



SYMULACYJNY MODEL GOSPODARKI POLSKI

Polska Akademia Nauk • Instytut Badań Systemowych

Seria: BADANIA SYSTEMOWE
tom 20

Redaktor naukowy:

Prof. dr hab. Jakub Gutenbaum

Warszawa 1998

SYMULACYJNY MODEL GOSPODARKI POLSKI

Pod redakcją

Jakuba GUTENBAUMA

i Michała INKIELMANA

Publikację opiniował
Prof. dr hab. Jerzy Kisielnicki

Publikacja współfinansowana przez
KOMITET BADAŃ NAUKOWYCH w ramach projektu
badawczego Nr 1 H02B 023 09 nt. „Wyznaczania
efektywnych dróg rozwoju makroekonomicznego
Polski na podstawie modelu matematycznej symulacji
komputerowej”

Copyright © by Instytut Badań Systemowych PAN
Warszawa 1998

ISBN 83-85847-08-1
ISSN 0208-8029

$$BW_i + \Delta C_i^{np} + \Delta ZB_i = \Delta S_i^h + \Delta R_{1i} \quad (3.12)$$

Odpowiada to dokładnie postaci bilansu strumieni sektora finansowego w modelu (patrz paragraf 2.6.2 z opisem modelu sektora finansowego i wymiany z zagranicą). Identyczna odpowiedniość zachowana jest również dla bilansu danych (3.10) i modelu.

Spośród wielkości (3.12), na etapie strojenia modelu, porównywane są (w ramach BW): eksport towarów i usług oraz import towarów i usług (bilanse handlu zagranicznego). Porównywane są również pozostałe pozycje bilansowe sektora finansowego: kredyty netto przedsiębiorstw, zadłużenie netto sfery budżetowej, oszczędności netto gospodarstw domowych i wielkość niezbilansowania sektora finansowego. Mechanizm generacji w modelu tej ostatniej wielkości jest znacznie uproszczony, w porównaniu z mechanizmem jej kształtowania się w rzeczywistości. Na etapie prognozy wymienione wielkości mogą być wyjściami modelu.

3.2. Dostrajanie modelu dla danych historycznych 1993 - 1996

3.2.1. Warunki początkowe

Jako warunki początkowe scenariusza symulacyjnego, wykorzystanego do kalibracji modelu przyjmujemy stan z grudnia 1993 r. Analiza danych statystycznych umożliwia zebranie informacji o większości parametrów i zmiennych procesu dla tego okresu.

Wykorzystanie ich jako warunków początkowych dla modelu wymaga jednakże dodatkowych obliczeń oraz selekcji danych. Równania modelu wiążące zmienne między sobą powodują bowiem, że część dostępnych danych nie jest potrzebna do wyznaczenia jednoznacznego rozwiązania modelu. Pełny zestaw danych początkowych, uzyskany z danych statystycznych, pozostaje nadmiarowy w stosunku do liczby stopni swobody modelu, nawet jeśli ją powiększymy o liczbę nieznanymi parametrów. Zwykle taki nadmiar jest korzystny z punktu widzenia wiarygodności danych, gdyż stosując uśrednianie możemy zredukować część błędów i niejednorodności. Jeśli jednak skorygowane w ten sposób dane chcemy wykorzystać, jako wartości liczbowe danych początkowych modelu, powstaje problem, który polega na tym, że dane statystyczne (szczególnie pochodzące z różnych źródeł i opracowywane różnymi metodami: rachunki narodowe GUS, sprawozdania finansowe NBP, itd.), zwykle nie bilansują się w sensie równań modelu.

W pewnych przypadkach część danych statystycznych uzyskuje się z obliczeń, których zgodność z logiką modelu jest problematyczna lub dane te pochodzą z różnych grup danych z założenia nieporównywalnych. Przykładem może tu być wartość PKB: sposób

obliczania tej wielkości w danych statystycznych odbiega od prostych formuł przyjętych w modelu. Najczęstszymi przyczynami rozbieżności wyników są różnice baz cenowych, różne metody uśredniania w warunkach zmienności cen i różne metody klasyfikacji składników bilansów.

Jednym z najbardziej jaskrawych przykładów takiej sytuacji jest obliczanie wartości zużycia pośredniego (łącznie zużycie dóbr materiałowych przez wszystkie sektory). W zestawie warunków początkowych modelu wprowadzono współczynniki materiałochłonności dla wszystkich sektorów produkcyjnych i udział zakupu materiałów w wydatkach sektora budżetowego. Współczynniki te zostały policzone na podstawie danych statystycznych dotyczących ilości poszczególnych dóbr. W ten sam sposób określono współczynniki udziału importu. W modelu obliczenia te są wykonywane w odwrotnym kierunku: dla zadanych w warunkach początkowych powyższych współczynników oraz poziomów produkcji poszczególnych sektorów produkcyjnych i wydatków sektora budżetowego (zgodnie z danymi statystycznymi) obliczamy zużycie pośrednie, jako sumę wszystkich zakupów materiałów. Suma ta jest mniejsza od odpowiedniej danej statystycznej o około 8%.

W tej sytuacji dostępny zestaw warunków początkowych nie spełnia najprawdopodobniej wszystkich równań modelu. Efektem wprowadzenia takich warunków początkowych jest zakłócenie przebiegu symulacji, przynajmniej w kilku pierwszych okresach (kwartałach). Ponieważ horyzont, w którym dysponujemy danymi statystycznymi wymaganymi do kalibracji modelu, jest bardzo krótki (2 i pół roku), czas „rozbiegu” symulacji należy skrócić do minimum – stąd troska o dobór niesprzecznych warunków początkowych.

W praktyce cel został osiągnięty przez ograniczenie do minimum liczby zmiennych, dla których warunki początkowe są wprowadzane jako dane liczbowe. W najprostszym przypadku mamy do czynienia ze zbiorem warunków początkowych dla składowych określonego strumienia i dla agregatu tego strumienia, przedstawionego w modelu w postaci ich sumy. Aby uniezależnić model od ewentualnej niespójności źródeł danych szczegółowych i zbiorczych (np. w wielkości zbiorczej mogą być zawarte dodatkowe składniki nie podane jawnie), wprowadzamy jedynie wartości liczbowe dla składowych, natomiast wartość początkową łączną obliczamy jako ich sumę, zgodnie z formułą bilansową modelu (choć wartość statystyczna wielkości zbiorczej może być sformułowana nieco inaczej).

W powyższym przykładzie statystyczna wartość zużycia pośredniego nie została wykorzystana, jako warunek początkowy bilansu na rynku materiałów, gdyż spowodowałoby to zakłócenie w postaci impulsu cenowego. Dla pozostałych zmiennych, których wartości początkowe są potrzebne do rozpoczęcia obliczeń pierwszego kroku symulacji, są one wyznaczone z równań modelu, nawet jeśli istnieją odpowiednie dane statystyczne.

Część „nadmiarowych” danych, nie wprowadzanych bezpośrednio do warunków początkowych, wykorzystujemy do kalibracji modelu. W ten sposób wyznaczamy większość parametrów scenariusza, określających relacje między zmiennymi, takich jak: materiałochłonność produkcji, zdolność produkcyjna kapitału, udział importu i eksportu w spożyciu i produkcji. Pozwala to uzyskać pełną zgodność dla warunków początkowych, powiązanych skalarnymi zależnościami, z tylko jednym z powyższych parametrów.

W niektórych przypadkach mamy do czynienia z problemem wielowymiarowym, w którym liczba danych jest dostateczna do stwierdzenia, że układ równań jest sprzeczny, natomiast zbyt mała, aby sensowna była estymacja minimalizująca błąd w sensie statystycznym. Przykładem takiej sytuacji jest ustalanie warunków początkowych i identyfikacja parametrów dla składników i bilansu handlu zagranicznego. Jako dane wykorzystano zarówno dane statystyczne wolumenów produkcji eksportowej i importu dla poszczególnych sektorów, jak i wartości eksportu i importu z raportów finansowych. Znane powszechnie stwierdzenie rozbieżności wartości liczbowych z obu źródeł oparte jest na założeniu istnienia ceny importowej i ceny eksportowej jednolitej, przynajmniej w ramach sektora oraz jednolitego przelicznika nominalów złotych na walutowe (kursu walutowego). Nie rozwiązuje problemu statystyczna wielkość *terms of trade*, mówiąca o zmianach relacji cen importowych do eksportowych. Ostatecznie, aby powiązać jednoznacznie wartość bilansu handlowego z wolumenami eksportu i importu poszczególnych podmiotów, oprócz wyżej wymienionych wielkości wprowadzono parametry korekcyjne. Parametry te zostały dobrane z punktu widzenia bilansów ilościowo-wartościowych w całym horyzoncie kalibracji modelu, a więc bilanse te nie muszą być spełnione dla warunków początkowych. Wobec tego, dana statystyczna bilansu handlowego nie została wprost wykorzystana w modelu.

W tablicach równań modelu (rozdział 2) w kolumnie „warunki początkowe” podano informacje o sposobie wprowadzania tych warunków do symulacji: wartość liczbową oznacza, że wielkość pochodzi bądź z danych statystycznych, ocen eksperckich, bądź kalibracji dokonanej przed symulacją; wzór matematyczny oznacza, że odpowiedni warunek początkowy nie jest wielkością swobodną; pusta komórka oznacza, że wartość początkowa zmiennej nie jest potrzebna do rozpoczęcia symulacji.

3.2.2. Podstawowe modele podmiotów gospodarczych

W opisie modelu makroekonomicznego (rozdział 2) zawarto odwołania do kilku szczegółowych wzorów matematycznych modeli nieliniowych, określających charakterystyki podmiotów gospodarczych. Wyodrębniono w ten sposób w modelu zależności niebilansowe, których ogólna postać, z dokładnością do pewnej liczby parametrów, jest przedmiotem wstępnych hipotez przy konstruowaniu modelu. Część zależności występujących w modelu ma charakter dość arbitralnie założonych funkcji; należy do nich funkcja ograniczająca wydatki na amortyzację w sektorach produkcyjnych w przypadku ujemnej rentow-

ności, oraz funkcje wpływu inwestycji na materiałochłonność i wydajność kapitału. W niektórych przypadkach (np. zależność stopy kredytowej od inflacji) hipotezy te mogą być uściślane w oparciu o dane statystyczne i wykorzystanie klasycznych metod estymacji parametrów dla wyizolowanej danej zależności funkcyjnej. Częściej jednak mamy w modelu do czynienia z funkcjami wielu zmiennych, które są obserwowane bezpośrednio jako dane statystyczne. Należą do nich: dynamiczna funkcja popytu konsumpcyjnego, funkcja planu produkcyjnego, funkcja udziału importu w popycie konsumpcyjnym, funkcja ceny opartej na kosztach. Wstępne dostrojenie takich modeli jest oparte na lokalnej analizie jakościowej, a ostateczne – wynika z ich funkcjonowania w całym modelu makroekonomicznym. Poniżej przedstawiono przyjęte w modelu postacie tych funkcji i ich charakterystyki jakościowe.

