

Małgorzata Madrak-Grochowska

Ekonometryczny model zgodny kursu walutowego EUR/PLN w latach 2000–2006

Słowa kluczowe: *ekonometryczny model zgodny, kurs walutowy, determinanty kursu walutowego*

Abstrakt: Przeprowadzone w niniejszym artykule badanie ekonometryczne służyło identyfikacji kluczowych determinantów kursu złotego (kształtowanego w ramach systemu typu *floating*) oraz pomiarowi ich wpływu na zmiany średniego kursu EUR/PLN* w poszczególnych kwartałach lat 2000–2006. Analiza ta została oparta na koncepcji dynamicznego modelowania zgodnego w sensie Z. Zielińskiego¹.

Wprowadzenie

W badaniach tendencji rozwoju gospodarki Polski na przełomie XX i XXI wieku, obok tak tradycyjnych czynników, jak: stopy procentowe, PKB, wskaźnik inflacji czy podaż pieniądza, coraz większego znaczenia nabrały przepływy towarów, usług i kapitałów oraz związane z nimi oddziaływanie zagranicy na sytuację ekonomiczną naszego kraju. Zjawisko to, będąc jednym z przejawów globalizacji, sprawiło, iż ważkim zagadnieniem,

* W niniejszym artykule przyjęto standardy bezpośredniego kwotowania kursów, właściwe dla rynku walutowego Forex (<http://www.forextradesystem.com>). Zgodnie z tymi zasadami zapis EUR/PLN oznacza cenę jednego euro wyrażoną w złotych polskich.

¹ Koncepcja dynamicznego modelowania zgodnego została sformułowana przez Z. Zielińskiego w 1986 roku. Zakłada ona zgodność harmonicznej struktury procesu objaśnianego z łączną harmoniczną strukturą procesów objaśniających i procesu resztowego (niezależnego od procesów objaśniających). Zob. M. Osińska (red.), *Wybrane zagadnienia z ekonometrii*, WSiE TWP, Olsztyn 2005, s. 333.

zarówno dla teoretyków ekonomii, jak i praktyków biznesu stała się umiejętność szacowania przyszłych wartości kursu walutowego – głównego kanału w mechanizmie transmisji impulsów z zagranicy. Z tego też powodu badanie zmienności kursu wymiennego oraz określenie czynników determinujących jego poziom były i są tematem wielu opracowań ekonomicznych, wykorzystujących metody ekonometryczne². W świetle przytoczonych powyżej argumentów, nie dziwi zatem fakt, że próba dokonania podobnej analizy została podjęta również w niniejszym artykule.

Celem przeprowadzonego badania ekonometrycznego była identyfikacja kluczowych determinantów kursu złotego, kształtowanego w ramach systemu kursu płynnego oraz pomiar ich wpływu na zmiany średniego kursu EUR/PLN w poszczególnych kwartałach lat 2000–2006. Analiza ta została oparta na koncepcji dynamicznego modelowania zgodnego w sensie Z. Zielińskiego, z zachowaniem wszelkich reguł poprawności testowania statystycznego. Jednocześnie należy podkreślić, że na każdym etapie budowy ekonometrycznego modelu kursu walutowego EUR/PLN sprawdzana była zgodność otrzymywanych wyników z teorią ekonomii i praktyką gospodarczą. Ponadto niniejsze badanie zostało wzbogacone o prognozę wartości kursu złotego wobec euro na cztery kwartały w przód, co nadało modelowi walor praktyczny.

Specyfikacja zmiennych modelu

W pierwszej fazie budowy ekonometrycznego modelu zgodnego kursu walutowego EUR/PLN należało wybrać potencjalne zmienne objaśniające (tzw. „zmiennie kandydatki”), a następnie dokonać ich redukcji tak, by zmienne objaśniające X_{it} były silnie skorelowane ze zmienną objaśnianą Y_t , a jednocześnie słabo skorelowane między sobą. Na tym etapie badania zdecydowano się zatem na przeprowadzenie redukcji zbioru zmiennych jedną ze

² Na podstawie R. Kokoszcyński, *Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej. Przegląd głównych teorii oraz specyfikacja transmisji w Polsce*, „Materiały i Studia” nr 91, Warszawa 1999, s. 8; S. Franek, *Kurs walutowy i stopa procentowa w okresie przemian polskiego rynku finansowego*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2006, s. 7–10; M. Rubaszek, *Model równowagi bilansu płatniczego. Zastosowanie wobec kursu złotego*, „Bank i Kredyt” 5/2003, s. 4.

statystycznych metod *a priori*³ – tj. metodą grafów Bartosiewiczowej⁴. Ze względu na cel analizy, jakim było oszacowanie wpływu kluczowych czynników na poziom kursu wymiennego EUR/PLN w poszczególnych kwartałach lat 2000–2006 oraz mając na uwadze teorie kursu walutowego i dorobek ekonomistów-badaczy zajmujących się tym zagadnieniem, wyróżniono następującą zmienną objaśnianą Y_t oraz wyjściowy zestaw potencjalnych zmiennych objaśniających X_{it} :

