wartości uważane są za pożądane. Wydaje się jednak, że rząd powinien przede wszystkim niedoszacowywać prognozy inflacji i przeszacowywać prognozy PKB. Oczywiście niekiedy zbyt niska inflacja lub zbyt wysoki wzrost PKB są zjawiskami niepożądanymi, jednak w badanym okresie można taką sytuację wykluczyć. Dla bezrobocia oczekiwania pełnią mniejszą rolę.

Po drugie można oczekiwać prognoz pozwalających uzyskać pożądaną pozycję deficytu budżetowego. Ujmując to nieco inaczej, rząd może przy założonym poziomie deficytu dążyć do uzasadnienia pożądanego wydatków lub po-

<sup>6</sup> Rozdział w części oparty na [Greszta, 2000].

datków. Zatem istnieje kolejne racjonalne uzasadnienie optymistycznych prognoz, które w tym przypadku oznaczają takie wartości zmiennych makroekonomicznych, dla których deficyt budżetowy jest jak najmniejszy. Spodziewać się więc należy przede wszystkim wysokich prognoz PKB i inflacji oraz niskich prognoz bezrobocia. Należy zaznaczyć, że na deficyt budżetowy bardzo istotny wpływ mają także inne zmienne, takie jak stopy procentowe i kurs walutowy. Badanie tych zmiennych wykracza jednak poza zakres tej analizy.

Przeprowadzona analiza dotyczy lat 1995-2001. Wykorzystano 767 prognoz PKB, 676 prognoz inflacji i 413 prognoz bezrobocia. Należy podkreślić, że pomimo znacznej liczby obserwacji, trzeba ostrożnie traktować rezultaty estymacji, ponieważ próba obejmuje krótki okres. Do „rządu” zaliczono osoby i instytucje związane z szeroko rozumianą władzą wykonawczą.

Dla każdej kategorii wyznaczamy średnią wartość błędu prognoz rządowych (por. tablica 7):

$$\alpha = \sum_i e_i / N$$

Należy jednak zauważyć podstawową wadę powyższego podejścia. Dla tak krótkiej próby, metoda ta jest wrażliwa na niespodziewane zdarzenia. Przykładowo, zgodnie z ocenami IBnGR, kryzys rosyjski z 1998 roku obniżył eksport na wschód o 2,5-3,5 mld dolarów i, biorąc pod uwagę działanie pozostałych szoków, wzrost gospodarczy był o 1,5 punktu procentowego niższy (*Rzeczpospolita* z 31 grudnia 1999). Dlatego należy raczej porównywać prognozy rządowe z pozostałymi prognozami, eliminując w ten sposób wpływ otoczenia. Jeżeli rząd ma tyle samo informacji co inne podmioty, wtedy różnica powinna mierzyć optymizm (bądź pesymizm) rządu.

Zbadano zatem, o ile prognozy rządowe są wyższe od pozostałych prognoz, uwzględniając kategorię i rok prognozy. Innymi słowy, dla każdej kategorii estymowano parametry równania:

$$F_i = \sum_j \beta_j \cdot U_{ji} + \gamma \cdot U_{gov_i} + \varepsilon_i$$

gdzie:

$U_j$  – zmienne zerojedynkowe przyjmujące wartość 1 w roku  $j$  ( $U_{1995}$ ,  $U_{1996}$ ,...),

$U_{gov}$  – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 dla prognoz rządowych,

$\beta_j$ ,  $\gamma$  – parametry.

W tablicy 7 przytoczono szacunki estymatora  $\gamma$  dla lat 1995-1999 (by zapewnić porównanie) i dla całej próby (lata 1995-2001). Okazuje się, że zgodnie z oczekiwaniami rządowe prognozy PKB są istotnie wyższe od prognoz pozostałych ośrodków. Ponadto rząd prognozuje niższą inflację, co może przemawiać za tym, że postępuje on zgodnie z teorią o samospełniającej się prognozie. Potwierdza to także nieistotny parametr  $\gamma$  dla bezrobocia, gdyż dla tej kategorii prawdopodobnie wpływ oczekiwań jest niewielki.



Tablica 7

Optymizm prognoz rządowych (w nawiasach statystyki t-Studenta)

Kategoria	$\alpha$ ; 1995-99	$\gamma$ ; 1995-99	$\gamma$ ; 1995-2001
PKB	0,15 (1,6)	0,22* (3,2)	0,20* (3,1)
inflacja	0,28 (1,7)	-0,81* (-4,6)	-0,70* (-4,5)
bezrobocie	-0,34 (-1,9)	-0,13 (-0,9)	-0,06 (-0,5)

\* – istotne przy poziomie 5%

Źródło: [Greszta, 2000]

### Uwagi końcowe

Obecnie w Polsce mamy do czynienia z wielu różnymi ośrodkami, w których w sposób regularny formułowane są makroekonomiczne prognozy polskiej gospodarki. Obserwujemy również coraz większe zainteresowanie różnych agencji rządowych różnymi analizami prognostycznymi (symulacyjnymi), które pomagają przy formułowaniu właściwej polityki gospodarczej państwa.

Przeprowadzona w tym opracowaniu analiza tych prognoz pozwala na stwierdzenie, iż stopień dokładności tych prognoz nieznacznie tylko odbiega od dokładności prognoz dla krajów, w których tradycje prognozowania są znacznie bardziej rozwinięte, a dalsze zaawansowanie procesów transformacji gospodarki polskiej, prowadzące również do większej stabilności procesów gospodarczych z pewnością zwiększy dobroć prognoz. Analizy prowadzą również do wniosku, iż w większości przypadków prognozy te nie są obciążone błędami systematycznymi. Optymistyczny charakter prognoz rządowych potwierdza obserwacje o podobnym zachowaniu rządu w innych krajach. Otrzymano więc ciekawe wyniki, pomimo że badanie ograniczone było krótkim szeregiem czasowym. Autorzy mają nadzieję kontynuować badania nad jakością polskich prognoz wraz z rozszerzeniem bazy danych o kolejne lata.

### Bibliografia

- 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.
- Ehrbeck T., R. Waldmann [1996], Why are Professional Forecasts Biased? Agency versus Behavioral Explanations, *Quarterly Journal of Economics*, **111**, 21-40.
- Greszta M. [2000], Czy polskie prognozy rządowe cechuje optymizm?, referat wygłoszony na konferencji Wydziału Nauk Ekonomicznych UW, Nowogród, wrzesień 2000.
- Laster D., P. Bennett, I.S. Geom [1999], Rational Bias in Macroeconomic Forecasts, *Quarterly Journal of Economics*, **112**, 293-318..
- Maciejewski W. [1999], Dokładność makroekonomicznych prognoz gospodarki polskiej w latach 1995-1997, *Rector's Lectures*, **41**, Akademia Ekonomiczna w Krakowie.

Mincer J., V. Zarnowitz [1969], The Evaluation of Economic Forecasts, w: J. Mincer (red.), *Economic Forecasts and Expectations*, National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles, 19, 3-46, New York, Columbia University Press.

Wallis K. F. [1989], Macroeconomic Forecasting: A Survey, *The Economic Journal*, 99, 28-61.