

Praca zaliczeniowa
Metodologie badań ekonomicznych
Prof. dr hab. Jan Gajda
Studium doktoranckie
Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Uniwersytetu Łódzkiego

MAŁY MODEL STRUKTURALNY KURSU ZŁOTEGO

Karol Klimczak

15 maja 2004

Karol Klimczak

MAŁY MODEL STRUKTURALNY KURSU ZŁOTEGO

Celem poniższej pracy jest próba estymacji małego modelu strukturalnego kursu złotego wobec euro w oparciu o klasyczny model monetarystyczny. Model ma za zadanie zbadać podstawowe, średniookresowe związki między kursem walutowym a głównymi zmiennymi gospodarczymi. W pierwszej części przedstawiono zarys teorii modeli determinacji kursów walutowych oraz uzasadnienie wyboru postaci modelu do weryfikacji empirycznej. Część druga zawiera omówienie procedury estymacji modelu. Pracę zamyka podsumowanie wyników.

I. Model

W dobie dominacji reżimów zmiennych kursów walutowych oraz narastającej zmienności samych kursów modelowanie ich w oparciu o czynniki fundamentalne nastęrcza wielu trudności. Choć literatura dotyczące tego tematu jest szeroka, trudno jest znaleźć udane próby estymacji modeli kursów walutowych po roku 1970. Jednak, mimo zniechęcających wyników większości badań, problem ten pozostaje w centrum zainteresowania badaczy ze względu na jego wagę dla prowadzenia polityki gospodarczej¹. W celu osiągnięcia lepszej oceny związków długookresowych wykorzystuje się dziś analizę kointegracyjną, natomiast w okresie krótkim skuteczne są przede wszystkim modele autoregresyjne takie jak ARCH². W poniższej pracy użyto jedynie standardowych metod ekonometrycznych, ponieważ celem prezentowanego modelu było zbadanie wpływu czynników fundamentalnych w sposób prosty i dostępny dla większej części uczestników rynku. Motywacją dla przedstawionego badania było uzyskanie odpowiedzi na pytanie, czy fundamentalny model kursu złotego jest przydatny do praktycznego wykorzystania w przedsiębiorstwach do celów zarządzania ryzykiem?

Grupą modeli, po które najczęściej sięgają ekonometrycy badający zachowanie kursów walutowych są powstałe w latach 70-tych modele monetarystyczne, które rozwinęły się w oparciu o model Mundella-Fleminga. Klasyczny model monetarystyczny opiera się o założenie ciągłego zachowania parytetu siły nabywczej, ujmując kurs walutowy jako relatywną cenę pieniądza dwóch krajów:³

¹ MacDonald, Ronald, „Exchange Rate Behaviour: Are Fundamentals Important?”, *The Economic Journal*, No. 109, 1999, s. 673

² Brzeszczyński, Janusz, Robert Kelm, *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIGPress, Warszawa 2002, s. 119.

³ Taylor, Mark P., „The Economics of Exchange Rates”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIII, March 1995, s. 21.

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (1)$$

gdzie s oznacza logarytm naturalny kursu walutowego, a p oraz p^* - logarytmy naturalne poziomów cen w kraju i zagranicą. Według założeń modelu powyższa zależność musi być zachowana we wszystkich okresach, a zatem także w krótkim okresie, co stanowi podstawową słabość klasycznej postaci modelu. Większość badań wskazuje bowiem na nieważność parytetu siły nabywczej w krótkim jak i w długim okresie, chociażby ze względu na niestacjonarność realnych kursów walutowych⁴, jak i presję spekulacyjną.

Modelem alternatywnym wobec klasycznego modelu monetarystycznego jest keynesowski w duchu model „lepkich cen”⁵. Modele tego typu wychodzą od założenia ciągłości parytetu stóp procentowych, natomiast pozwalają na krótkookresowe odejście od parytetu siły nabywczej (który zachowuje ważność w długim okresie). Model ten można zredukować do układu dwóch równań różnicowych⁶:

$$\begin{bmatrix} \dot{s} \\ \dot{p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1/\theta \\ \gamma\mu & -\gamma(\mu + \psi/\theta) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s - \bar{s} \\ p - \bar{p} \end{bmatrix} \quad (2)$$

gdzie s oznacza kurs walutowy, a p – poziom cen, natomiast kreska nad symbolem zmiennej oznacza jej wartość w stanie długookresowej równowagi. Model pozwala na krótkookresowe przestrelanie poziomów równowagi przez zarówno ceny jak i kurs waluty, przy czym oczekiwaną zmianą kursu jest ruch w kierunku równowagi. Jednak problemem, ograniczającym możliwość użycia tego modelu w poniższej pracy, jest konieczność modelowania poziomu kursu walutowego i cen w stanie długookresowej równowagi. Ponadto dowody empiryczne na ważność modelu w przypadku reżimów zmiennego kursu walutowego pozostają słabe⁷.

Dla celów poniższej pracy zastosujemy zatem zmodyfikowaną postać klasycznego modelu monetarystycznego. Podstawę modelu stanowi równanie parytetu siły nabywczej (PPP), w którym nie uwzględniono warunku homogeniczności cen. Podejście to podyktowane jest zastosowaniem do estymacji globalnych indeksów cen, które zawierają zarówno dobra wymienne jak i dobra niewymienne, stanowiąc zatem jedynie aproksymację „właściwego” poziomu cen⁸. Wobec powyższego, równanie relatywnego parytetu siły nabywczej, gdzie Δ oznacza pierwsze różnice logarytmów naturalnych zmiennych, przyjmuje postać:

$$\Delta s_t = \alpha_1 \Delta p_t - \alpha_2 \Delta p_t^* + \mu_t \quad (3)$$

⁴ MacDonald, Ronald, „Long-Run Purchasing Power Parity: Is It For Real?”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75 (November), 1993, s. 690.

⁵ Mussa, Michael, „A Model of Exchange Rate Dynamics”, *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 1, 1982, s. 74-104., oraz Rudiger Dornbusch, „Expectations and Exchange Rate Dynamics”, *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6, 1976, s. 1161-1176.

⁶ Taylor, M. P. op. cit., s. 23

⁷ Taylor, M. P. op. cit., s. 29, oraz Rosenberg, Michael R., *Currency forecasting: A Guide to Fundamental Models of Exchange Rate Determination*, IRWIN, Chicago, 1996, s. 155

⁸ MacDonald 1993, s. 691-692.

Żadne hipotezy nie są stawiane odnośnie wartości parametrów, za wyjątkiem stacjonarności reszty μ . Użycie relatywnej postaci parytetu siły nabywczej podyktowane jest także zastosowaniem indeksów cen zamiast właściwych ich poziomów⁹. Następne dwa równania modelu stanowią warunki równowagi rynku pieniężnego dla rynku krajowego oraz zagranicznego¹⁰:

$$\Delta m_t = \Delta p_t + \beta_1 \Delta y_t - \beta_2 \Delta r_t \quad (4)$$

$$\Delta m_t^* = \Delta p_t^* + \beta_1^* \Delta y_t^* - \beta_2^* \Delta r_t^* \quad (5)$$

W obydwu równaniach m oznacza egzogeniczną podaż pieniądza ustalaną przez władze monetarne, y – dochód narodowy w cenach bieżących, natomiast r – nominalną stopę procentową. Wszystkie zmienne ujęte są jako logarytmy naturalne, za wyjątkiem stóp procentowych. W konsekwencji zastosowania relatywnego parytetu siły nabywczej warunki równowagi także ujęte są w formie pierwszych różnic.