Tabela 1. Zmienna objaśniana Y_t oraz potencjalne zmienne objaśniające X_{it}

Zmienna	Objaśnienie
Y_t	średni kurs 100 EUR/PLN w czasie t
X_{1t}	podaż pieniądza w Polsce (w mld zł) w czasie t
X_{2t}	podaż pieniądza w strefie euro (w mld euro) w czasie t
X_{3t}	PKB w Polsce w cenach bieżących (w mld zł) w czasie t
X_{4t}	PKB w strefie euro w cenach bieżących (w mld euro) w czasie t
X_{5t}	inflacja w Polsce w stosunku do analogicznego okresu roku poprzedniego (w ułamkach dziesiętnych) w czasie t
X_{6t}	inflacja w strefie euro w stosunku do analogicznego okresu roku poprzedniego (w ułamkach dziesiętnych) w czasie t
X_{7t}	stopa referencyjna NBP (w ułamkach dziesiętnych) w czasie t
X_{8t}	stopa referencyjna EBC (w ułamkach dziesiętnych) w czasie t
X_{9t}	saldo rachunku bieżącego bilansu płatniczego Polski (w mld zł) w czasie t
X_{10t}	saldo rachunku finansowego bilansu płatniczego Polski (w mld zł) w czasie t
X_{11t}	oficjalne aktywa rezerwowe NBP (w mld zł) w czasie t
X_{12t}	oficjalne aktywa rezerwowe EBC (w mld euro) w czasie t
X_{13t}	skonsolidowany dług brutto Polski (w mld zł) w czasie t
X_{14t}	skonsolidowany dług brutto strefy euro (w mld euro) w czasie t

Źródło: opracowanie własne.

³ Metody statystyczne *a priori* polegają na doborze zmiennych objaśniających jeszcze przed estymacją modelu ekonometrycznego. Do specyfikacji modelu, który jest przedmiotem niniejszego artykułu, nie można było początkowo zastosować metod *a posteriori* (polegających na doborze zmiennych objaśniających po estymacji modelu) ze względu na zbyt dużą liczbę potencjalnych zmiennych z góry ustalonych w stosunku do liczby obserwacji.

⁴ Metoda grafów Bartosiewiczowej, choć ze statystycznego punktu widzenia zastosowana tutaj w sposób nie do końca uprawniony (ze względu na wykorzystanie współczynnika korelacji liniowej Pearsona dla danych zawierających trend i sezonowość), dała zadowalające efekty ekonomiczne.

Tabela 2. Dane statystyczne do ekonometrycznego modelu zgodnego kursu walutowego 100 EUR/PLN w latach 2000-2006 (dane kwartalne)

Okresy	Y_t	X_{1t}	X_{2t}	X_{3t}	X_{4t}	X_{5t}	X_{6t}
2000 Q1	406,51	261,97	4763,60	152,38	1619,45	0,103	0,020
2000 Q2	408,44	284,88	4784,84	166,31	1641,25	0,100	0,021
2000 Q3	397,74	280,58	4829,50	171,14	1656,34	0,108	0,025
2000 Q4	391,78	294,48	4861,02	195,77	1672,32	0,092	0,027
2001 Q1	377,65	301,01	5077,67	165,44	1731,23	0,067	0,025
2001 Q2	348,84	307,53	5188,94	176,52	1746,07	0,066	0,031
2001 Q3	375,51	320,66	5296,30	179,58	1757,38	0,049	0,027
2001 Q4	365,48	334,75	5404,03	200,03	1772,84	0,037	0,022
2002 Q1	362,14	319,37	5454,10	177,85	1788,58	0,034	0,025
2002 Q2	371,49	322,43	5538,01	188,80	1803,09	0,021	0,021
2002 Q3	408,22	320,85	5660,63	190,53	1823,98	0,013	0,021
2002 Q4	399,74	321,56	5767,49	212,24	1835,66	0,009	0,023
2003 Q1	418,45	320,91	5883,92	187,10	1841,59	0,005	0,023
2003 Q2	435,35	326,63	5989,73	200,24	1851,69	0,005	0,019
2003 Q3	442,55	330,89	6057,68	201,34	1877,03	0,008	0,020
2003 Q4	462,32	340,11	6142,06	226,02	1891,61	0,015	0,020
2004 Q1	477,63	342,50	6234,10	203,77	1911,37	0,016	0,017
2004 Q2	469,35	353,32	6308,19	216,10	1930,86	0,033	0,023
2004 Q3	442,68	355,94	6418,42	218,81	1941,68	0,045	0,022
2004 Q4	424,31	373,39	6534,57	244,97	1954,84	0,044	0,023
2005 Q1	403,03	380,23	6637,39	228,46	1971,92	0,036	0,020
2005 Q2	413,14	391,46	6795,74	238,11	1987,42	0,023	0,020
2005 Q3	402,23	400,99	6964,70	240,52	2010,61	0,016	0,023
2005 Q4	391,81	412,47	7069,11	272,10	2031,51	0,011	0,023
2006 Q1	383,22	417,61	7222,34	240,87	2052,13	0,006	0,023
2006 Q2	394,28	437,86	7362,93	251,74	2082,54	0,008	0,025
2006 Q3	395,60	453,10	7568,52	258,61	2106,25	0,014	0,021
2006 Q4	384,87	477,10	7719,55	477,10	2133,66	0,013	0,018

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP, EBC, Eurostat i GUS.