3.2.2.1. Model popytu konsumpcyjnego $Konsum()$:

W modelu popytu konsumpcyjnego uwzględniono jego bezwładność (zależność od wartości poprzedniej), wpływ bieżących dochodów netto, relacji oszczędności do konsumpcji oraz przewidywanej realnej stopy oprocentowania depozytów:

$$Y_{di}^h = K2 \cdot Y_{di-1}^h \cdot (1 + f_i^e) + (1 - K2) \cdot H_{ni}^h \cdot [\exp(-0,1r_{dri}^e + 0,03) - K1 \cdot \exp(-S_{i-1}^h / Y_{di-1}^h)]$$

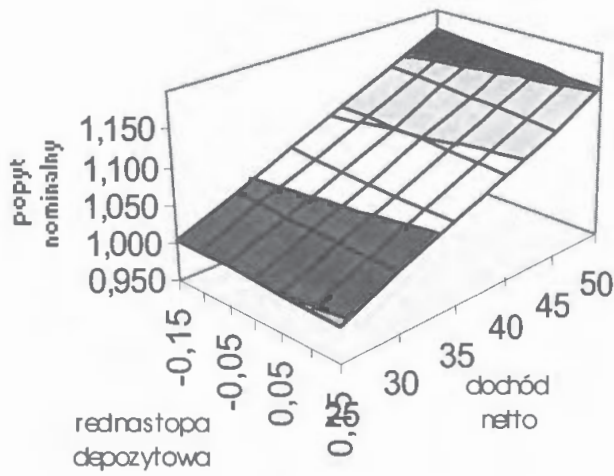
gdzie:

$K1, K2$	– parametry modelu,
f^e	– prognoza inflacji okresowej,
Y_d^h	– popyt konsumpcyjny poprzedni,
H_n^h	– dochód nominalny netto,
r_{dr}^e	– realna stopa procent. oszczędności,
S^h	– stan depozytów oszczędnościowych.

punkt odniesienia dla charakterystyk modelu:

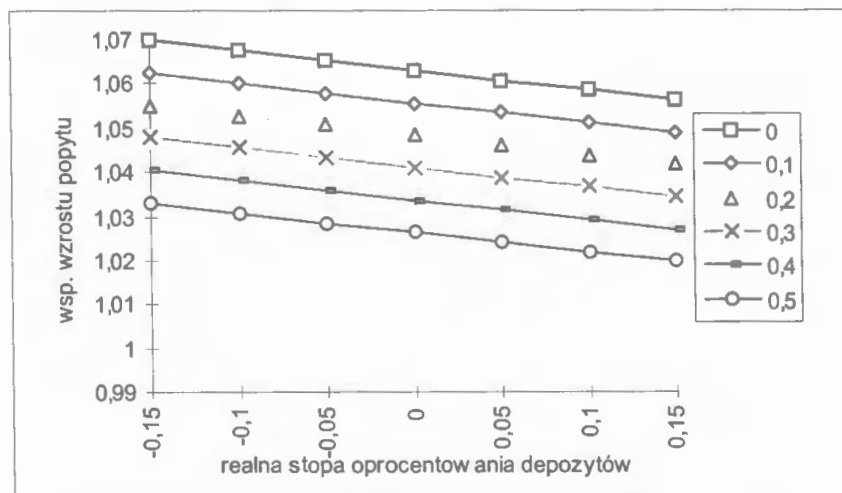
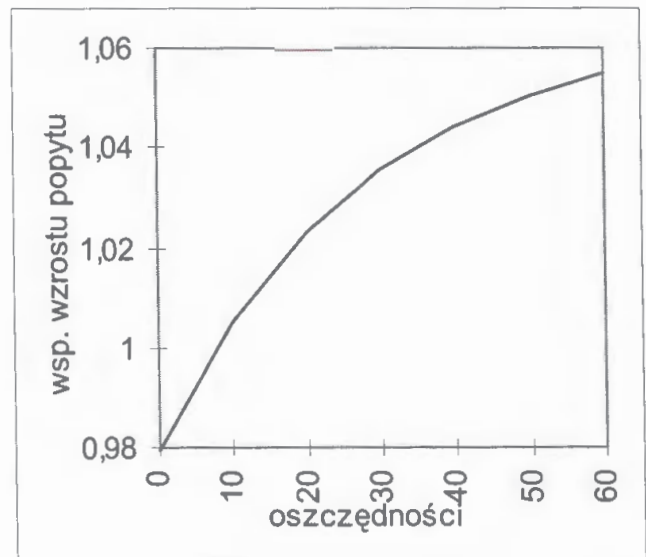
0,40	b/w
0,80	b/w
0,05	b/w
28,00	mld zł
30,00	mld zł
-0,04	b/w
30,00	mld zł

Na wykresach 3.1 – 3.3 przedstawiono kwartalne indeksy zmiany popytu względem popytu w poprzednim kwartale, przy założeniu, że dochód netto w punkcie odniesienia jest o 6,6% większy niż popyt w poprzednim kwartale.



← Rys. 3.1 Wpływ realnej stopy depozytowej i dochodów na zmianę popytu konsumpcyjnego

Rys. 3.2 Wpływ stanu oszczędności na zmianę popytu konsumpcyjnego



Rys. 3.3 Zależność zmian popytu konsumpcyjnego od realnej stopy depozytów dla różnych parametrów modelu

3.2.2.2. Model planu produkcyjnego PlanProd()

Modele planu produkcyjnego dla poszczególnych sektorów różnią się tylko wartościami parametrów i warunkami początkowymi. Wyrażają się poniższym wzorem, w którym pominięto indeksy wskazujące rodzaj sektora:

$$Y_i^{plan} = \min \left[K_{i-1} \cdot \delta_{i-1}; Y_{di-1} \cdot \gamma_i - \Delta Y Z_{i-1} \cdot \beta_i + ka_i \cdot Z_{ri-1} / p_i^e \right]$$

gdzie

parametry:

- d – jednostkowa zdolność produkcyjna kapitału,
- g – współczynnik skłonności wzrostu produkcji,
- b – współczynnik wpływu zapasów,
- ka – współczynnik wpływu zysku na wzrost produkcji.

zmienne:

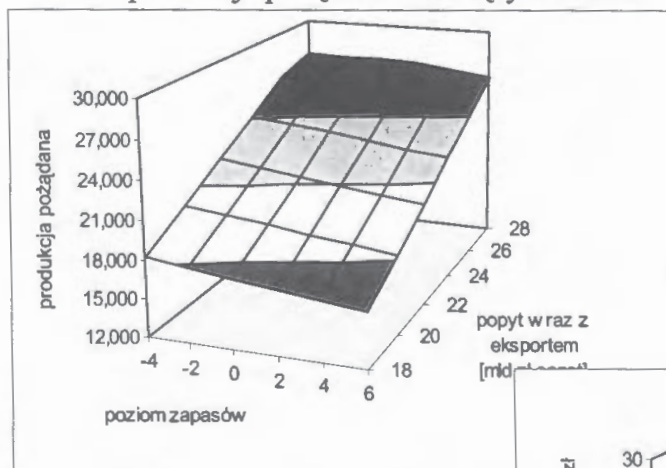
- K – kapitał produkcyjny,
- Yd – popyt konsumpcyjny wraz z eksportem,
- ΔYZ – zapasy produktu (wzgl. poziomu pożądanego),
- Z_r – zysk brutto z poprzedniego okresu,
- p^e – prognozowana cena produktu.

wyjście:

- Y^{plan} – produkcja pożądana w bieżącym okresie

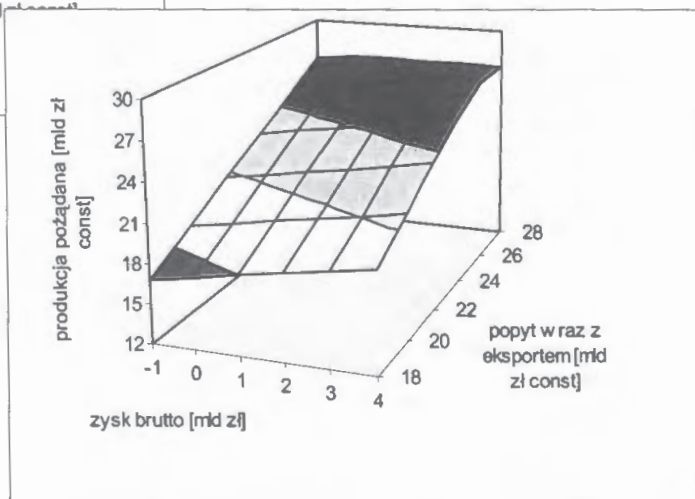
Punkt odniesienia dla charakterystyk modelu (sektor prywatny produkcji materiałów):

0,27	
0,97	
0,2	
0,6	
99,62	mld zł const
22,87	mld zł const
0,15	mld zł const
0,0238	mld zł
1,075	
22,162	mld zł const



Rys, 3.5 Zależność planu produkcyjnego od popytu i zysku w poprzednim okresie

Rys, 3.4 Zależność planu produkcyjnego od popytu i nadmiarowego stanu zapasów



3.2.2.3. Funkcja zmiany udziału importu w popycie konsumpcyjnym $ImpKons()$

Funkcja $ImpKons()$ określa reakcję sektora gospodarstw domowych na niedobór towarów krajowych i na relację cen krajowych i importowych, jako zmianę udziału importu w popycie:

$$\alpha_i = \alpha_{i-1} \cdot \lambda_i$$

$$\alpha_i = \alpha_{i-1} \cdot \left\{ 0,5 + 0,03 / \alpha_{i-1} + \left[-\gamma \cdot \left(1 - e^{-\frac{p_{im}i}{p_i}} \right) + \beta \cdot \frac{\Delta Im_i}{Y_d^h} \right] \cdot \frac{1 - \alpha_{i-1}}{\alpha_{i-1}} \right\}$$

gdzie:

α – udział importu w popycie – wartość poprzednia,

γ – wpływ stosunku cen – parametr modelu,

β – wpływ niedoboru podaży krajowej – parametr modelu,

p_{im}/p – stosunek ceny importowej (wraz z cłem) do krajowej – zmienna symulowana,

$\Delta Im/Y_d^h$ – stosunek niedoboru podaży do popytu krajowego – zmienna symulowana.