W odróżnieniu od większości prac, proponowany model składa się z trzech równań, nie jednego, kwasi-zredukowanego równania. Podejście to pozwala na głębszą analizę zachowania kursu walutowego oraz wcześniejsze odkrycie przyczyn ewentualnych problemów podczas estymacji¹¹. Model ten nie jest jednak wolny od wad. Jedną z przyczyn niepowodzenia modeli determinacji kursów walutowych w dobie dominacji systemów kursu płynnego jest zdaniem wielu autorów znaczny wzrost zmienności kursów¹². Monetarystyczne modele determinacji kursów walutowych opierają się na tych samych zmiennych fundamentalnych bez względu na rodzaj reżimu walutowego. Jednak wzrostowi zmienności kursów walutowych nie towarzyszył wzrost zmienności zmiennych leżących u podstaw tych modeli. W literaturze brak także wskazówek na temat możliwości uzupełnienia tych modeli o dodatkowe czynniki o większej zmienności. W związku z powyższym, mimo świadomości istnienia tego problemu, model pozostawiono w niezmięnionej postaci, opierając się w pełni na teorii ekonomicznej¹³. Ponadto modelowanie kursu walutowego dodatkowo utrudnia transformacja gospodarcza w Polsce. W szczególności problem ten ujawnia się podczas konstrukcji modeli obejmujących okres przed rokiem 1998, kiedy to Narodowy Bank Polski prowadził interwencje na rynku walutowym, a poważnym czynnikiem

⁹ Officer, Lawrence H., „The Relationship Between Absolute and Relative Purchasing Power Parity”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 6 Issue 4, 1978, s. 564-565.

¹⁰ Taylor, M. P. op. cit., s. 21.

¹¹ La Cour, Lisbeth, Ronald MacDonald, „Modeling the ECI Against the U.S. Dollar: A Structural Monetary Interpretation”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 18, No. 4, July 2000, s. 436.

¹² Taylor, M. P. op. cit., s. 30.

¹³ Welfe, Władysław, „Zasady makromodelowania gospodarki okresu transformacji”, *Gospodarka Polski w okresie transformacji: zasady modelowania ekonometrycznego*, Welfe A. (red.), PWE, Warszawa 2000, s. 14.

wpływającym na kurs były napływające inwestycje zagraniczne¹⁴. W związku z powyższym do modeli dodawano poziom rezerw walutowych jako panaceum¹⁵.

II. Estymacja modelu

Estymacji poddano model złożony z równań (3), (4) i (5). Za zmienne endogeniczne modelu przyjęto kurs walutowy złotego do euro s , oraz indeksy cen konsumpcyjnych Polski i strefy Euro. Po przekształceniu układu równań do postaci zredukowanej otrzymano następujący układ:

$$\Delta s_t = \theta_1 \Delta m_t - \theta_2 \Delta m_t^* - \theta_3 \Delta y_t + \theta_4 \Delta y_t^* + \theta_5 \Delta r_t - \theta_6 \Delta r_t^* + \mu_t + \alpha_1 \varepsilon_t - \alpha_2 \varphi_t \quad (6)$$

$$\Delta p_t = \pi \Delta m_t - \beta_1 \Delta y_t + \beta_2 \Delta r_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta p_t^* = \pi^* \Delta m_t^* - \beta_1^* \Delta y_t^* + \beta_2^* \Delta r_t^* + \varphi_t \quad (8)$$

gdzie:

$$\pi^* = \pi = 1, \theta_1 = \alpha_1 \pi, \theta_2 = \alpha_2 \pi^*, \theta_3 = \alpha_1 \beta_1, \theta_4 = \alpha_2 \beta_1^*, \theta_5 = \alpha_1 \beta_2, \text{ oraz } \theta_6 = \alpha_2 \beta_2^*.$$

II.1. Źródła danych

Estymacja modelu opiera się na danych kwartalnych od 1998.4 do 2003.4. Ograniczenie się do okresu od roku 1998 podyktowane jest zmianą polityki NBP – rozszerzeniem przedziału wahań kursu, a następnie pełnym upłynnieniem kursu walutowego (od roku 1998 NBP nie prowadził interwencji na rynku walutowym). Jednak ponieważ model pozostawiono w oryginalnej postaci, w pełni opartej na teorii, wnioskowanie z krótkiego szeregu czasowego można uważać za wiarygodne¹⁶. Krótka próba uniemożliwia natomiast pozostawienie obserwacji najnowszych dla celów sprawdzenia sprawności modelu w prognozach. Szeregi czasowe utworzono na podstawie danych dostępnych na stronach internetowych NBP, GUS oraz Europejskiego Banku Centralnego.

Zmienna (logarytm)	Źródło danych (ostatni dzień roboczy w kwartale)
s	kurs średni NBP
m	podaż pieniądza M1
m^*	podaż pieniądza M1
y	dochód narodowy w cenach bieżących według GUS
y^*	dochód strefy euro w cenach bieżących według EBC
p	indeks cen konsumpcyjnych CPI według GUS, 1998.4=100
p^*	indeks cen konsumpcyjnych CPI w strefie euro według EBC, 1998.4=100
i	stopa procentowa WIBOR3M
i^*	stopa procentowa EURIBOR3M

Tabela 1. Źródła danych.

¹⁴ Kelm, Robert, Aleksander Welfe, „Modele rozkładów opóźnień. Modele kursów walutowych”, *Gospodarka Polski w okresie transformacji: zasady modelowania ekonometrycznego*, Welfe A. (red.), PWE, Warszawa 2000, s. 46

¹⁵ Ibidem s. 47, oraz Brzeszczyński i Kelm op. cit., s. 124-125.

¹⁶ Gajda, Jan B., *Wielorównaniowe modele ekonometryczne w praktyce*, Uniwersytet Łódzki, Łódź 1992, s. 8.

II.2. Analiza szeregów czasowych

II.2.1. Kurs PLN/EUR

W badanym okresie kurs euro początkowo spadał a następnie wkroczył w fazę trendu wzrostowego (wykres 1). Ze względu na zmianę kierunku trendu nie występuje znacząca korelacja względem czasu. Zmienna wykazuje natomiast wysoki stopień autokorelacji z kolejnymi opóźnieniami (0,71 dla t-1, 0,58 dla t-2 oraz 0,45 dla t-3, patrz wykres 2). Zjawisko to można wyeliminować z modelu poprzez użycie pierwszej różnicy zamiast poziomu kursu walutowego (co od początku było naszym założeniem), jednak w konsekwencji następuje znaczny wzrost wariancji zmiennej (odchylenie standardowe w odniesieniu do średniej wynosi 6,3% w pierwszym i 937% w drugim przypadku). Tak wysoka wariancja zmian kursu walutowego czyni modelowanie w oparciu o jego różnice trudnym.

II.2.2. Poziom cen

Do estymacji wykorzystano indeksy cen konsumpcyjnych Polski (według GUS) oraz strefy euro (indeks HICP według EBC). Za podstawę obydwu indeksów przyjęto ostatni kwartał roku 1998. Analiza wykazała istnienie silnego, wzrostowego trendu w przypadku obydwu indeksów czego skutkiem jest także wzajemna, bardzo silna ich korelacja. Wobec powyższego wykorzystanie tych zmiennych w estymacji równania PPP skutkowałoby niewiarygodnymi wynikami, co dodatkowo potwierdza konieczność estymacji w oparciu o pierwsze różnice.