X_{7t}	X_{8t}	X_{9t}	X_{10t}	X_{11t}	X_{12t}	X_{13t}	X_{14t}
0,1750	0,0350	-11,81	10,24	110,40	385,33	267,21	4520,24
0,1750	0,0425	-12,06	7,42	113,35	385,84	277,91	4543,27
0,1900	0,0450	-8,07	7,52	112,81	408,06	287,15	4567,56
0,1900	0,0475	-11,37	19,43	118,24	377,98	267,00	4516,14
0,1700	0,0475	-5,65	10,73	115,57	393,43	269,45	4694,28
0,1550	0,0450	-8,50	5,03	108,93	410,19	265,56	4753,84
0,1450	0,0375	-1,96	2,77	118,86	394,20	287,14	4771,19
0,1150	0,0325	-5,67	-5,58	110,38	392,68	279,39	4786,16
0,1000	0,0325	-6,49	10,69	110,90	408,94	303,31	4882,84
0,0850	0,0325	-6,67	3,17	111,05	367,00	314,36	4927,52
0,0750	0,0325	-2,78	10,79	121,74	380,94	323,99	4957,06
0,0675	0,0275	-4,48	4,79	116,87	366,08	321,45	4938,74
0,0600	0,0250	-6,88	10,00	122,35	339,13	344,47	5074,03
0,0525	0,0200	-5,13	5,65	122,89	326,10	351,74	5155,57
0,0525	0,0200	-2,50	8,55	127,19	332,88	356,36	5208,64
0,0525	0,0200	-3,37	9,62	132,66	306,68	369,79	5169,95
0,0525	0,0200	-11,21	21,08	144,25	308,85	393,51	5329,38
0,0525	0,0200	-14,19	10,30	139,41	301,96	395,36	5436,77
0,0650	0,0200	-9,31	4,47	132,13	298,81	393,62	5475,80
0,0650	0,0200	-5,00	-3,17	116,46	280,96	386,30	5412,10
0,0600	0,0200	-3,40	15,34	124,59	284,91	399,74	5546,30
0,0500	0,0200	-3,06	15,14	135,89	301,96	412,23	5663,19
0,0450	0,0200	-4,67	5,42	136,06	311,24	403,91	5671,29
0,0450	0,0225	-5,42	10,75	138,03	320,09	411,43	5656,43
0,0400	0,0250	-5,36	11,12	141,68	327,12	431,09	5756,32
0,0400	0,0275	-4,99	9,14	146,04	323,84	440,15	5814,01
0,0400	0,0300	-3,75	7,76	150,55	325,04	438,43	5838,06
0,0400	0,0350	-10,25	7,43	142,89	325,83	435,72	5857,12

Dodatkowo założono, że składnik losowy ε_t będzie zawierał w sobie oddziaływanie pozostałych czynników fundamentalnych oraz wpływ faktorów natury politycznej, psychologicznej i losowej na kurs waluty narodowej względem euro. Następnie dla tak wyspecyfikowanych zmiennych zgromadzono kwartalne dane statystyczne z lat 2000–2006 (tj. 28 obserwacji zaprezentowanych w tabeli 2)⁵.

W tym momencie można było przejść do pierwszego etapu wybranej metody grafów Bartosiewiczowej, tj. do wyznaczenia wektora R_0 współczynników korelacji liniowej Pearsona zmiennej objaśnianej Y_t ze „zmiennymi kandydatkami” X_{it} .

Tabela 3. Wektor współczynników korelacji liniowej Pearsona zmiennej objaśnianej Y_t z potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi X_{it}

X_{14t}	X_{13t}	X_{12t}	X_{11t}	X_{10t}	X_{9t}	X_{8t}	X_{7t}	X_{6t}	X_{5t}	X_{4t}	X_{3t}	X_{2t}	X_{1t}	R_0
0,2441290	0,3760198	-0,6356290	0,4184143	0,2993482	-0,1929540	-0,6339910	-0,4004670	-0,5677870	-0,2180930	0,1828085	-0,0037740	0,1822286	-0,0062880	Y_t

Źródło: obliczenia własne dokonane w arkuszu kalkulacyjnym Excel.