Punkt odniesienia dla charakterystyk modelu :

$$\alpha = 0,06$$

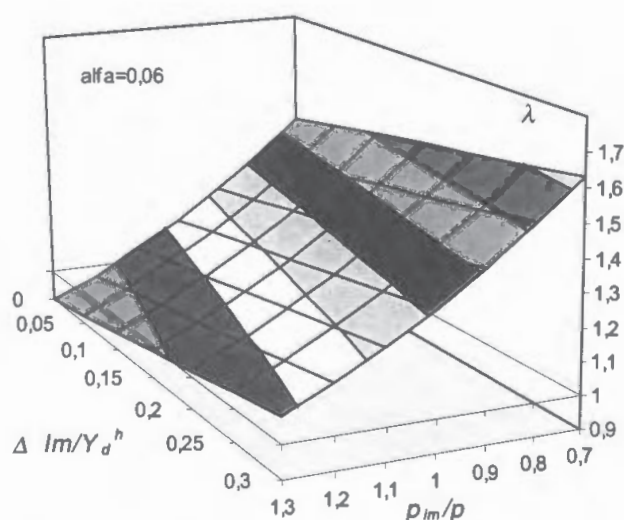
$$\gamma = 0,05$$

$$\beta = 0,04$$

$$p_{im}/p = 1$$

$$\Delta Im/Y_d^h = 0,1$$

$$\lambda = 1,189$$



Rys. 3.6 Współczynnik zmian udziału importu w popycie konsumpcyjnym

Uwagi:

- składnik $(1-\alpha)/\alpha$ zabezpiecza przed wzrostem udziału importu do wartości bliskich 1,
- przy braku deficytu podaży ΔIm oraz cenie importowej równej cenie krajowej α wzrasta,
- jeśli przyjąć $\gamma, \beta = 0$, wówczas α dąży do wartości stałej $\alpha_0 = 0,06$,
- ze względów obliczeniowych (aby uniknąć iteracji) względny deficyt podaży wprowadzany jest z opóźnieniem o 1 okres (z indeksem $i - 1$ przy obliczaniu i -tej wartości α).

3.2.2.4. Zależność stopy kredytowej od inflacji

Decydując się na endogenizację stopy oprocentowania kredytów zmniejszamy liczbę parametrów egzogenicznych, których wartości dla okresów prognozowanych w przeciwnym przypadku należałoby określić w sposób arbitralny. Odbywa się to za cenę arbitralnego wyboru reguły decyzyjnej modelującej zagregowanego decydenta w systemie finansowo-bankowym. Dość krótki ciąg danych historycznych, pozwalających na kalibrację takiego modelu, zmusza do poszukiwania odpowiedniej reguły jedynie w dziedzinie prostych zależności z małą liczbą parametrów. Ogólnie przyjęto, że poszukiwany model stopy oprocentowania kredytów jest modelem autoregresji z prognozą inflacji, jako jedynym wejściem niezależnym. Z kolei prognoza inflacji jest wyjściem procesu wygładzania z opóźnieniem z kwartalną inflacją jako wejściem. Rozpatrzono następujące warianty modelu:

$$\text{I. } r_{ki} = a_1 \cdot r_{ki-1} + a_2 \cdot (1 - a_1) \cdot f_i^e$$

$$\text{II. } r_{ki} = b_0 + b_1 \cdot r_{ki-1} + b_2 \cdot f_i$$

przy czym prognoza inflacji f_i^e może być określona jednym ze wzorów:

$$\text{a) } f_i^e = c_1 \cdot f_{i-1}^e + (1 - c_1) \cdot f_{i-1}$$

$$\text{b) } f_i^e = d_1 \cdot f_{i-1}^e + (1 - d_1) \cdot f_i$$

gdzie $0 \leq c_1 \leq 1$ i $0 \leq d_1 \leq 1$

Kalibracja modelu została wykonana dla kwartalnych danych statystycznych z okresu grudzień 1993 – grudzień 1996 dla inflacji cen dóbr konsumpcyjnych i stopy lombardowej.

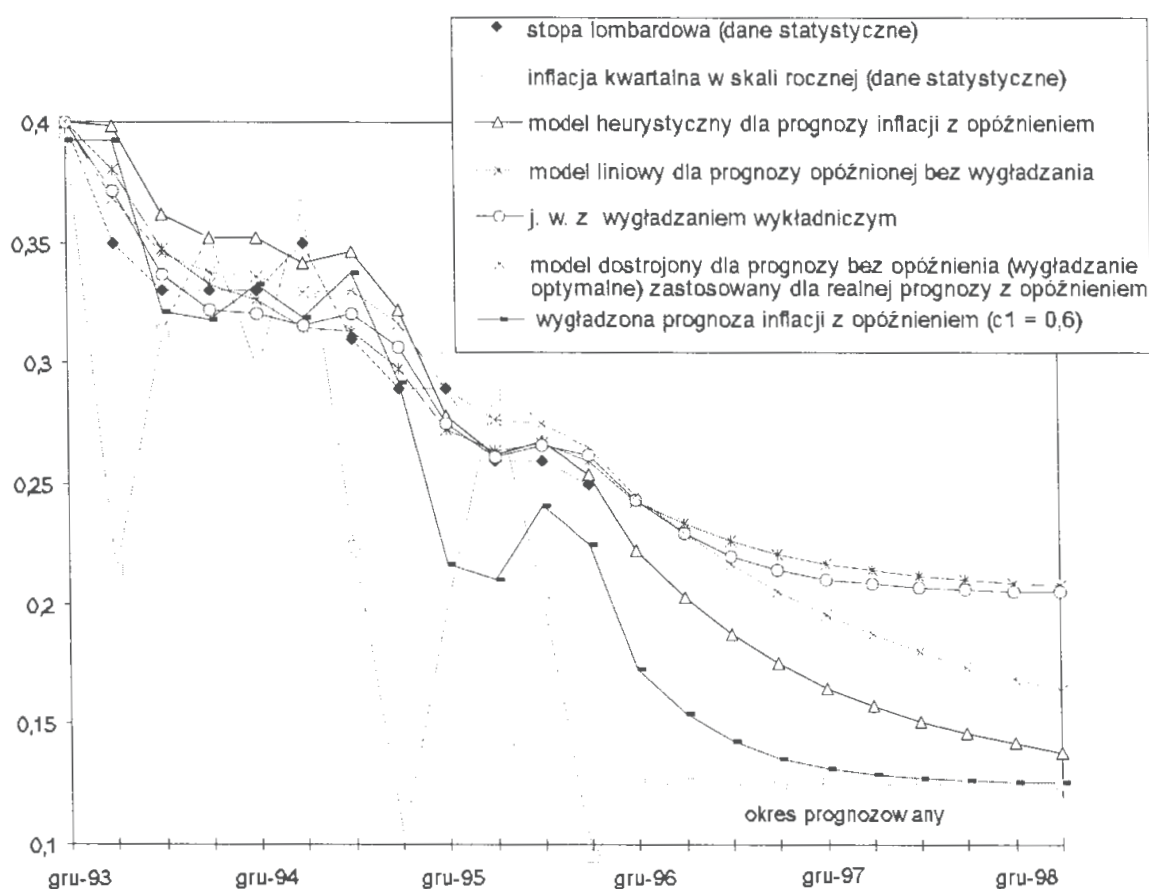
Z punktu widzenia poprawności modelu najlepsze wyniki dają wzory II. – b), (tablica 3.7). Oznacza to, że zmiany inflacji (wygładzone) przenoszą się bez opóźnień na zmiany stopy lombardowej. W modelu takim $b_0 \approx 0$, $b_1 \approx 0,1$ i $b_2 \approx 0,84$ przy bardzo silnym wygładzaniu inflacji: $d_1 \approx 0,88$. W dyskretnym modelu kwartalnym praktyczna realizacja takiej prognozy inflacji wymagałaby iteracyjnego obliczania całego modelu z równoczesnym wyznaczaniem ceny i stopy oprocentowania kredytów. Biorąc pod uwagę, że w modelu stopa oprocentowania ma wpływ tylko na koszty kredytu (liczone z opóźnieniem jednego okresu) i pośrednio na popyt konsumpcyjny, natomiast pominięto działanie tej stopy na rynku kredytów, zdecydowano się na zastosowanie znacznie prostszego w realizacji modelu prognozy inflacji z opóźnieniem o 1 kwartał. Bezpośrednia kalibracja takiego modelu tak, aby zminimalizować efekt opóźnienia przy obliczaniu stopy procentowej, prowadzi do rozwiązań zdegenerowanych: wygładzanie inflacji powinno być bardzo silne $d_1 \approx 1$ (inflacja przestaje być zmienną objaśniającą) a model autoregresji staje się niestabilny.