II.2.3. Stacjonarność zmiennych

W poniższych tabelach przedstawione są wyniki estymacji MNK funkcji regresji postaci:

$$x_t = \gamma_1 + \gamma_2 t + \gamma_3 x_{t-1} + u_t \quad (9)$$

gdzie x to odpowiednia zmienna systemu. Tabela 2 przedstawia oceny parametrów dla czasu oraz opóźnionej zmiennej wraz z wartością statystyki t-Studenta. Choć ze względu na małą liczebność próby przeprowadzenie pełnego testu Dickeya-Fullera było niemożliwe, wyniki wyraźnie wskazują na niestacjonarność wszystkich rozważanych zmiennych.

zmienna	t	x_{t-1}
IEUR	0,0277 (1,098)	0,757 (4,193)
IPL CPI	0,0011 (0,367)	0,921 (6,801)
IE CPI	0,0056 (4,119)	0,034 (0,145)
IPL M1	0,0097 (1,893)	0,620 (2,980)
IE M1	0,0915 (2,300)	0,539 (2,724)
IPL PKB	-0,0040 (-2,361)	0,088 (11,108)
IE PKB	0,00055 (0,631)	0,90 (9,816)
PL R	-0,177 (-2,067)	0,847 (8,476)
E R	-0,027 (-1,865)	0,90 (8,744)

Tabela 2. Test stacjonarności zmiennych modelu. Kursywą zaznaczono wszystkie współczynniki nieistotnie różne od zera na 10% poziomie pewności.

Obserwacja ta potwierdza konieczność rozważenia pierwszych różnic zmiennych zamiast ich poziomów. Po przeliczeniu zmiennych przeprowadzono badanie stacjonarności pierwszych różnic pokazane w poniższej tabeli. Wyniki okazały się być zadowalające – jedynie dwie zmienne były słabo skorelowane z trendem, dwie zmienne posiadały oceny nieistotnie różne od jedności (na poziomie $p=10\%$), natomiast we wszystkich przypadkach oceny parametru opóźnienia były statystycznie różne od jedności oraz reszty spełniały warunki stacjonarności. Komentarza wymaga wskaźnik PKB Polski, którego różnica odnosi się do tego samego okresu roku poprzedniego. Jednak taka zmienna okazała się także być niestacjonarna i silnie autoskorelowana, w związku z czym do późniejszej estymacji wykorzystano podwójną różnicę: pierwszą różnicę różnic rocznych. Podejście to okazało się także korzystne z punktu widzenia estymacji równań modelu. Operacja taka nie była konieczna w przypadku dochodu narodowego strefy euro, którego wskaźnik prezentowany jest przez EBC w postaci wyrównanej sezonowo.

zmienna(różnica)	t	Δx_{t-1}	stacjonarność u
d IEUR	0,0493 (1,896)	-0,421 (-1,939/-6,545)	+
d IPL CPI	-0,00099 (-2,235)	0,206 (0,915/-3,527)	+
d IE CPI	-0,00005 (-0,390)	-0,367 (-1,541/-5,74)	+
d IPL M1	0,0022 (1,206)	-0,553 (-2,734/-7,678)	+
d IE M1	0,00029 (0,580)	-0,079 (-0,349/-4,77)	+
d IPL PKB	-0,00069 (-0,554)	0,730 (3,880/-1,43)	+
d2PL PKB	0,000010 (0,018)	0,114 (0,591/-3,513)	+
d IE PKB	-0,000369 (-2,385)	-0,025 (-0,62/-25,42)	+
d PL R	-0,072 (-1,257)	0,415 (1,933/-2,725)	+
d E R	-0,018 (-1,224)	0,458 (2,147/-2,541)	+

Tabela 3. Test stacjonarności pierwszych różnic zmiennych. W nawiasach podano wartość statystyk t-Studenta dla zerowej i jednostkowej wartości oceny parametru.

III. Estymacja¹⁷

III.1. Funkcja cen dla Polski

Poniżej przedstawiono wyniki estymacji równania równowagi pieniężnej dla Polski. Choć znaki parametrów są zgodne z teorią, to jednak korelacja wynosi praktycznie zero, a oceny parametrów są nieistotne statystycznie (za wyjątkiem zmiany podaży M1). Jedyne parametry, dla którego nie można odrzucić hipotezy o jednostkowej wartości to ocena wpływu zmian PKB. Dodatkowo estymacja wykazuje zarówno autokorelację składnika losowego, jak i heteroskedastyczność (korelacja składnika losowego z kwadratem oceny zmiennej objaśnianej).

Najważniejszym problemem w tym przypadku jest jednak brak korelacji, gdyż zarówno heteroskedastyczność jak i autokorelacja składnika losowego nie wpływają na oczekiwane wartości oceny parametrów a jedynie na ich efektywność. W związku z powyższym próby przeformułowania modelu w celu spełnienia założeń MNK nie mają szans doprowadzić do poprawy

¹⁷ Oszacowania modelu prowadzono w programie Gretl (Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library) Allina Cottrella z Wake Forest University. Pełna, darmowa (licencja *GNUfdl*) wersja programu została pobrana ze strony <http://gretl.sourceforge.net>.

stopnia dopasowania. Biorąc pod uwagę także nieudane próby użycia innych zmiennych należy zatem uznać, że monetarystyczne równanie krótkookresowej równowagi w przypadku Polski nie było w badanym okresie spełnione.

Model 1: Zmienna objaśniana – logarytm zmiany poziomu CPI w Polsce (1999.1-2003.4).

Zmienna	Parametr	Błąd szacunku	statystyka t	p	
d_PL_R	0,000140	0,00337	0,041	0,97	
d_IPL_M1	0,170	0,0771	2,215	0,04	**
d2PLPKB	-0,3440	0,390	-0,880	0,39	

Średnia zmiennej zależnej	0,0173
Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	0,0102
Suma kwadratów reszt	0,0057
Standardowy błąd szacunku	0,0189
R ²	0,0220
Poprawiony R ²	-0,100

III.2. Funkcja cen strefy euro

Próby estymacji równania równowagi monetarnej dla strefy euro także nie powiodły się. Podobnie jak w poprzednim przypadku ocena dopasowania jest równa zero. Dodatkowo w przypadku strefy euro nie jest zgodny znak parametru przy zmianie PKB, choć jest to jedyny parametr istotnie różny od zera.

Model 2: Zmienna objaśniana – logarytm zmiany poziomu CPI w strefie euro (1999.1-2003.4).