Wstępna analiza wartości tego wektora ukazała (zgodnie z teorią ekonomii i polskimi doświadczeniami z lat 2000–2006), że na kształtowanie się kursu walutowego EUR/PLN w badanym okresie najmniejszy wpływ miały takie zmienne, jak podaż pieniądza w Polsce czy krajowy PKB, a stosunkowo silnie oddziaływały na niego inflacja w strefie euro, stopa referencyjna Narodowego Banku Polskiego i Europejskiego Banku Centralnego oraz poziomy oficjalnych aktywów rezerwowych wymienionych banków centralnych.

W kolejnym kroku, jak ukazuje tabela 4, oszacowano macierz R współczynników korelacji liniowej Pearsona pomiędzy poszczególnymi „zmiennymi kandydatkami”. Następnie zaś (na co wskazują dane zaprezentowane w tabeli 5) macierz tę zmodyfikowano, zastępując wszystkie wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona mniejsze od wartości krytycznej r^* zerami (co oznacza, że korelacja między poszczególnymi „zmiennymi kandydatkami” była nieistotna statystycznie, przy danym poziomie istotności α).

⁵ Są to dane wtórne, pochodzące z tak wiarygodnych źródeł wiedzy ekonomicznej jak: Narodowy Bank Polski (www.nbp.pl), Europejski Bank Centralny (www.ecb.eu), Europejski Urząd Statystyczny (www.epp.eurostat.ec.europa.eu) i Główny Urząd Statystyczny (www.stat.gov.pl).

Z kolei wspomnianą tu wartość krytyczną współczynnika korelacji r^* wyliczono zgodnie z wzorem:

$$r^* = \sqrt{\frac{(t_\alpha)^2}{(t_\alpha)^2 + n - 2}} = \sqrt{\frac{(1,706)^2}{(1,706)^2 + 28 - 2}} = 0,31729$$

gdzie $t_\alpha = 1,706$ oznacza wartość statystyki teoretycznej, odczytanej z tablic rozkładu t -Studenta dla poziomu istotności $\alpha = 10\%$, $n-2 = 28 - 2 = 26$ stopni swobody i $n = 28$ obserwacji.

Trzeci etap metody Bartosiewiczowej polegał na zbudowaniu grafu powiązań pomiędzy potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi według następującej zasady: poszczególne „zmiennie kandydatki” stanowią wierzchołki konstrukcji, a więzadła między nimi odzwierciedlają niezerowe elementy macierzy R^* (tj. istotną statystycznie korelację między danymi zmiennymi X_{it}). Rysunek 1 ukazuje wyraźnie, że w centrum grafu znalazła się zmienna X_{7t} (stopa referencyjna NBP) powiązana z największą liczbą potencjalnych zmiennych objaśniających, natomiast na jego peryferiach ulokowały się zmienne o najmniejszej liczbie powiązań – tj. zmienna X_{10t} (saldo rachunku finansowego Polski) oraz zmienna X_{9t} (saldo rachunku bieżącego Polski). Dodatkowo rysunek ten określa stopnie k_i każdego węzła grafu, czyli liczbę łuków, którymi poszczególne „zmiennie kandydatki” są połączone z innymi potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi.

W tym momencie można było przystąpić do kluczowej fazy specyfikacji zmiennych do ekonometrycznego modelu zgodnego kursu walutowego EUR/PLN – tj. do ostatecznego wyboru faktycznych (już nie potencjalnych) zmiennych objaśniających X_{it} . W tym celu kierowano się zarówno wytycznymi procesu redukcji zmiennych, właściwymi dla metody grafów Bartosiewiczowej⁶, jak i przesłankami ekonomicznymi. Opierając się na powyższych zasadach, jako pierwszą wybrano zmienną X_{7t} (tj. stopę referencyjną NBP), która odznacza się maksymalnym stopniem węzła $k_i = 12$ (zob. rysunek 1), a ponadto jest silnie, ujemnie skorelowana ze zmienną objaśnianą Y_t (zob. tabela 3), co jest zgodne z teorią ekonomii⁷. Wybór ten potwierdzają również doświadczenia Polski z lat 2000–2006, kiedy to podstawowym instrumentem oddziaływania banku centralnego na system bankowy 28-dniowych operacji otwartego rynku, a pośrednio – na kurs walutowy złotego, była stopa referencyjna 28-dniowych bonów pieniężnych.

⁶ Zgodnie z zasadami metody grafów Bartosiewiczowej do modelu ekonometrycznego powinny wejść wszystkie zmienne symbolizujące wierzchołki izolowane oraz z każdego grafu spójnego jedna zmienna o maksymalnym stopniu węzła k_i . Jeżeli w grafie spójnym występuje kilka zmiennych o maksymalnym stopniu węzła k_i , to do modelu należy włączyć tę zmienną, która jest najsilniej skorelowana ze zmienną objaśnianą.