Tablica 3. 7 Wyniki kalibracji różnych modeli stopy procentowej

Dane:			model I. - a)		model II. - b)		model II. - a)		model II. - a)		model II. - a		
okres	statystyczne:		stopa lombardowa	błąd	stopa	błąd	stopa	błąd	stopa	błąd	stopa	błąd	
	indeks cen kwartalnie	inflacja rocznie											
gru 93	0,4	1,0863	0,3925	0	0,4	0	0,4	0	0,4	0	0,4	0	
mar 94	0,35	1,049782	0,2144	0,3985	0,002352	5,4E-07	0,34926	0,3809	0,000955	0,3718	0,000475	0,3669	0,000287
czer 94	0,33	1,070562	0,3135	0,3617	0,001005	6,6E-05	0,3381	0,3474	0,000304	0,3365	4,29E-05	0,3457	0,000248
wrze 94	0,33	1,078706	0,3539	0,3520	0,000487	3,4E-05	0,33585	0,3327	7,31E-06	0,3218	6,78E-05	0,3377	5,97E-05
gru 94	0,33	1,067425	0,2982	0,3524	0,000504	7,4E-07	0,32914	0,3259	1,69E-05	0,3209	8,31E-05	0,3358	3,38E-05
mar 95	0,35	1,08093	0,3651	0,3416	7,04E-05	0,00043	0,32936	0,3148	0,00124	0,3159	0,001165	0,3291	0,000435
czer 95	0,31	1,051828	0,2239	0,3463	0,001319	3,8E-05	0,3162	0,3135	1,25E-05	0,3202	0,000105	0,3294	0,000375
wrze 95	0,29	1,024813	0,1030	0,3218	0,001015	1,3E-06	0,29115	0,2975	5,63E-05	0,3065	0,000272	0,3162	0,000686
gru 95	0,29	1,046703	0,2003	0,2780	0,000142	0,00016	0,27728	0,2724	0,000308	0,2754	0,000214	0,2911	1,31E-06
mar 96	0,26	1,065253	0,2876	0,2625	6,41E-06	0,00021	0,2746	0,2639	1,52E-05	0,2611	1,11E-06	0,2773	0,000299
czer 96	0,26	1,046671	0,2001	0,2675	5,72E-05	2,1E-05	0,26457	0,2668	4,59E-05	0,2661	3,69E-05	0,2746	0,000213
wrze 96	0,25	1,023071	0,0955	0,2540	1,67E-05	3E-05	0,24451	0,2596	9,21E-05	0,2625	0,000155	0,2646	0,000212
błąd średnio-kwadratowy				0,025182		0,0095		0,01666		0,015426		0,016096	
suma kwadratów błędów				0,006976		0,00099		0,003053		0,002618		0,00285	

W praktyce można więc zastosować model II. – a) z parametrami modelu II. – b), godząc się na opóźnienie wielkości wyjściowej o jeden kwartał lub zadowolić się prostym modelem przybliżonym typu I.–a) z parametrami $a_1 = 0,8$, $a_2 = 1$, $c_1 = 0$ (dobranymi w sposób heurystyczny). Większość wyników symulacji dotyczy tego ostatniego przypadku.

Poniżej przedstawiono wyniki symulacji różnych modeli stopy kredytowej porównane z danymi statystycznymi stopy lombardowej (rys. 3.7). Wydłużenie okresu symulacji poza horyzont danych statystycznych pozwala dodatkowo ocenić własności poszczególnych modeli dla specyficznego scenariusza inflacji, różniącej się od przebiegu w obszarze kalibracji (stałej, obniżonej do poziomu 12,5% rocznie).



Rys. 3.7 Modele stopy oprocentowania kredytów (wielkości wejściowe i wyniki symulacji)

Ogólnie, dokładność modelu stopy procentowej nie jest wysoka. Pomijając nawet wspomniane trudności w określeniu realistycznej formuły prognozy inflacji i niewielką liczbę danych statystycznych obniżającą wiarygodność kalibracji, źródłem dużych błędów może być traktowanie stopy lombardowej jako wielkości wyjściowej modelu, służącej do określania efektywnych kosztów kredytu. W rzeczywistości warunki kredytów są bardzo zróżnicowane.

3.2.3. Parametry scenariusza

Parametry scenariusza stanowią najliczniejszą grupę wielkości wejściowych modelu. Są to wielkości zawarte w wierszach 25 – 50 trzech arkuszy modeli sektorów produkcyjnych, wiersze 14 – 21 (parametry) i wiersze 23 – 40 (decyzje makroekonomiczne) arkusza modelu sektora budżetowego, wiersze 19 – 28 arkusza modelu sektora finansowo-bankowego oraz wiersze 21 – 31 arkusza głównego. Razem jest to 125 parametrów określających przebieg symulacji dla danego modelu (przy ustalonych parametrach podmodeli i stałych globalnych) i danych warunków początkowych.

Zakładamy, że wszystkie parametry scenariusza mogą być funkcjami czasu zadanyymi jako ciągi liczbowe, jako jawne funkcje czasu lub jako zależności rekurencyjne. Jako pierwszy skonstruowano scenariusz, który można określić jako „historyczny”. Jest to scenariusz dla horyzontu: grudzień 1993 – czerwiec/grudzień 1996 i jego zadaniem jest możliwie wierne modelowanie wielkości egzogenicznych, odpowiadających sytuacji, jaka miała miejsce w Polsce w tym okresie. Ponieważ poszczególne parametry scenariusza różnią się zarówno sensem ekonomicznym jak i dostępnością danych statystycznych, stopień trudności w ich określeniu jest bardzo różny. Część z nich uzyskujemy bezpośrednio z danych statystycznych lub po ich przeliczeniu (rozdział 3.1). Znaczna liczba parametrów scenariusza jest jednak dobierana tak, jak parametry modelu, w trakcie jego dostrajania dla okresu historycznego. Od parametrów modelu odróżnia je jednak założona zmienność w czasie oraz merytoryczna zależność od otoczenia procesu makroekonomicznego.

3.2.4. Parametry modelu

Kalibracja modelu poprzez dostrajanie jego parametrów dokonana jest w zasadzie na podstawie scenariusza historycznego i odpowiadających mu danych statystycznych. Krótki okres historyczny i mały zakres zmienności dużej części zmiennych procesu powodują, że oprócz powyższej kalibracji należało dokonać dostrojenia drugiego rodzaju, tj. w oparciu o wyniki reakcji modelu na zmiany wartości zmiennych scenariusza i ich zgodność jakościową z analizą teoretyczną. Niektóre parametry można było dostroić dopiero po radykalnej zmianie scenariusza lub po dłuższym horyzoncie obserwacji. Z powodu położenia aktualnego punktu pracy modelu w pobliżu „nasycenia” w zależnościach nieliniowych (np., ograniczenie zdolności produkcyjnej), scenariusz historyczny był niewrażliwy na zmiany tych parametrów. Część informacji potrzebnej do kalibracji modelu uzyskano więc także z eksperymentów symulacyjnych, opisanych w rozdziale 4.

3.2.4.1. Sektor gospodarstw domowych

Model sektora gospodarstw domowych zawiera cztery parametry dobierane w trakcie jego dostrajania (Tablica 3.7)

Tablica 3.7 Parametry modelu sektora gospodarstw domowych

skłonność do oszczędzania	$K1 = 0,2$
bezwładność popytu konsumpcyjnego	$K2 = 0,9$
stopień pokrycia niedoboru podaży przez import	$K4 = 0,6$
udział importu w popycie konsumpcyjnym	$K5 = 0,06$

Parametr $K1$ jest odpowiedzialny za wrażliwość dynamicznej funkcji popytu konsumpcyjnego na zmianę dochodów, stan oszczędności i realną stopę procentową. Został dobrany tak, aby symulowany przyrost oszczędności w horyzoncie obserwacji danych historycznych odpowiadał rzeczywistości. Ponieważ parametr ten wpływa silnie na inflację, każda jego modyfikacja wymaga korekty większości pozostałych parametrów modelu. Z tego samego powodu przy dostrajaniu modelu nie uwzględniono możliwości jego zmian w czasie.

Wartość parametru $K2$ została wybrana na podstawie obserwacji przebiegów czasowych dużej liczby scenariuszy symulacyjnych. Kompromisowe rozwiązanie dla tego parametru wynika z potrzeby modelowania procesów przejściowych w okresie transformacji – a więc dość szybko zmiennych, jak np. inflacji oraz potrzeby wytłumienia zakłóceń i oscylacji, wynikających z dyskretyzacji symulowanego procesu i schodkowej lub odcinkowo-liniowej interpolacji przebiegów ciągłych. Jednocześnie, parametr ten reprezentuje rzeczywistą cechę sektora gospodarstw domowych, polegającą na preferencjach zachowawczych (pryzwyczajeniach), które mogą zmieniać się wolniej niż nominalne dochody sektora. W wynikach eksperymentów symulacyjnych nie znaleziono uzasadnienia dla jakichkolwiek hipotez o zmienności tego parametru w czasie. Wartość $K2$ podana w tablicy odpowiada dużej, w stosunku do okresu dyskretyzacji modelu, bezwładności popytu konsumpcyjnego. W wyniku, dla okresowych (cykl roczny) wahań indeksacji płac realnych, wprowadzonych w zbiorze wielkości egzogenicznych, okresowe wahania inflacji kwartalnej są częściowo wytłumione i mają amplitudę mniejszą, niż dane statystyczne (wahania zasobów pieniężnych są pochłaniane przez poziom oszczędności). Takie rozwiązanie przyjęto na podstawie przypuszczenia, że za część wahań inflacji odpowiedzialne są, nie uwzględniane w modelu, sezonowe zmiany podaży produktów (rolniczych).

Dobór parametrów $K4$ i $K5$ nie jest tak krytyczny, jak dwóch poprzednich. Parametr $K4$ odpowiada za prędkość z jaką nie zaspokojony popyt krajowy jest zastępowany stopniowo przez import. Parametr $K5$ jest warunkiem początkowym dla modelu podziału popytu konsumpcyjnego na popyt krajowy i import. Jest on wyznaczony na podstawie wartości początkowej konsumpcji i oszacowania podziału ogólnej wartości importu na trzy grupy towarów: konsumpcyjne, inwestycyjne i materiały.

3.2.4.2. Sektory produkcyjne

Lista dostrajanych parametrów modelu sektora produkcyjnego obejmuje parametry zmienne w czasie (tablica 3.8) i stałe (tablica 3.9). W pierwszej grupie znajdują się parametry związane z funkcją planu produkcyjnego. Ich zadaniem jest dostrojenie tej funkcji tak, aby: plan produkcyjny we właściwy sposób reagował na zmiany popytu, stan zapasów zmieniał się w racjonalnych granicach, umożliwiając tłumienie wpływu wahań popytu na ceny (parametry β_i^g i γ_i^g lub β_i^p i γ_i^p), ustaliła się właściwa relacja pomiędzy zmianą kapitału produkcyjnego a zmianą jego zdolności produkcyjnej (parametr δ_i^g lub δ_i^p). Parametr ka_i^g (ka_i^p) określa wrażliwość planu produkcji na osiągnięty zysk sektora; dobierany jest on tak, aby w przypadku rosnących strat sektora jego plan produkcyjny ulegał stopniowej redukcji. Parametr χ_i^g (χ_i^p) nie dotyczy bezpośrednio funkcji planu produkcyjnego, lecz ma za zadanie modelować koszty związane ze zmianą produkcji; jego wartość z jednej strony określa maksymalne tempo wzrostu produkcji, w zależności od będących do dyspozycji środków pieniężnych, a z drugiej – ma on modelować wzrost popytu na rynku materiałów wywołany przez rosnący trend planu produkcji dowolnego z sektorów produkcyjnych.