Zmienna	Parametr	Błąd szacunku	statystyka t	p	
d_IEM1	0,0801	0,0799	1,002	0,33	
d_IE_PKB	0,3350	0,187	1,814	0,09	*
d_E_R	0,00081	0,0027	0,299	0,77	

Średnia zmiennej zależnej	0,00523
Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	0,00290
Suma kwadratów reszt	0,00020
Standardowy błąd szacunku	0,00354
R ²	0,00086
Poprawiony R ²	-0,1240

W celu poprawy wyników podjęto próby zamiany zmiennych na inne mierniki pożądanych wielkości, lecz próby te nie przyniosły rezultatów. Pewną poprawę przynosi dodanie do modelu wyrazu wolnego, co choć sprzeczne z teorią, można uczynić w świetle niedysponowania dokładnymi aproksymacjami zmiennych. Przy takiej specyfikacji, parametr zmiany PKB uzyskuje ocenę ujemną (5 proc. przedział prawdopodobieństwa to (-0,86, 0,26)), lecz przedziały wartości pozostałych dwóch parametrów są dość równo rozłożone wokół wartości zerowej. Oceny parametrów nie są istotnie różne od zera, natomiast są statystycznie różne od jedności. W przeciwieństwie do równania dla gospodarki Polskiej, nie występuje tutaj jednak ani heteroskedastyczność ani autokorelacja składnika losowego. Wobec bardzo niskiej oceny dopasowania należy zatem stwierdzić, że także w tym przypadku równanie równowagi nie jest spełnione.

Model 3: Zmienna objaśniana – logarytm zmiany poziomu CPI w strefie euro (1999.1-2003.4).

Zmienna	Parametr	Błąd szacunku	statystyka t	p	
const	0,00737	0,0025	2,931	0,01	**
d_IEM1	0,03985	0,0672	0,593	0,56	
d_IE_PKB	-0,30000	0,2647	-1,133	0,27	
d_E_R	0,00420	0,0025	1,666	0,17	

Średnia zmiennej zależnej	0,00523
Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	0,00290
Suma kwadratów reszt	0,00013
Standardowy błąd szacunku	0,00292
R ²	0,15704
Poprawiony R ²	-0,0115

Efektów nie przyniosła także próba dodania do modelu zmiennej zerojedynkowej usuwającej jedną z dwóch skrajnych obserwacji w drugim i trzecim kwartale 2001 roku. Choć w ten sposób osiągnięto poprawę współczynnika korelacji, to nie poprawiła się istotność ocen parametrów.

III.3. Równanie parytetu siły nabywczej kursu PLN/EUR

W świetle przedstawionych powyżej problemów z estymacją dwóch równań modelu, estymowanie w oparciu o ich teoretyczne wyniki równania trzeciego jest w zasadzie pozbawione sensu. Jednak w celu ostatecznego pokazania, że monetarystyczny model nie znajduje potwierdzenia w badanych danych, przedstawiono porównanie modelu estymowanego w oparciu o wyniki poprzednich dwóch równań oraz o dane źródłowe.

zmienna	Model 1	Model 2
dIPLCPI		-0,1140 (1,280)
dIECPI		-0,2678 (4,312)
est_dIPLCPI	1,411 (1,743)	
est_dIECPI	-0,1788 (3,267)	
n	19	19
R ²	0,0386	0,1040

Tabela 3. Porównanie oszacowanie funkcji parytetu siły nabywczej w oparciu o dane źródłowe i teoretyczne.

Jak wynika z powyższej tabeli, w przypadku estymacji modelu na danych źródłowych, błędy oceny parametrów wielokrotnie przewyższają ich wartości. Ponadto znaki parametrów są niezgodne z założeniami. Ten ostatni problem nie występuje przy estymacji na ocenach zmiennych endogenicznych. Jednak ocena dopasowania pozostaje zerowa, czyniąc model bezużytecznym dla celów interpretacyjnych.

IV. Podsumowanie i wnioski

W oparciu o przedstawione w niniejszej pracy wyniki estymacji należy uznać, iż klasyczny monetarystyczny model determinacji kursu walutowego nie znalazł potwierdzenia w przypadku kursu PLN/EUR w okresie obowiązywania kursu płynnego. Choć w świetle literatury wynik taki był wysoce prawdopodobny, to uwagę zwraca dopasowanie nie tylko gorsze od naiwnego modelu kroczącego, ale wręcz zerowe. Ponadto tak złe wyniki uzyskano nie tylko w przypadku estymacji równania parytetu siły nabywczej, lecz także w przypadku równań równowagi monetarnej. Ta obserwacja z kolei potwierdza słuszność estymacji systemu równań zamiast klasycznego kwasi-zredukowanego modelu (którego estymacja w oparciu o badany okres daje także negatywne wyniki). Dzięki zastosowanemu podejściu możemy stwierdzić, że brak wpływu zmiennych fundamentalnych na zmiany kursu walutowego jest spowodowany nie tylko niezachowaniem parytetu siły nabywczej, lecz także niezachowaniem warunków klasycznej równowagi monetarnej.

Przyczyn tak złego zachowania modelu można wymienić kilka. W przypadku równań równowagi może to być po pierwsze niedokładne odzwierciedlenie zmiennych rzeczywistych przez zastosowane mierniki, choć dobór zmiennych do modelu przeprowadzono zgodnie z wskazaniem literatury. Po drugie, przedstawiono statyczną postać równań równowagi – być może model dynamiczny poprawiłby wyniki, choć w podstawowej postaci modelu zazwyczaj stosowane są równania statyczne. Być może także, przyczyny należy upatrywać w małej próbie. Jednak podstawowym wnioskiem z przedstawionych wyników jest nieadekwatność monetarystycznej teorii do przypadku Polskiej gospodarki.

W przeciwieństwie do równań równowagi, w przypadku równania parytetu cen od początku spodziewano się słabego odwzorowania rzeczywistości. Po pierwsze, teoria ciągłego zachowania parytetu siły nabywczej nie znalazła potwierdzenia w dotychczasowych badaniach, choć parytet ten być może jest zachowany w długim okresie, a przynajmniej kursy walutowe zdają się podążać ścieżką związaną z parytetem. W przypadku kursu złotego estymację utrudniają też silne ruchy spekulacyjne. Po drugie, w przypadku dużych różnic w wydajności pracy w dwóch gospodarkach może wystąpić stałe odchylenie od parytetu w skutek tzw. efektu Balassy-Samuelsona¹⁸. Po trzecie, klasyczna teoria parytetu siły nabywczej odnosi się do modelu w którym występują tylko dwa kraje, więc w zasadzie zmienną objaśnianą powinien być koszyk walut, a ceny zagranicy powinny być reprezentowane przez międzynarodowy agregat¹⁹.

Podsumowując, badanie pokazało nieadekwatność klasycznej postaci modelu monetarystycznego. Wydaje się także, że wszelkie próby estymacji w oparciu o podstawowe

¹⁸ Chmielewski, Tomasz, „Od kursu płynnego do unii monetarnej. Znaczenie efektu Balassy-Samuelsona dla polskiej polityki pieniężnej”, *Materiały i studia*, Narodowy Bank Polski, Nr. 163, Warszawa 2003 oraz Kelm R. i Welfe A., op. cit., s. 124.