⁷ Ujemne skorelowanie zmiennej objaśniającej X_{7t} ze zmienną objaśnianą Y_t oznacza, że podwyżka (obniżka) stopy referencyjnej o 1 punkt procentowy spowoduje spadek (wzrost) wartości kursu EUR/PLN, czyli aprecjację (deprecjację) złotego, *ceteris paribus*.

Tabela 4. Macierz współczynników korelacji liniowej Pearsona pomiędzy potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi X_t

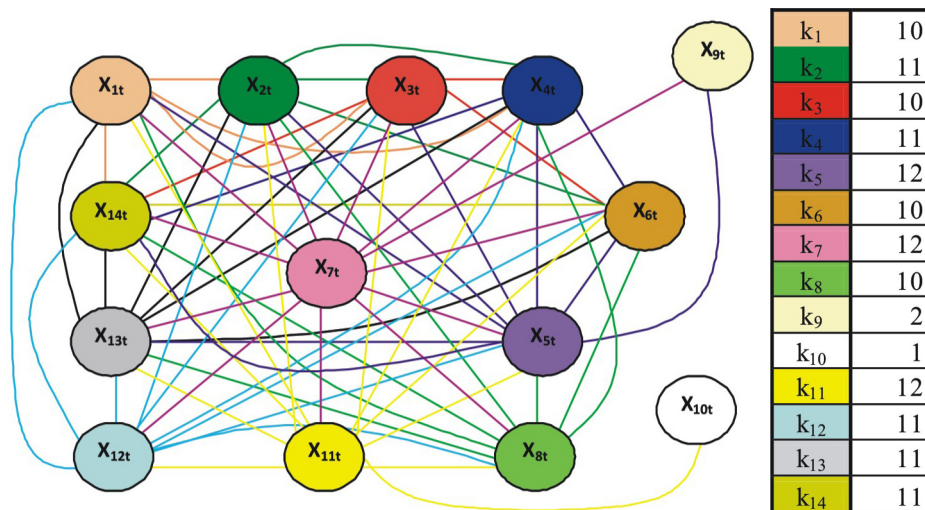
X_{14t}	X_{13t}	X_{12t}	X_{11t}	X_{10t}	X_{9t}	X_{8t}	X_{7t}	X_{6t}	X_{5t}	X_{4t}	X_{3t}	X_{2t}	X_{1t}
0,94023	0,89718	-0,64182	0,81895	0,00359	0,25819	-0,45687	-0,75160	-0,25634	-0,62625	0,96294	0,82436	0,96910	1,00000
0,98945	0,96894	-0,77196	0,86660	0,06126	0,27789	-0,63563	-0,86644	-0,35728	-0,71721	0,99524	0,76532	1,00000	0,96910
0,70571	0,67723	-0,48076	0,60846	-0,02051	0,00764	-0,24203	-0,54898	-0,34228	-0,43642	0,75332	1,00000	0,76532	0,82436
0,98784	0,96262	-0,77075	0,85686	0,05212	0,30004	-0,64449	-0,88343	-0,33218	-0,74970	1,00000	0,75332	0,99524	0,96294
-0,70380	-0,68359	0,54846	-0,58648	0,01648	-0,50848	0,70934	0,91861	0,37640	1,00000	-0,74970	-0,43642	-0,71721	-0,62625
-0,36287	-0,44201	0,52086	-0,38024	-0,17521	0,00019	0,55333	0,50507	1,00000	0,37640	-0,33218	-0,34228	-0,35728	-0,25634
-0,87615	-0,88133	0,79284	-0,73164	-0,02567	-0,36208	0,86197	1,00000	0,50507	0,91861	-0,88343	-0,54898	-0,86644	-0,75160
-0,69022	-0,72886	0,84900	-0,54236	-0,02228	-0,28812	1,00000	0,86197	0,55333	0,70934	-0,64449	-0,24203	-0,63563	-0,45687
0,25551	0,20138	-0,12594	0,06466	-0,22641	1,00000	-0,28812	-0,36208	0,00019	-0,50848	0,30004	0,00764	0,27789	0,25819
0,09645	0,16823	-0,15686	0,35728	1,00000	-0,22641	-0,02228	-0,02567	-0,17521	0,01648	0,05212	-0,02051	0,06126	0,00359
0,87061	0,90002	-0,70869	1,00000	0,35728	0,06466	-0,54236	-0,73164	-0,38024	-0,58648	0,85686	0,60846	0,86660	0,81895
-0,81651	-0,86028	1,00000	-0,70869	-0,15686	-0,12594	0,84900	0,79284	0,52086	0,54846	-0,77075	-0,48076	-0,77196	-0,64182
0,98260	1,00000	-0,86028	0,90002	0,16823	0,20138	-0,72886	-0,88133	-0,44201	-0,68359	0,96262	0,67723	0,96894	0,89718
1,00000	0,98260	-0,81651	0,87061	0,09645	0,25551	-0,69022	-0,87615	-0,36287	-0,70380	0,98784	0,70571	0,98945	0,94023

Źródło: obliczenia własne dokonane w arkuszu kalkulacyjnym Excel.