Trudno jest wskazać jednoznaczny algorytm dostrajania powyższych parametrów. W praktyce odbywa się ono w oparciu o przebieg symulacji, nie tylko w okresie, dla którego dane są historyczne dane statystyczne, lecz także w okresie dalszych kilku lat. Wrażliwość rozwiązania modelu na te parametry trudna jest do oszacowania *a priori*. Na przykład, parametr γ może w pewnym okresie nie wpływać w ogóle na przebieg procesu, jeśli w zakresie jego zmienności w tym okresie aktywne jest ograniczenie zdolności produkcyjnej kapitału. Przy zmianach innych parametrów obserwuje się często zmiany w pozornie bardzo „odległych” punktach modelu i określenie kryterium poprawności wybranej wartości jest bardzo trudne.

Tablica 3.8 Parametry modeli sektorów produkcyjnych

Sektor produkcji:	materiałów	inwestycji	konsum.
współczynnik zależności produkcji państwowej od zapasów	$\beta_i^s = 0,200$	0,200	0,200
współczynnik zależności produkcji państwowej od popytu	$\gamma_i^s = 0,980$	0,980	0,980
współczynnik produktywności nowych inwestycji sektora państwowego	$\delta_i^s = 0,250$	0,250	0,250
współczynnik kosztu wzrostu produkcji państwowej	$\chi_i^s = 10,000$	10,000	10,000
współczynnik wpływ zysku na produkcję państwową	$ka_i^s = 0,100$	0,100	0,100
współczynnik zależności produkcji prywatnej od zapasów.	$\beta_i^p = 0,200$	0,200	0,200
współczynnik zależności produkcji prywatnej od popytu	$\gamma_i^p = 0,970$	0,970	0,970
współczynnik produktywności nowych inwestycji sektora prywatnego	$\delta_i^p = 0,210$	0,210	0,210
współczynnik kosztu wzrostu produkcji sektora prywatnego	$\chi_i^p = 10,000$	10,000	10,000
współczynnik wpływ zysku na produkcję sektora prywatnego	$ka_i^p = 0,200$	0,200	0,200

Parametry stałe modelu sektora produkcyjnego, zebrane w tablicy 3.9, są dobierane z uwagi na dynamikę zmian w modelu. Określają one szybkość zmian określonych zmiennych procesu pod wpływem skokowych zmian czynników wymuszających te zmiany. Przyjęcie w modelu dużych wartości współczynników inercji powoduje, że przebiegi procesów z zaburzeniami są bardziej wygładzone (uśrednione). Stałe $st1 - st7$ są to współczynniki inercji, dotyczące modelowania procesów związanych z inwestycjami. Odpowiadają one bezwładności będącej uśrednionym efektem opóźnień inwestycyjnych.

Tablica 3.9 Stałe modelu sektora produkcyjnego

- inercja produkcyjności	$st1 = 0,60$
- inercja pracochłonności	$st2 = 0,80$
- inercja podziału popytu pomiędzy sektor państwowy i prywatny	$st7 = 0,80$
względny poziom zapasów materiałów	$st11 = 0,05$
względny poziom zapasów inwestycyjnych	$st12 = 0,2$
względny poziom zapasów dóbr konsumpcyjnych	$st13 = 0,1$
zmiana pracochłonności (sektor M)	$st16 = 0,99$
zmiana pracochłonności(sektor I)	$st17 = 0,99$
zmiana pracochłonności(sektor C)	$st18 = 0,99$
wzrost wydajności kapitału po prywatyzacji	$st20 = 1,02$
spadek materiałochłonności po prywatyzacji	$st21 = 0,98$
spadek pracochłonności po prywatyzacji	$st22 = 0,90$

3.2.4.3. Sektor budżetowy

Model sektora budżetowego nie zawiera parametrów dostrajanych

3.2.4.4. Sektor finansowo-bankowy

Tablica 3.10 Parametry modelu sektora finansowo-bankowego

parametr prognozy inflacji	$par1 = 0,90$
bezwładność stopy oprocentowania kredytów	$par2 = st5$
waga oczekiwań inflacyjnych w stopie oprocentowania kred.	InterestCoeff = 1,00

3.2.4.5. Parametry globalne

Tablica 3.11 Parametry modelu cen konsumpcyjnych

współczynnik funkcji ceny	$PP1 = 1,016$
współczynnik funkcji ceny	$PP2 = 0,4$
współczynnik prognozy inflacji	$\alpha_{fi} = 0,9$

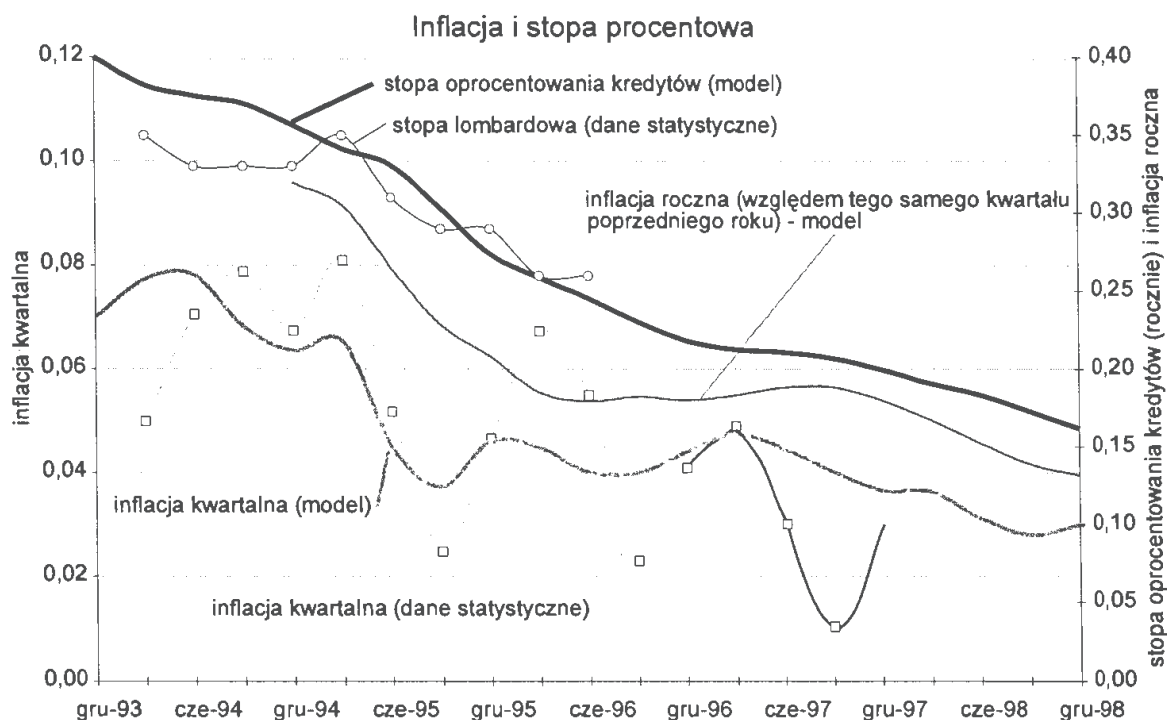
Tablica 3.12 Parametry stałe

współczynnik. asymetrii funkcji ceny	Ass = 0,80
parametr w modelu udziału importu w popycie konsumpcyjnym	st3 = 0,50
parametr w modelu udziału importu w popycie konsumpcyjnym	st4 = 0,15
parametr funkcji oprocentowania kredytów	st5 = 0,40
parametr funkcji oprocentowania depozytów	st6 = 0,80
stała 9	st9 = 0,1
stała 10	st10 = 0,3
parametr korekcyjny dla importu	st14 = 1
parametr korekcyjny dla wartości eksportu	st15 = 0,9
stała uśredniania PKB do indeksacji płac realnych	st19 = 0,8

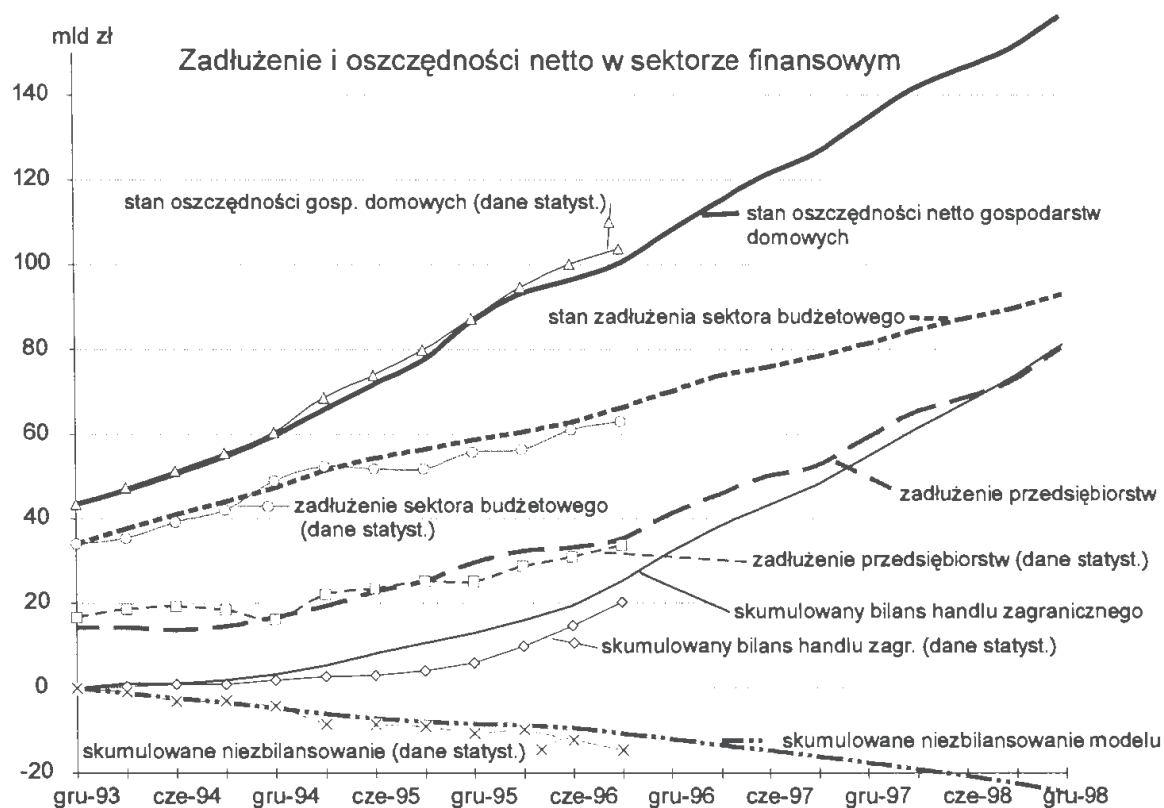
3.2.5. Wyniki dostrojenia modelu - porównanie wyników symulacji z danymi statystycznymi