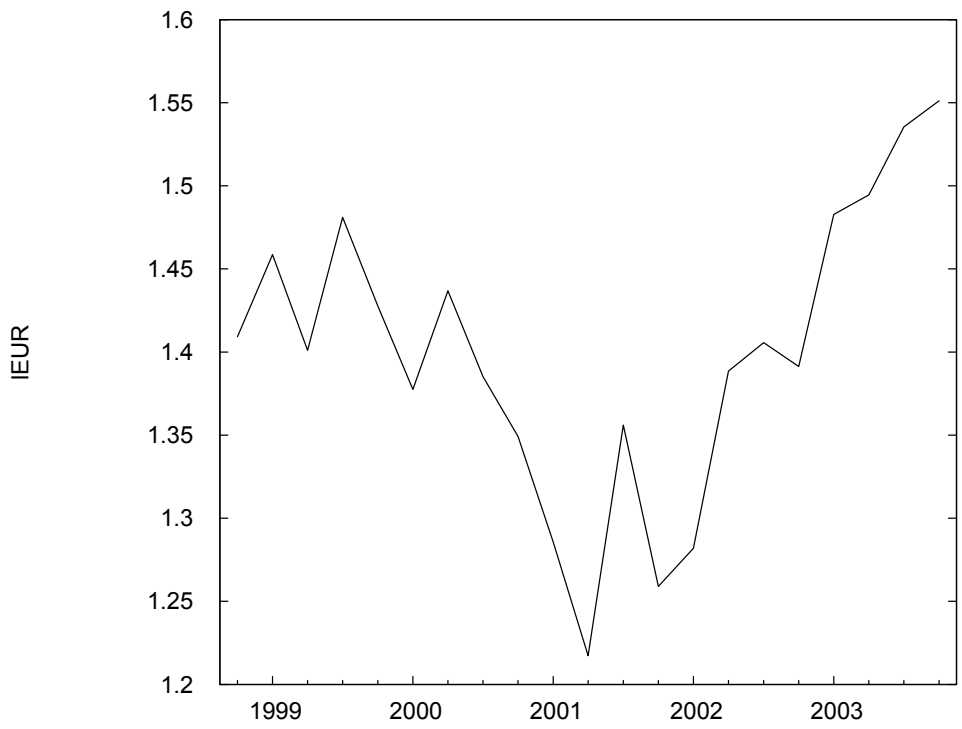
¹⁹ Kelm R., Welfe A., op. cit., s. 125.

zmienne fundamentalne nie dadzą pozytywnych wyników w krótkim okresie. Być może klucza do determinacji kursu złotego należy zatem szukać w innych, bardziej skomplikowanych modelach oraz przy uwzględnieniu związków długookresowych i zastosowaniu zaawansowanych metod ekonometrycznych.

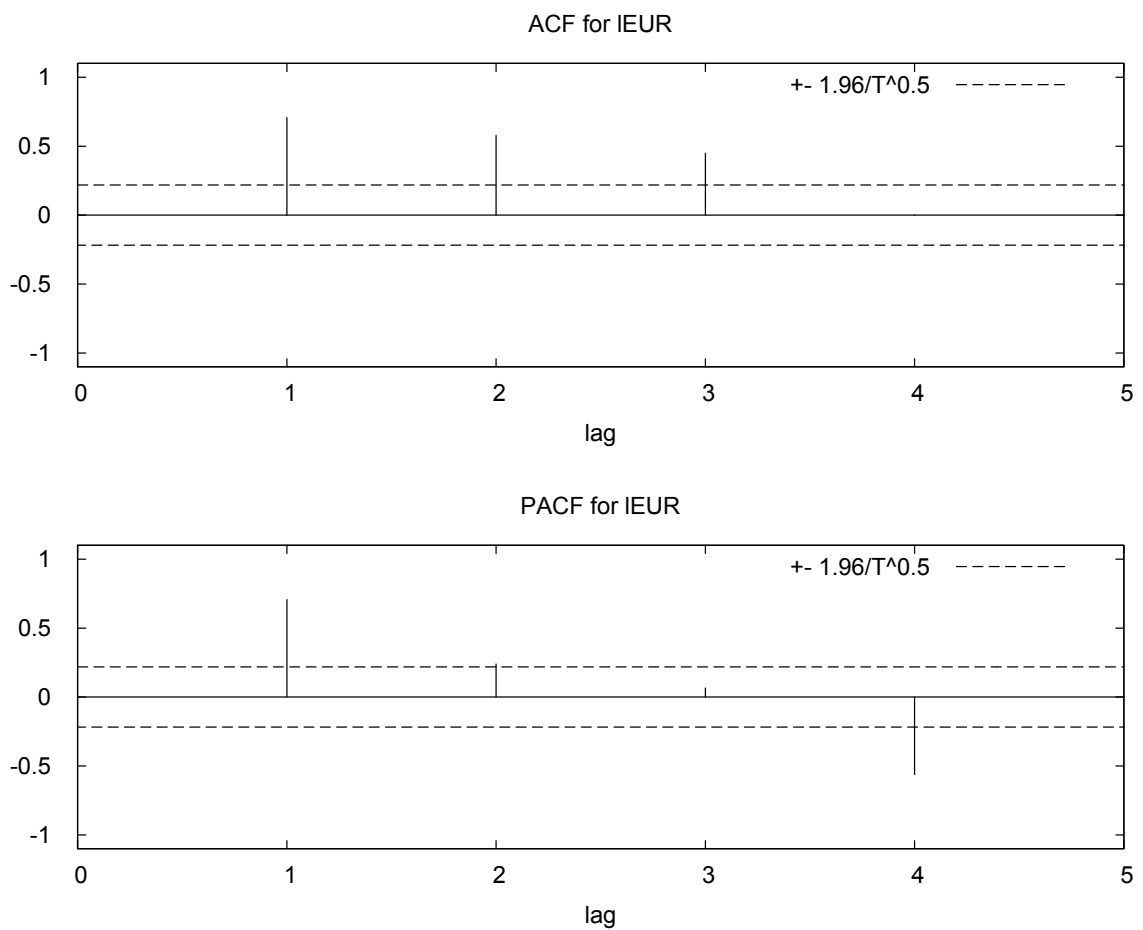
Bibliografia

- Brzeszczyński, Janusz, Robert Kelm, *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIGPress, Warszawa 2002, s. 119-149.
- Chmielewski, Tomasz, „Od kursu płynnego do unii monetarnej. Znaczenie efektu Balassy-Samuelsona dla polskiej polityki pieniężnej”, *Materiały i studia*, Narodowy Bank Polski, Nr 163, Warszawa 2003.
- Dornbusch, Rudiger, „Expectations and Exchange Rate Dynamics”, *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6, 1976, s. 1161-1176.
- Gajda, Jan B., *Wielorównaniowe modele ekonometryczne w praktyce*, Uniwersytet Łódzki, Łódź 1992.
- Gajda, Jan B., *Ekonometria praktyczna*, Wydanie II, Absolwent, Łódź 1998.
- Kelm, Robert, Aleksander Welfe, „Modele rozkładów opóźnień. Modele kursów walutowych”, *Gospodarka Polski w okresie transformacji: zasady modelowania ekonometrycznego*, Welfe A. (red.), PWE, Warszawa 2000, s. 27-52.
- La Cour, Lisbeth, Ronald MacDonald, „Modeling the ECU Against the U.S. Dollar: A Structural Monetary Interpretation”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 18, No. 4, July 2000, s. 436-450.
- MacDonald, Ronald, „Exchange Rate Behaviour: Are Fundamentals Important?”, *The Economic Journal*, No. 109, 1999, s. F673-F691.
- MacDonald, Ronald, „Long-Run Purchasing Power Parity: Is It For Real?”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75 (November), 1993, s. 690-695.
- Maddala, G.S., *Introduction to Econometrics*, Third Edition, Wiley 2001.
- Mussa, Michael, „A Model of Exchange Rate Dynamics”, *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 1, 1982, s. 74-104.
- Officer, Lawrence H., „The Relationship Between Absolute and Relative Purchasing Power Parity”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 6 Issue 4, 1978, s. 562-568.
- Rosenberg, Michael R., *Currency forecasting: A Guide to Fundamental Models of Exchange Rate Determination*, IRWIN, Chicago, 1996.
- Sztaudynger, Jan J., *Ekonometryczne modelowanie produkcji, wymiany zagranicznej i zadłużenia*, Uniwersytet Łódzki, Łódź 1997, s. 46-130.
- Taylor, Mark P., „The Economics of Exchange Rates”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIII, March 1995, s. 13-47.
- Welfe, Władysław, „Zasady makromodelowania gospodarki okresu transformacji”, *Gospodarka Polski w okresie transformacji: zasady modelowania ekonometrycznego*, Welfe A. (red.), PWE, Warszawa 2000, s. 9-26.