Tabela 5. Zmodyfikowana macierz współczynników korelacji liniowej Pearsona pomiędzy potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi X_{1i}

X_{14t}	X_{13t}	X_{12t}	X_{11t}	X_{10t}	X_{9t}	X_{8t}	X_{7t}	X_{6t}	X_{5t}	X_{4t}	X_{3t}	X_{2t}	X_{1t}	R^*
0,94023	0,89718	-0,64182	0,81895	0,00000	0,00000	-0,45687	-0,75160	0,00000	-0,62625	0,96294	0,82436	0,96910	1,00000	X_{1t}
0,98945	0,96894	-0,77196	0,86660	0,00000	0,00000	-0,63563	-0,86644	-0,35728	-0,71721	0,99524	0,76532	1,00000	0,96910	X_{2t}
0,70571	0,67723	-0,48076	0,60846	0,00000	0,00000	0,00000	-0,54898	-0,34228	-0,43642	0,75332	1,00000	0,76532	0,82436	X_{3t}
0,98784	0,96262	-0,77075	0,85686	0,00000	0,00000	-0,64449	-0,88343	-0,33218	-0,74970	1,00000	0,75332	0,99524	0,96294	X_{4t}
-0,70380	-0,68359	0,54846	-0,58648	0,00000	-0,50848	0,70934	0,91861	0,37640	1,00000	-0,74970	-0,43642	-0,71721	-0,62625	X_{5t}
-0,36287	-0,44201	0,52086	-0,38024	0,00000	0,00000	0,55333	0,50507	1,00000	0,37640	-0,33218	-0,34228	-0,35728	0,00000	X_{6t}
-0,87615	-0,88133	0,79284	-0,73164	0,00000	-0,36208	0,86197	1,00000	0,50507	0,91861	-0,88343	-0,54898	-0,86644	-0,75160	X_{7t}
-0,69022	-0,72886	0,84900	-0,54236	0,00000	0,00000	1,00000	0,86197	0,55333	0,70934	-0,64449	0,00000	-0,63563	-0,45687	X_{8t}
0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	1,00000	0,00000	-0,36208	0,00000	-0,50848	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	X_{9t}
0,00000	0,00000	0,00000	0,35728	1,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	X_{10t}
0,87061	0,90002	-0,70869	1,00000	0,35728	0,00000	-0,54236	-0,73164	-0,38024	-0,58648	0,85686	0,60846	0,86660	0,81895	X_{11t}
-0,81651	-0,86028	1,00000	-0,70869	0,00000	0,00000	0,84900	0,79284	0,52086	0,54846	-0,77075	-0,48076	-0,77196	-0,64182	X_{12t}
0,98260	1,00000	-0,86028	0,90002	0,00000	0,00000	-0,72886	-0,88133	-0,44201	-0,68359	0,96262	0,67723	0,96894	0,89718	X_{13t}
1,00000	0,98260	-0,81651	0,87061	0,00000	0,00000	-0,69022	-0,87615	-0,36287	-0,70380	0,98784	0,70571	0,98945	0,94023	X_{14t}

Źródło: obliczenia własne dokonane w arkuszu kalkulacyjnym Excel.

Rysunek 1. Graf Bartosiewiczowej dla potencjalnych zmiennych objaśniających X_{it} 

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 5.

Dodatkowo do modelu włączono jeszcze dwie, istotne z ekonomicznego punktu widzenia, zmienne – tj. zmienną X_{9t} (saldo rachunku bieżącego Polski)⁸ oraz zmienną X_{10t} (saldo rachunku finansowego Polski)⁹, co było dopuszczalne ze statystycznego punktu widzenia. I w tym miejscu należy podkreślić, że znak współczynnika korelacji wybranych zmiennych objaśniających ze zmienną objaśnianą Y_t (zob. tabela 3) znajduje swe potwierdzenie w teoriach ekonomii, jak i w praktyce gospodarczej Polski z początku XXI wieku¹⁰.

⁸ Zmienną objaśniającą X_{9t} można było włączyć do modelu ekonometrycznego, gdyż zmienna ta jest skorelowana (w umiarkowanym stopniu) jedynie ze zmienną X_{5t} , która nie weszła do modelu, oraz ze zmienną X_{7t} (ale w stopniu bardzo słabym). Zob. tabela 5 i rysunek 1.

⁹ Zmienną objaśniającą X_{10t} można było włączyć do modelu ekonometrycznego, gdyż zmienna ta jest skorelowana (i to w słabym stopniu) jedynie ze zmienną X_{11t} , która nie weszła do modelu. Zob. tabela 5 i rysunek 1.