Stwierdzając, że model został dostrojony, należy dodać dwa istotne zastrzeżenia: po pierwsze, spośród około tysiąca zmiennych modelu wybrano tylko około 30, które można efektywnie porównywać z danymi statystycznymi, jako funkcje czasu w całym horyzoncie 1993 – 1996; po drugie, dokładność z jaką dostrajane są poszczególne zmienne wynika bardziej z arbitralnej oceny precyzji danych statystycznych, niż z ich istotności w rozwiązaniu modelu. Arbitralność obu tych wyborów powoduje, że wynik dostrojenia modelu w dużym stopniu zależy od intuicji jego twórcy.

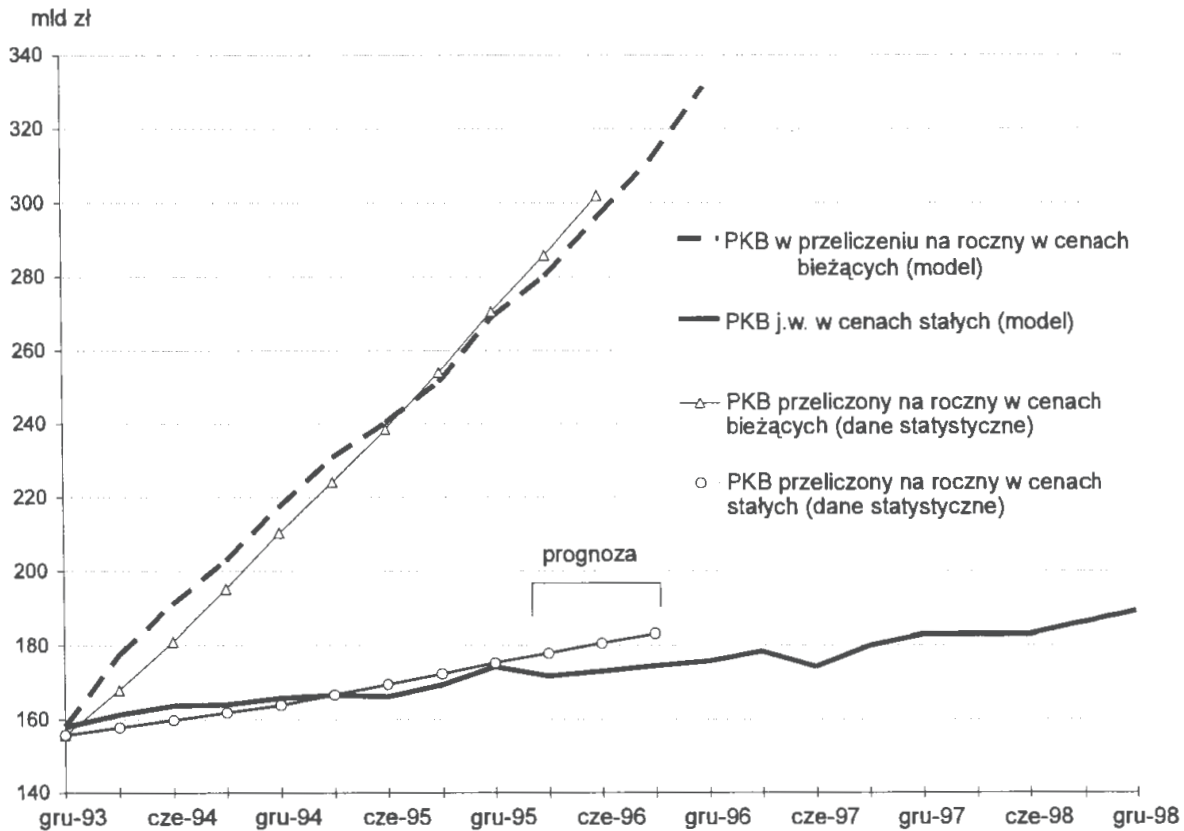
Kryterium poprawności modelu jest wielowymiarowe, gdyż celem dostrojenia jest uzyskanie równoczesnej zgodności przebiegów czasowych bardzo wielu zmiennych: strumieni rzeczowych, finansowych i indeksów cenowych. Równoczesne przestrajanie wielu parametrów modelu nie zawsze daje poprawne wyniki z uwagi na bardzo zróżnicowaną wrażliwość modelu na ich zmiany i częste przypadki obszarów całkowitej niewrażliwości (np. przy dostrajaniu parametru ograniczenia nierównościowego w sytuacji, gdy ograniczenie to jest nieaktywne). Zakres zmienności zmiennych procesu w horyzoncie obserwacji jest dość ograniczony. Wynika stąd niebezpieczeństwo nieprawidłowego dostrojenia parametru, którego wartość nabiera znaczenia dopiero poza tym zakresem. Dostrajanie pojedynczych parametrów, oprócz konieczności iteracyjnego korygowania rozwiązań, wymaga często przyjmowania rozwiązań kompromisowych: dostrajanie przebiegu inflacji może, na przykład, spowodować odstojenie przebiegu konsumpcji. Nie ma więc gwarancji, że proces dostrajania modelu zmierza do jednoznacznego rozwiązania.



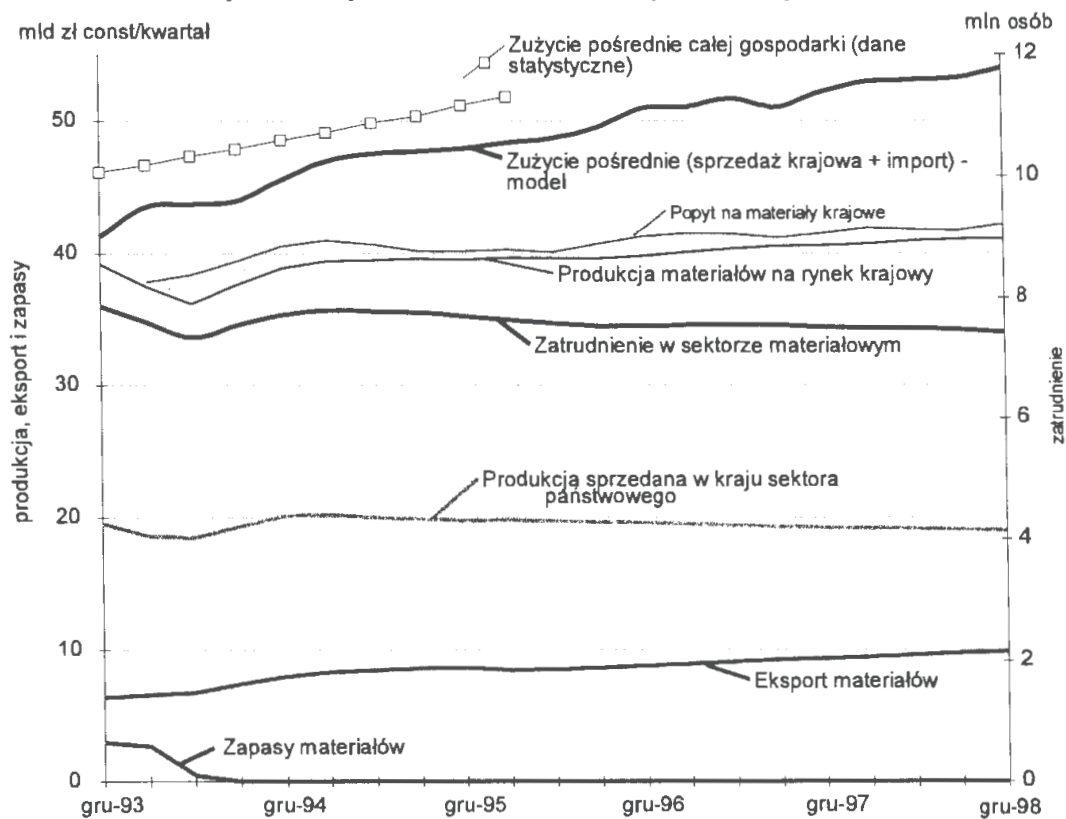
Rys. 3.8 Wyniki kalibracji modelu. Porównanie danych historycznych z przebiegiem symulowanym dla inflacji cen dóbr konsumpcyjnych i stopy procentowej