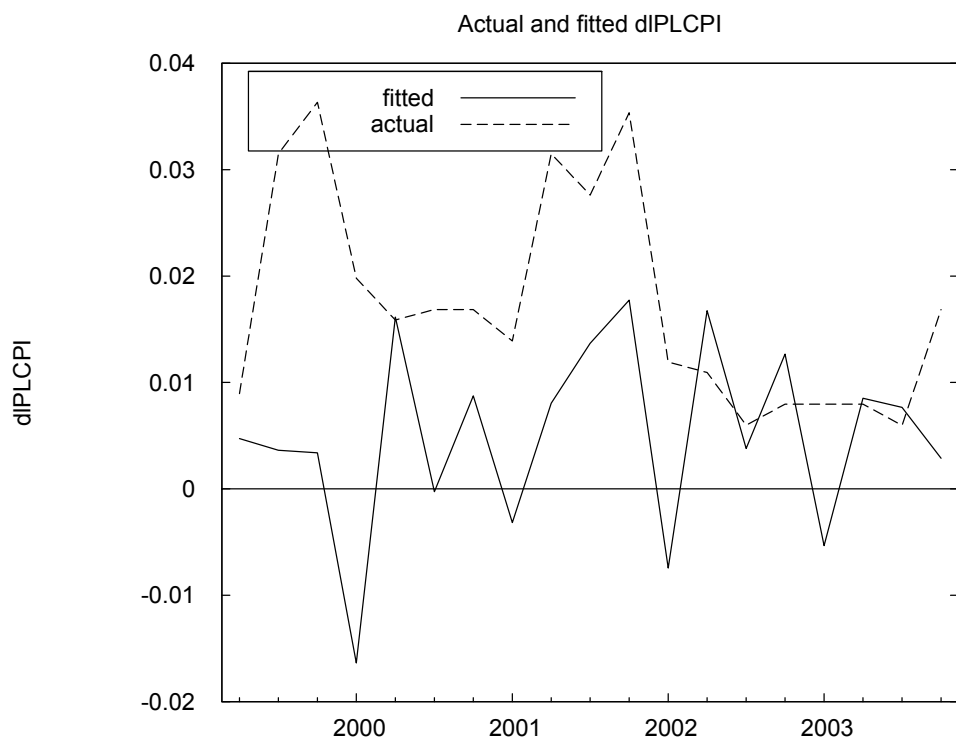
Załącznik A: Wykresy.



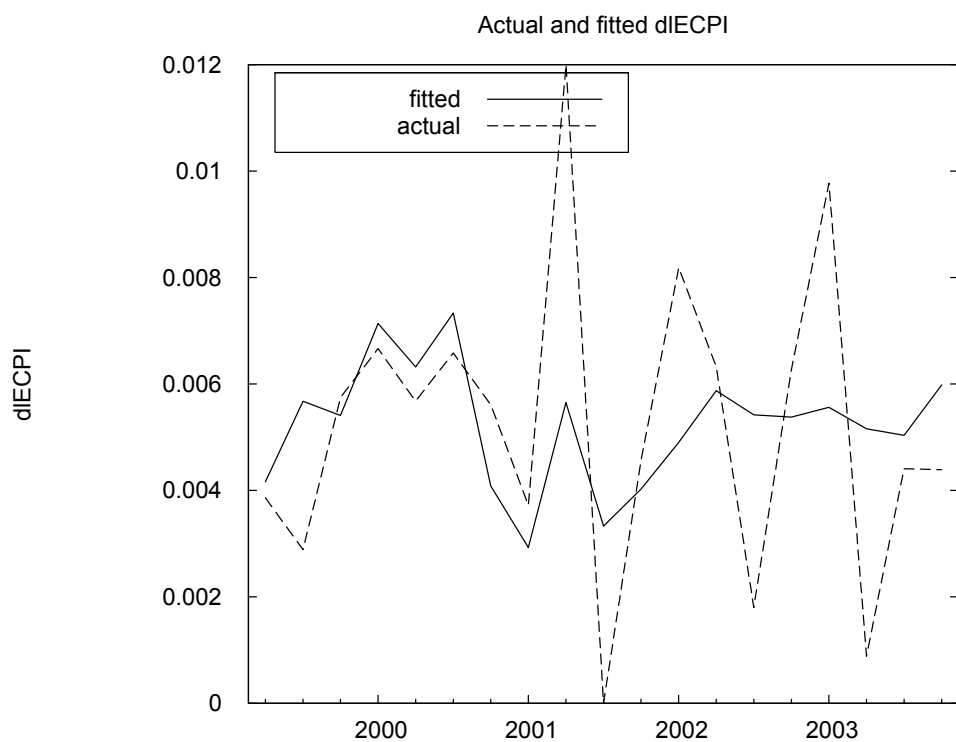
Wykres 1. Kurs PLN/EUR (logarytm naturalny).



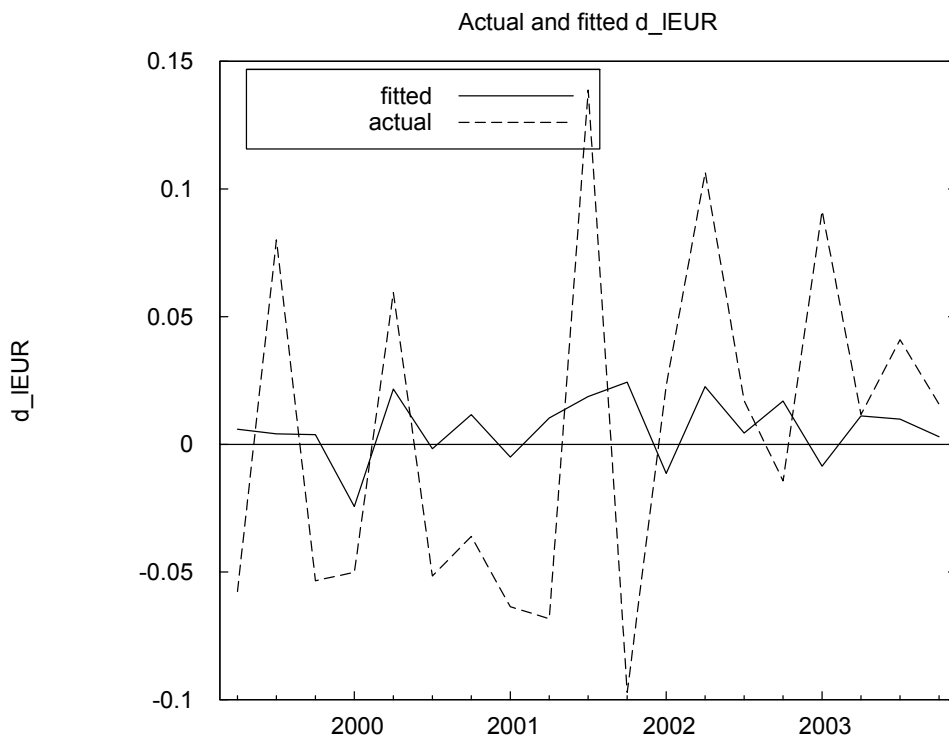
Wykres 2. Ocena funkcji autokorelacji logarytmu kursu PLN/EUR.