¹⁰ Ujemne skorelowanie zmiennej objaśniającej X_{9t} ze zmienną objaśnianą Y_t oznacza, że wzrost proficytu/spadek deficytu (spadek proficytu/wzrost deficytu) rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego Polski o 1 mld zł spowoduje spadek (wzrost) wartości kursu EUR/PLN, czyli aprecjację (deprecjację) złotego, *ceteris paribus*. Dodatnia korelacja zmiennej objaśniającej X_{10t} ze zmienną objaśnianą Y_t oznacza zmiany o przeciwnym kierunku.

Badanie wewnętrznej struktury dynamicznej procesów

W drugim etapie budowy ekonometrycznego modelu zgodnego kursu walutowego EUR/PLN należało zbadać wewnętrzną strukturę dynamiczną wybranych do modelu procesów: Y_t (średni kurs 100 EUR/PLN), X_{7t} (stopa referencyjna NBP), X_{9t} (saldo rachunku bieżącego Polski) oraz X_{10t} (saldo rachunku finansowego Polski). Czynność ta polegała na ustaleniu stopnia wielomianu trendu, wyodrębnieniu czynnika sezonowości¹¹ oraz określeniu rzędów opóźnień (rzędów autoregresji)¹² dla wszystkich analizowanych w modelu procesów. Jak wskazuje poniższa tabela, w czasie tego badania udało się wykryć trend jedynie dla zmiennej X_{7t} (stopa referencyjna NBP). Z kolei, zarówno saldo rachunku bieżącego (zmienna X_{9t}), jak i saldo rachunku finansowego (zmienna X_{10t}) bilansu płatniczego Polski okazały się mieć charakter sezonowy¹³. Wyniki analiz rzędów opóźnień poszczególnych procesów potwierdziły dodatkowo, że wielkości z okresów wcześniejszych mają istotny (statystycznie i ekonomicznie) wpływ na bieżące wartości większości wybranych do modelu zmiennych, w tym na kurs walutowy EUR/PLN.

Tabela 6. Wewnętrzna struktura dynamiczna procesów

Zmienna	Trend	Sezonowość	Rząd autoregresji
Y_t	brak	brak	1
X_{7t}	kwadratowy	brak	2
X_{9t}	brak	występuje	1
X_{10t}	brak	występuje	0

Źródło: opracowanie własne w oparciu o modele wygenerowane w programie statystycznym Gretl (wersja 1.5.1.)

¹¹ Wszystkie modele służące do ustalenia stopnia wielomianu trendu oraz wyodrębnienia czynnika sezonowości były szacowane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK) przy poziomie istotności równym 10% w programie statystycznym Gretl (wersja 1.5.1.).

¹² Badanie rzędu autoregresji poszczególnych procesów było prowadzone na podstawie funkcji autokorelacji cząstkowej PACF przy poziomie istotności równym 5% w programie statystycznym Gretl (wersja 1.5.1.).

¹³ Badanie sezonowości wykazało w szczególności, że najmniejszy deficyt na rachunku bieżącym bilansu płatniczego Polski odnotowuje się z reguły w trzecim kwartale, a najwyższy w kwartale drugim. Z kolei wyniki analiz dla salda rachunku finansowego potwierdzają występowanie największych proficytów w kwartale pierwszym.

Na podstawie informacji uzyskanych w wyniku badania wewnętrznej struktury dynamicznej procesów Y_t , X_{7t} , X_{9t} i X_{10t} można było skonstruować model z pełną liczbą składników, tj. zawierający maksymalny stopień wielomianu trendu, sezonowość oraz maksymalny rząd autoregresji dla każdego procesu. Pierwotna postać tego ekonometrycznego modelu zgodnego wyglądała następująco:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + d_1 Q_1 + d_2 Q_2 + d_3 Q_3 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{7t} + \beta_3 X_{7t-1} + \beta_4 X_{7t-2} + \beta_5 X_{9t} + \beta_6 X_{9t-1} + \beta_7 X_{10t} + \varepsilon_t,$$

gdzie: Y_t oznacza zmienną objaśnianą; α_0 – wyraz wolny; α_1 i α_2 – odpowiednio współczynnik trendu liniowego t i trendu kwadratowego t^2 ; d_1 , d_2 i d_3 – odpowiednio parametry sezonowości w kwartałach Q_1 , Q_2 i Q_3 ; β_1 , β_2 , β_7 – współczynniki stojące przy zmiennej objaśnianej opóźnionej o jeden okres Y_{t-1} , poszczególnych zmiennych objaśniających X_{7t} , X_{9t} , X_{10t} i ich opóźnieniach X_{7t-1} , X_{7t-2} , X_{9t-1} ; ε_t – składnik losowy.