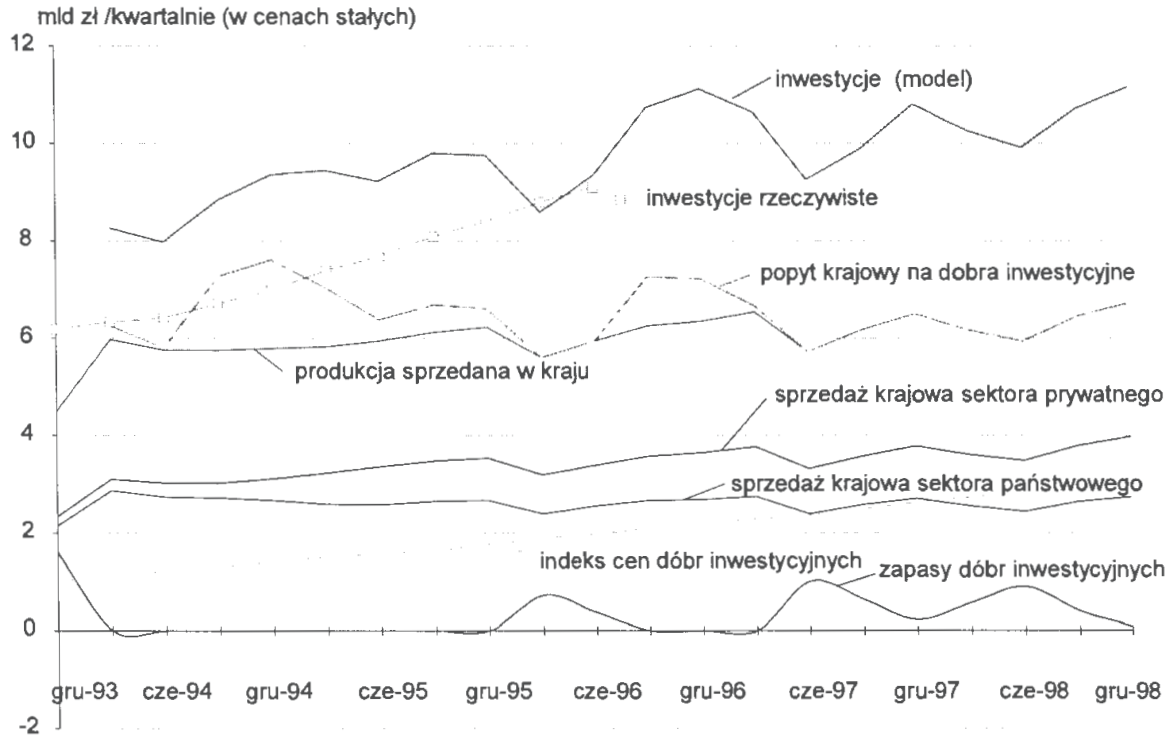
Rys. 3.9 Wyniki kalibracji modelu. Porównanie danych historycznych z przebiegiem symulowanym dla zadłużenia i oszczędności netto w sektorze finansowym



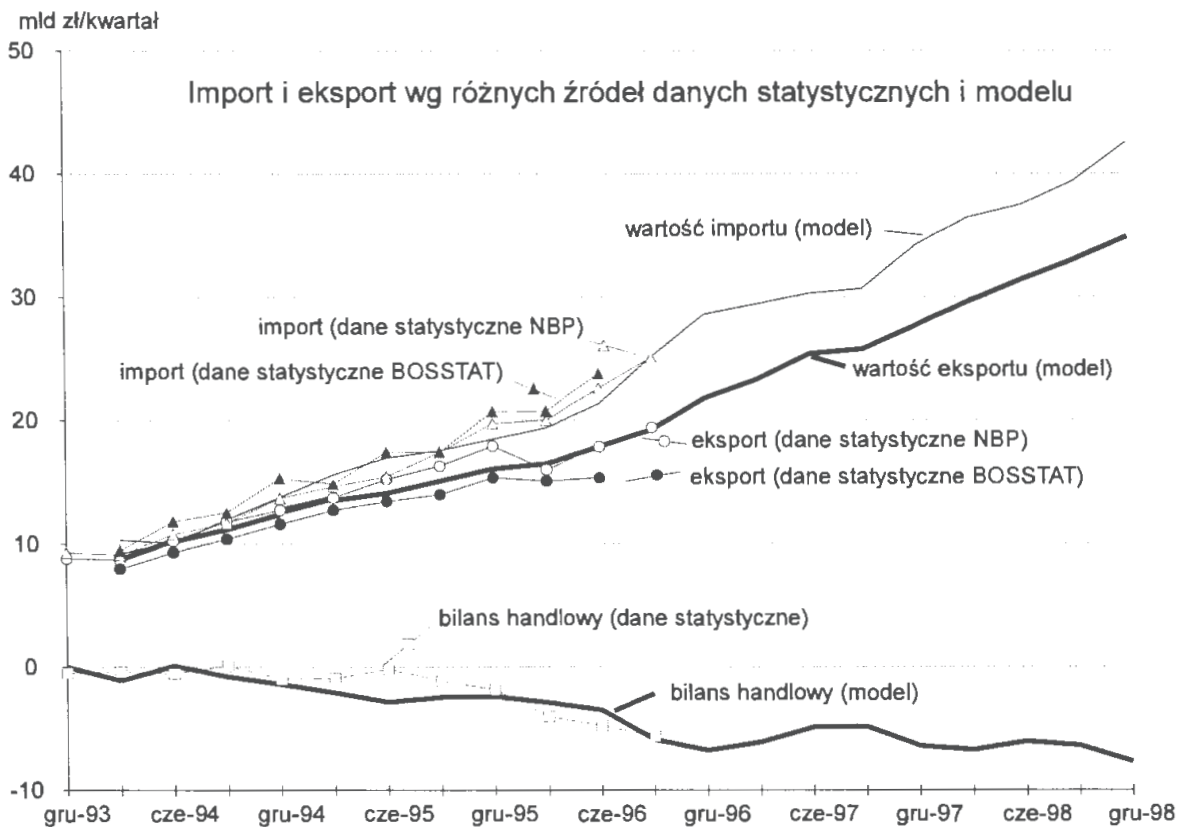
Rys. 3.10 Wyniki kalibracji modelu. Porównanie danych historycznych z przebiegiem symulowanym dla PKB w cenach stałych i bieżących



Rys. 3.11 Wyniki kalibracji modelu. Porównanie danych historycznych z przebiegiem symulowanym dla zmiennych sektora produkcji materiałów



Rys. 3.12 Wyniki kalibracji modelu. Porównanie danych historycznych z przebiegiem symulowanym dla zmiennych sektora produkcji dóbr inwestycyjnych



Rys. 3.13 Wyniki kalibracji modelu. Porównanie danych historycznych z przebiegiem symulowanym dla importu i eksportu

Jako dodatkowe, heurystyczne kryterium poprawności modelu przyjęto jego zachowanie poza zakresem dostrajania, tzn. w okresie po 1996 r. Jest to okres prognostyczny modelu, nie ma więc jednoznacznego kryterium oceny poprawności. Należy jednak sądzić, że prawidłowo skonstruowany model powinien dla przyszłości dawać rozwiązanie przynajmniej prawdopodobne. Z tego względu przedstawione niżej wykresy, ilustrujące właściwości dostrojonego modelu, sporządzono dla horyzontu 1994 – 1998, mimo, że porównawcze dane statystyczne obejmują tylko okres 1994 – 1996.

W oparciu o przedłużony do 1998 r okres symulacji, dokonano weryfikacji hipotez dotyczących zmienności parametrów scenariusza. Znaczna część tych parametrów dla horyzontu historycznego została określona na podstawie jednej lub dwóch wartości rocznych. Po przyjęciu najprostszycy formuł interpolacyjnych okazało się, że model dostrojony w horyzoncie 1994 – 1996 zachowuje się niestabilnie w dalszym horyzoncie, jeśli tych samych formuł użyjemy do ekstrapolacji parametrów scenariusza. Użyte ostatecznie formuły interpolacyjno-ekstrapolacyjne (rozdział 3.1), dobierane równocześnie z dostrajaniem modelu, nie mają tej wady. Dzięki temu zostały w dalszych badaniach użyte do budowy scenariusza bazowego dla horyzontu 1996 - 2004 r (omówionego w p. 3.3).

Stosunkowo najlepsze wyniki dostrojenia uzyskano dla inflacji (i indeksu cen) dla dóbr konsumpcyjnych (rys. 3.8). Podobnie dobrą zgodność z danymi statystycznymi osiągnięto dla bilansów finansowych: oszczędności gospodarstw domowych netto, zadłużenie sektora budżetowego, zadłużenie sektorów produkcyjnych i bilans handlu zagranicznego (rys. 3.9). Odchylenia wartości PKB (rys. 3.10) wynikają głównie z tego, że dane statystyczne dotyczą wyłącznie wartości rocznych, a model liczy wartości kwartalne z uwzględnieniem okresowo zmiennych zaburzeń popytu. Stosunkowo duże błędy 8 – 10% obserwuje się przypadku zmiennych, które są określone jako sumy wielu strumieni materialnych z różnymi współczynnikami cenowymi (zużycie pośrednie (rys. 3.11), PKB). W przypadku sektora produkcji dóbr inwestycyjnych (rys.3.12) model charakteryzuje się nadmiernymi wahaniami popytu – wahania poziomu zysku, prawie bez tłumienia, przenoszą się na popyt dóbr inwestycyjnych. Dostatecznie wysoki poziom zapasów dóbr inwestycyjnych zapobiega rozprzestrzenianiu się tego zakłócenia w modelu. Dopasowanie modelu do danych statystycznych, dotyczących wartości importu i eksportu (*nota bene* – zależnych od źródła pochodzenia (rys. 3.13)) było możliwe dzięki wprowadzeniu parametrów korekcyjnych *st14* i *st15*.