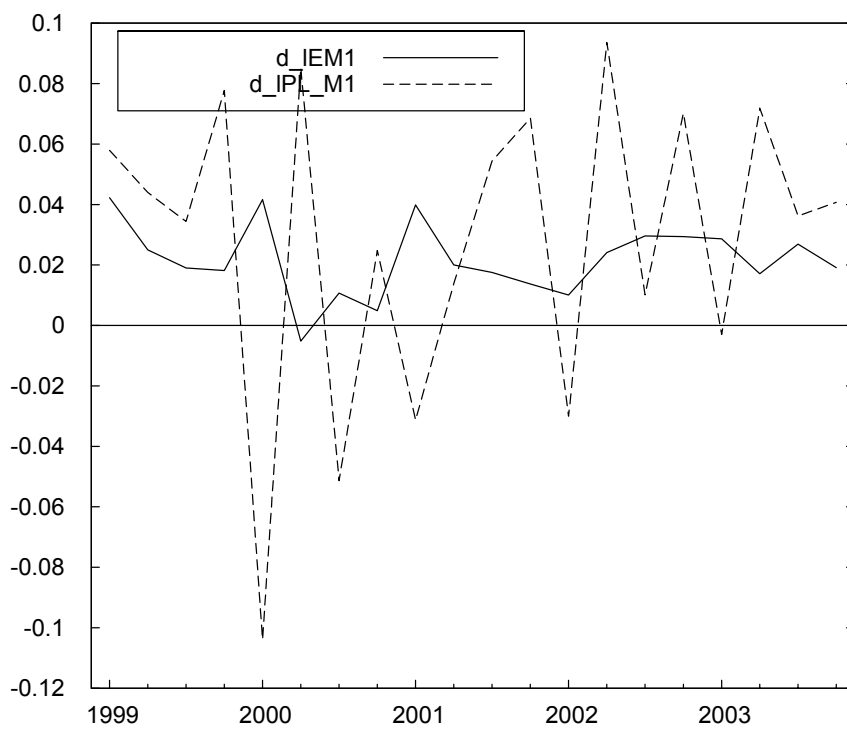
Wykres 3. Dopasowanie równania równowagi monetarnej Polski.



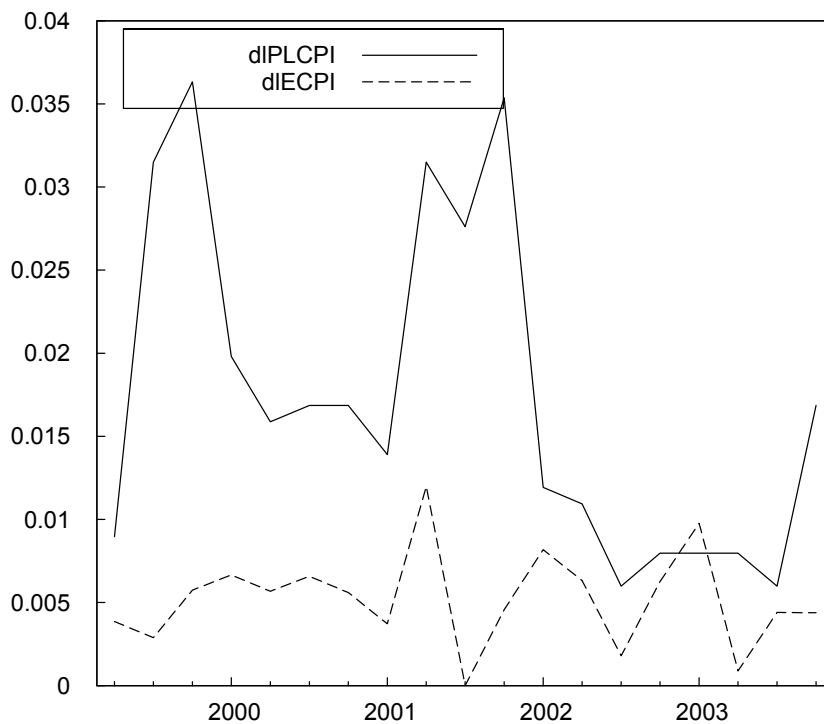
Wykres 4. Dopasowanie równania równowagi monetarnej strefy euro.



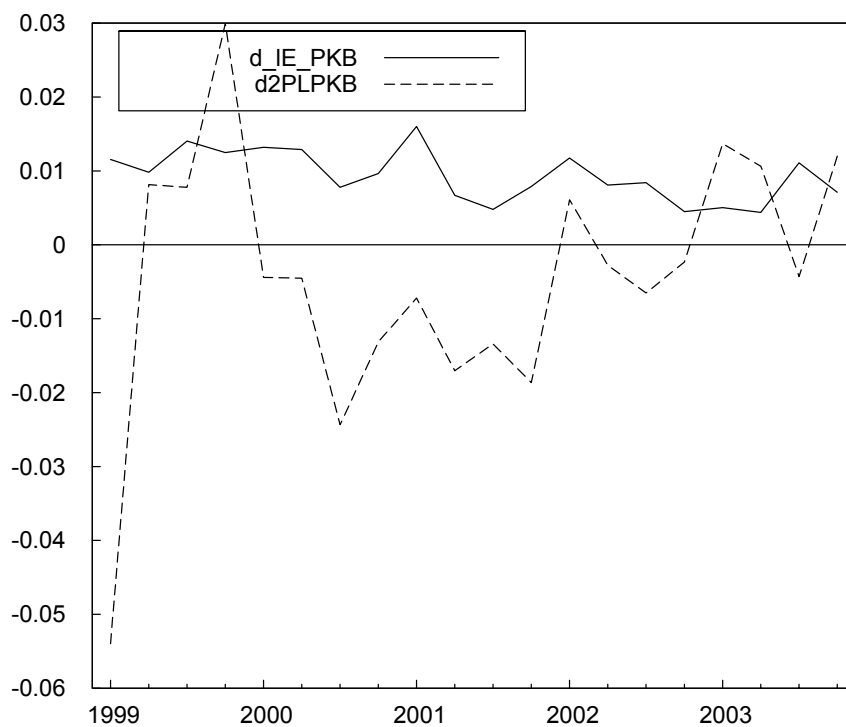
Wykres 5. Wartości teoretyczne i rzeczywiste równania parytetu siły nabywczej.