7. Bibliografia

- Babarowski J., Gutenbaum J., Inkielman M., 1992, Basic Markets Equations for Inflation Modelling. Presented on *IFORS 2nd Spec. Conference on Transition to Advanced Market Economies*. June 22-25, 1992, Warsaw. Mat. konf.: *Transition to Advanced Market Economies*, Owsiniński J., Stefański J., Straszak A. (eds.), Warszawa. pp. 223-232.
- Babarowski J., Gutenbaum J., Inkielman M., 1994, Inflation Modelling at the Macro Level. *Macromodels'93*, Dec. 8-10, 1993, Łódź. W. Welfe, W. Zatoń, (eds.), Committee of Statistics and Econometrics Polish Academie of Sciences, MACROMODELS'93, Łódź.
- Babarowski J., Gutenbaum J., Inkielman M., 1995, Modelling and Simulation of Macroeconomic Transition Process. In: *Proc. of the IMACS Symposium on Systems Analysis and Simulation, Berlin 26-30 June 1995*, Gordon and Breach Publishers, Berlin. pp. 827-832.
- Babarowski J., Gutenbaum J., Inkielman M., 1995, Doradczy model symulacyjny do wspomaganie decyzji makroekonomicznych. Referat na *Krajowej Konferencji nt.: Analiza decyzyjna, systemy eksperckie, zastosowania systemów komputerowych*, 25 - 27 maja 1994. W: R. Kulikowski, L. Bogdan, (red.), *Wspomaganie decyzji. Systemy eksperckie*. IBS PAN, Warszawa. ss. 57 -63.
- Babarowski J., Gutenbaum J., Inkielman M., 1995, Tool for Simulation of Macroeconomic Transition Process. Referat wygłoszony na: *XII International Conference on System Science.*, Wrocław, 12-15 września 1995 r.
- Babarowski J., Gutenbaum J., Inkielman M., 1995, Modelowanie i symulacja procesów transformacji gospodarczej. *Mat. XI Międzynarodowego Sympozjum Zastosowań Teorii Systemów, Zakopane'95*. AGH, Kraków 1995. *Elektrotechnika*, Kwartalnik Akademii Górniczo-Hutniczej , t. 14, zesz. 3, Kraków. ss. 157 - 166.
- Babarowski J., Gutenbaum J., Inkielman M., 1995, Modelling of an Economy in Transition (some computer simulation results). *Proc. of XXII International*

- Conference MACROMODELS'95*, Warszawa, grudzień 1995. (eds.): W. Welfe, M. Majsterek, Łódź. pp. 29-43.
- Babarowski J., Gutenbaum J., Inkielman M., 1997, Development trajectories of economy in transition. Materiały *Trzecich Warsztatów Naukowych PTSK: Symulacja w Badaniach i Rozwoju*, Wigry'96.
- Babarowski J., Gutenbaum J., Inkielman M., 1997, Computer support of macroeconomic decisions. Proc. of *IMACS Symposium on Mathematical Modelling*, February 5-7, 1997, Technical University Vienna, Austria, (eds.): I. Troch, F. Breitenecker, AGRESIM Report No. 11.
- Babarowski J., Gutenbaum J., Inkielman M., 1997, Price mechanisms in the macroeconomic simulation model. Paper presented at the *INFORMS/IFORS/IFAC/IASSA Conf.: Transition to Advanced Market Institutions and Economies*, Warszawa, June, 18-21, 1997.
- Barczak A., Ciepielewska B., Jakubczyk T., Pawłowski Z., 1968, Model ekonometryczny gospodarki Polski Ludowej, PWE, Warszawa.
- Barteczko K., Bocian A., 1996, Makroekonomiczny model długookresowego rozwoju gospodarczego, w: *Budowa i implementacja modeli makroekonomicznych*, Instytut Rozwoju i Studiów Strategicznych, Warszawa.
- Biebler E., Fleissner P., Ludwig U., 1991, Uber den Niedergang zum Aufschwung ? Szenario Analysen: *Ostdeutschlands Ubergang zur Marktwirtschaft*, Wissenschaftszentrum Berlin fur Sozialforschung, P 91 303.
- Campisi D., Gastaldi M., La Bella A., 1993, Optimal Growth and Planning in a Multi-Regional Economy: A Computer Program and Application to the Italian Case, *Computational Economics*, vol. 6.
- Charemza W., Quandt R., 1982, Models and Estimation of Disequilibrium of Centrally Planned Economies, *Review of Economic Studies*, vol. 49.
- Cichoński K. I in., 1988, Zbiór procedur rozwiązywania sektorowego modelu gospodarki narodowej na IBM PC, w: *Komputerowe systemy i metody wspomagające podejmowanie decyzji*, IBS PAN, Warszawa.
- Czerwiński Z., 1972 (wyd. 3), *Matematyka na usługach ekonomii*, PWN, Warszawa.
- Czerwiński Z., Guzik B., 1980, *Prognozowanie ekonometryczne*, PWN, Warszawa.

- Czerwiński Z., Jurek W., Panek E. i in., 1986, Budowa systemu modeli dla wyznaczania ścieżek wzrostu gospodarki narodowej. Etap 1. Dynamiczny model przepływów rzeczowo-finansowych: Koncepcja teoretyczna i wstępne obliczenia, Program badawczy CBP 02.15/1.1.4, Poznań.
- Czerwiński Z., Gedymin W., Kiedrowski R., Panek E., 1996, Makroekonomiczny średnio-okresowy model gospodarki Polski KEMPO 94. Ogólna charakterystyka i równania modelu, w: *Budowa i implementacja modeli makroekonomicznych*, Instytut Rozwoju i Studiów Strategicznych, Warszawa.
- Gadomski J., Woroniecka I., 1996, Dynamic Model of the Polish Economy during the Transition Period, w: *Materiały konferencyjne konferencji MACROMODELS'96*, 4-6 grudnia, Łódź.
- Gajda J.B., 1993, Model ekonometryczny w optymalnym sterowaniu gospodarką, PWE, Warszawa.
- Gandolfo G., (1997), *Economic Dynamics*, Springer-Verlag, Berlin.
- Gehring G., Welfe W. (eds.), 1993, *Economies in Transition. A systems of Models and Forecasts for Germany and Poland*, Physica Verlag, Berlin.
- Gomułka S., 1993, Budget Deficit and Inflation in Transition Economies: The Case of Poland, referat wygłoszony na konferencji *International Workshop on Macroeconomic Stabilization of Economies in Transition*, 22-24 kwietnia, Praga.
- Gutenbaum J., 1992, *Modelowanie matematyczne systemów*. Wyd. 2, Omnitech Press, Warszawa.
- Gutenbaum J., Babarowski J., Inkielman M., 1994, *Modelowanie matematyczne procesu inflacji w warunkach restrukturyzacji gospodarki*. Raport z realizacji projektu badawczego KBN nr 1 1062 91 01. pod kier. J. Gutenbauma, IBS PAN, Warszawa.
- Gutenbaum J., 1996, *Methods for Optimal Control of Multistage Processes*. *Archives of Control Sciences*, No 3/4.
- Gutenbaum J., Inkielman M., 1997, *Badania optymalizacyjne symulacyjnych modeli makroekonomicznych*. Ref. wygłoszony na XII *Międzynarodowe Sympozjum Zastosowania Teorii Systemów*, Zakopane'97. *Automatyka*, Półrocznik AGH, t.1, zesz. 1., Wydawnictwa AGH, Kraków. ss. 161-168.
- Hall R.E., Taylor J.B., 1997, *Makroekonomia - Teoria, funkcjonowanie i polityka*, PWN, Warszawa.

- Hall S.G., 1990, Modelling the Sterling Effective Exchange rate, Bank of England Technical Paper, N° 33.
- Inkielman M., 1995, Modelowanie i symulacja komputerowa procesów przejściowych w makroekonomii (na przykładzie Polski w latach 1990-1994). *Biuletyn IBS PAN.*, Nr 3, Warszawa. str. 5 - 22.
- Klein L.R., 1982, Wykłady z ekonometrii, PWE, Warszawa.
- Klein L.R.(ed.), 1991, Comparative Performance of US Econometric Models, Oxford University Press, Oxford.
- Kaliszewski I., 1987, A modified weighted Tchebycheff metric for multiple objective programming. *Computers and Operations Research*, vol.14, pp. 315-323.
- Kaliszewski I., 1994, Quantitative Pareto Analysis by Cone Separation Technique. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Kaliszewski I., (w druku), A theorem on nonconvex functions and its applications to vector optimization. *European Journal of Operations Research*.
- Langer H.G., Martiensen J., Quinke H. (eds.), 1984, Simulationsexperimente mit ökonomischen Makromodellen, Munchen-Wien.
- Lee K., 1997, Modelling Economic Growth in the UK: An Economic Case for Disaggregated Sectoral Analysis, *Econometric Modelling*, vol. 14, N° 3.
- Naylor T.H. (ed.), 1971, Computer Simulation Experiments with Models of Economic Systems, Wiley, New York.
- Narel S., Welfe A., 1990, Bazy danych modeli, *Finanse - Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniw. Łódzkiego*, Nr 74.
- Parenti G. (ed.), 1974, Soluzione e impiego di modelli econometrici, Il Mulino, Bologna.
- Pawłowski Z., Wstęp do statystyki matematycznej, 1966 (wyd. 2), PWN, Warszawa.
- Sarrazin H.T., 1984, Simulationsexperimente mit dem Bonner Modell 11, 1984, w; Langer H.G., Martiensen H., Quinke H., (eds.), Simulationsexperimente mit ökonomischen Makromodellen, Munchen-Wien
- Schaffer M., 1993, Polish Economic Transformation: From Recession to Recovery and the Challenges Ahead, *Business Strategy Review*, vol.4, No 3.
- Tomaszewicz Ł., Lipiński C., Plich M., Balcerak A., Przybyliński M. 1996, Zintegrowany model analityczno-symulacyjny IMPEC-CUP, w: *Budowa i implementacja*

modeli makroekonomicznych, Instytut Rozwoju i Studiów Strategicznych, Warszawa.

- Wallis K.F., 1993, Comparing Macroeconometric Models: A Review Article, *Economica* 60.
- Wang B., Klein E., Rao U.L.G., 1995, Inflation and Stabilization in Argentine, *Economic Modelling*, vol. 12, N° 4.
- Welfe A., 1993, *Inflacja i rynek*, PWN, Warszawa.
- Welfe W., 1992, *Ekonometryczne modele gospodarki narodowej Polski*, PWE, Warszawa.
- Welfe W., Zatoń W. (eds.), 1993, Problems of Building and Estimation of Econometric Models, Proceed. of MACROMODELS 93, Łódź.
- Welfe W., Majsterek M. (eds.) ,1995, Macromodels and Forecasts, Proceed. of MACRO-MODELS 95, Łódź .
- Welfe W., Welfe A., Florczak W., 1996, Makroekonomiczny minimodel gospodarki polskiej, w: *Budowa i implementacja modeli makroekonomicznych*, Instytut Rozwoju i Studiów Strategicznych, Warszawa.
- Welfe W., 1996, Średniookresowy ekonometryczny model gospodarki narodowej Polski w warunkach transformacji. Absolwent, Łódź.
- Welfe W., 1997, Topics of Modelling Economies of Transition, INFORMS/IFORS/IFAC/IASSA Conf. on *Transition to Advanced Market Institutions and Economies*, Warsaw, June 1997