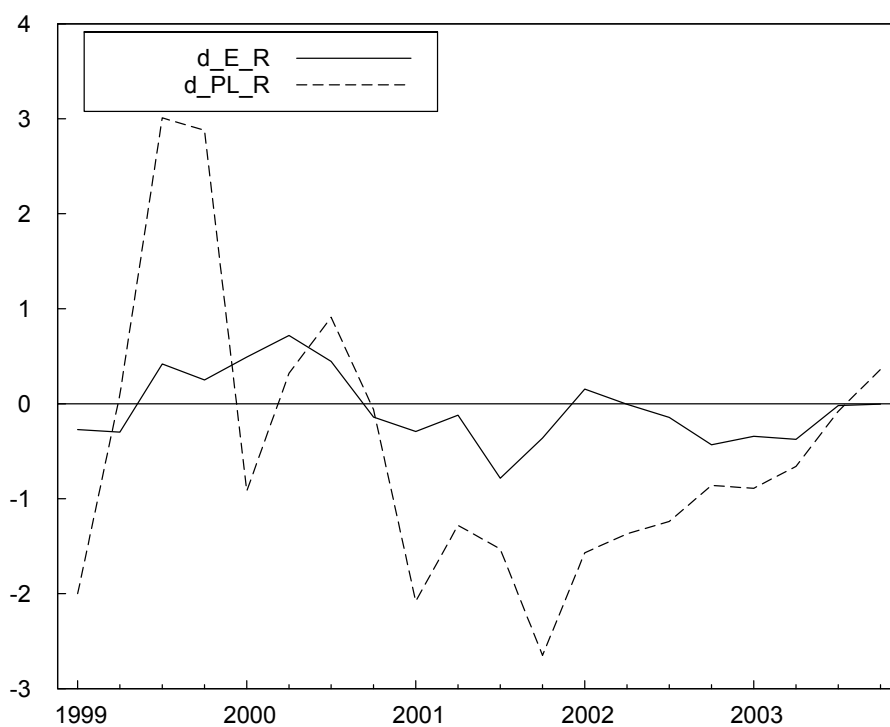
Wykres 6. Zmiany podaży pieniądza w Polsce (d_{PL_M1}) i strefie euro (d_{IEM1}).



Wykres 7. Zmiany poziomów cen w Polsce (dIPLCPI) i strefie euro (dIECPI).



Wykres 8. Zmiany PKB w Polsce (d2PLPKB) i strefie euro (d_IE_PKB).



Wykres 9. Zmiany stóp procentowych

Załącznik B: Dane źródłowe.

Tabela B.1. Poziomy zmiennych

data	IEUR	IPL_CPI	IE_CPI	IPL_M1	IEM1	IPL_PKB	IE_PKB	PL_R	E_R
1998.4	1,409	0	0	11,407	7,459	12,021	7,328	15,210	3,241
1999.1	1,459	0,022	0,005	11,465	7,501	11,874	7,339	13,210	2,968
1999.2	1,401	0,031	0,009	11,509	7,526	11,956	7,349	13,310	2,669
1999.3	1,481	0,062	0,012	11,543	7,545	12,010	7,363	16,320	3,088
1999.4	1,428	0,099	0,017	11,621	7,563	12,149	7,376	19,200	3,339
2000.1	1,378	0,118	0,024	11,517	7,605	11,998	7,389	18,280	3,830
2000.2	1,437	0,134	0,030	11,602	7,600	12,075	7,402	18,600	4,549
2000.3	1,385	0,151	0,036	11,551	7,610	12,105	7,410	19,510	4,994
2000.4	1,349	0,168	0,042	11,575	7,615	12,231	7,419	19,450	4,854
2001.1	1,286	0,182	0,046	11,544	7,655	12,073	7,435	17,370	4,561
2001.2	1,217	0,213	0,058	11,558	7,675	12,133	7,442	16,090	4,441
2001.3	1,356	0,241	0,058	11,612	7,693	12,150	7,447	14,560	3,656
2001.4	1,259	0,276	0,062	11,681	7,706	12,257	7,455	11,910	3,294
2002.1	1,282	0,288	0,070	11,651	7,716	12,105	7,466	10,340	3,448
2002.2	1,389	0,299	0,077	11,745	7,740	12,162	7,474	8,970	3,441
2002.3	1,406	0,305	0,078	11,755	7,770	12,172	7,483	7,730	3,297
2002.4	1,391	0,313	0,085	11,825	7,799	12,278	7,487	6,870	2,865
2003.1	1,483	0,321	0,095	11,822	7,828	12,139	7,492	5,980	2,522
2003.2	1,494	0,329	0,095	11,894	7,845	12,207	7,497	5,320	2,147
2003.3	1,535	0,335	0,100	11,930	7,872	12,213	7,508	5,240	2,128
2003.4	1,551	0,352	0,104	11,971	7,891	12,330	7,515	5,600	2,124

Tabela B.2. Pierwsze różnice zmiennych, wykorzystane do estymacji.

data	d_IEUR	d_IEM1	d_IE_PKB	d_E_R	d_IPL_M1	d_PL_R	d2PLPKB	dIPLCPI	dIECPI
1998.4	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1999.1	0,0495	0,0423	0,0116	-0,2730	0,0579	-2,0000	-0,0540	0,022	0,005
1999.2	-0,0576	0,0250	0,0098	-0,2990	0,0440	0,1000	0,0082	0,0090	0,0039
1999.3	0,0801	0,0190	0,0140	0,4190	0,0344	3,0100	0,0078	0,0315	0,0029
1999.4	-0,0534	0,0182	0,0125	0,2510	0,0777	2,8800	0,0299	0,0363	0,0057
2000.1	-0,0501	0,0416	0,0132	0,4910	-0,1039	-0,9200	-0,0044	0,0198	0,0067
2000.2	0,0594	-0,0052	0,0129	0,7190	0,0852	0,3200	-0,0045	0,0159	0,0057
2000.3	-0,0516	0,0107	0,0078	0,4450	-0,0514	0,9100	-0,0243	0,0169	0,0066
2000.4	-0,0361	0,0049	0,0096	-0,1400	0,0248	-0,0600	-0,0131	0,0169	0,0056
2001.1	-0,0636	0,0399	0,0160	-0,2930	-0,0313	-2,0800	-0,0072	0,0139	0,0037
2001.2	-0,0683	0,0200	0,0067	-0,1200	0,0139	-1,2800	-0,0170	0,0315	0,0120
2001.3	0,1387	0,0175	0,0048	-0,7850	0,0544	-1,5300	-0,0134	0,0276	0,0000
2001.4	-0,0971	0,0137	0,0079	-0,3620	0,0685	-2,6500	-0,0186	0,0354	0,0046
2002.1	0,0229	0,0101	0,0117	0,1540	-0,0300	-1,5700	0,0061	0,0119	0,0082
2002.2	0,1066	0,0241	0,0081	-0,0070	0,0936	-1,3700	-0,0028	0,0109	0,0063
2002.3	0,0171	0,0296	0,0084	-0,1440	0,0101	-1,2400	-0,0065	0,0060	0,0018
2002.4	-0,0143	0,0294	0,0045	-0,4320	0,0702	-0,8600	-0,0023	0,0080	0,0063
2003.1	0,0915	0,0287	0,0050	-0,3430	-0,0029	-0,8900	0,0137	0,0080	0,0098
2003.2	0,0117	0,0171	0,0044	-0,3750	0,0719	-0,6600	0,0106	0,0080	0,0009
2003.3	0,0410	0,0269	0,0111	-0,0190	0,0362	-0,0800	-0,0043	0,0060	0,0044
2003.4	0,0157	0,0191	0,0071	-0,0040	0,0407	0,3600	0,0120	0,0169	0,0044