Z kolei model ten, oszacowany klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK) w programie statystycznym Gretl (wersja 1.5.1.), przyjął postać:

$$\hat{Y}_t = 281,8920 - 3,5693*t - 0,0034*t^2 - 7,3118*Q_1 + 2,9383*Q_2 + 9,2632*Q_3 + 0,5704*Y_{t-1} - 466,0420*X_{7t} + 884,8580*X_{7t-1} - 1068,9600*X_{7t-2} + 0,2428*X_{9t} + 0,2000*X_{9t-1} + 1,1706*X_{10t}.$$

(76,5926) (6,0638) (0,1544) (5,6354) (4,8236) (5,9122)
 (0,1959) (647,905) (709,246) (506,587) (1,2941)
 (1,4534) (0,6331)

Zaprezentowany powyżej model pełny stanowił punkt wyjścia dla trzeciego etapu budowy ekonometrycznego modelu zgodnego kursu walutowego EUR/PLN.

Estymacja modelu

Po oszacowaniu ocen parametrów pełnego modelu zgodnego kursu walutowego EUR/PLN należało dokonać redukcji składników nieistotnych statystycznie metodą *a posteriori*¹⁴. „Eliminację tę przeprowadza się w oparciu o badanie istotności parametrów, współczynnik determinacji oraz zachowa-

¹⁴ Na tym etapie budowy modelu można już było zastosować metodę eliminacji *a posteriori* (polegającą na doborze zmiennych objaśniających po estymacji modelu) ze względu na dokonaną w fazie pierwszej redukcję potencjalnych zmiennych metodą grafów Bartosiewiczowej.

nie pożądaných własności reszt¹⁵. Postępując według tych zasad, dokonano estymacji sześciu modeli ekonometrycznych¹⁶, kolejno eliminując: trend kwadratowy, zmienne X_{9t-1} , X_{9t} , X_{7t} , X_{7t-1} oraz sezonowość, jako składniki nieistotne statystycznie. W wyniku tego procesu otrzymano następującą postać modelu zgodnego:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_4 X_{7t-2} + \beta_7 X_{10t} + \varepsilon_t$$

oraz jego wersję oszacowaną:

$$\hat{Y}_t = 285,493 - 3,58851 * t + 0,558172 * Y_{t-1} - 637,275 * X_{7t-2} + 0,827481 * X_{10t}$$

(52,7802) (0,7485) (0,0925) (121,7680) (0,3941)

Następnie, na bazie powyższego modelu, sporządzono wykres rzeczywistych i dopasowanych wartości kursu walutowego EUR/PLN (zob. wykres 1).

Ze względu na zauważalne, duże odchylenie wartości teoretycznej zmiennej objaśnianej \hat{Y}_t od jej wartości empirycznej Y_t w trzecim kwartale 2001 roku (spowodowane zakłóceniem w postaci kryzysu walutowego w Argentynie, Brazylii¹⁷ i Turcji¹⁸), postanowiono dodać do oszacowanego modelu zgodnego zmienną zero-jedynkową, przyjmującą wartość równą jeden dla danych z okresu kryzysu. Następnie, dla tak poszerzonego zestawu zmiennych, powtórzono cały proces estymacji ekonometrycznego modelu zgodnego kursu walutowego EUR/PLN¹⁹, uzyskując w ten sposób postać o znacznie lepszych statystycznie parametrach²⁰. W rezultacie, ostateczna wersja zbudowanego modelu wygląda następująco:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_4 X_{7t-2} + \beta_7 X_{10t} + \beta_8 z + \varepsilon_t$$

¹⁵ M. Osińska (red.), op.cit., s. 358.

¹⁶ Estymacji poszczególnych modeli ekonometrycznych dokonano metodą KMNK przy poziomie istotności równym 10% w programie statystycznym Gretl (wersja 1.5.1.).

¹⁷ Obszernie na temat kryzysów walutowych w krajach Ameryki Łacińskiej U. Żuławska, *Argentyński kryzys walutowy – geneza*, „Bank i Kredyt” 4/2003, s. 38–48; M. Radzikowski, *Kryzys argentyński. Wnioski dla Polski*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2004; W. Gadomski, *Kryzys jak brazylijska telenowela*, „Gazeta Wyborcza”, 23 sierpnia 2002.

¹⁸ Szeroko na temat kryzysu tureckiego A. Pawlikowski, *Kryzys finansowy w Turcji w latach 2000–2001*, „Bank i Kredyt” 9/2006, s. 14–32.

¹⁹ Estymacji tej dokonano według zasad przytoczonych we wstępie niniejszej części artykułu.

²⁰ W nowym modelu wszystkie zmienne są istotne statystycznie na poziomie istotności równym 1%, podczas gdy w poprzedniej wersji dopiero przy poziomie 5%. O przewadze nowego modelu świadczy też wyższy współczynnik determinacji R^2 (równy 93,49%) i niższe wartości kryterium informacyjnego Akaika i kryterium bayesowskiego Schwarza (równe odpowiednio 196,177 i 203,726). Dla porównania, poprzedni model charakteryzował się współczynnikiem R^2 równym 90,39% i wartościami kryterium Akaika i Schwarza na poziomie odpowiednio 204,315 i 210,606.

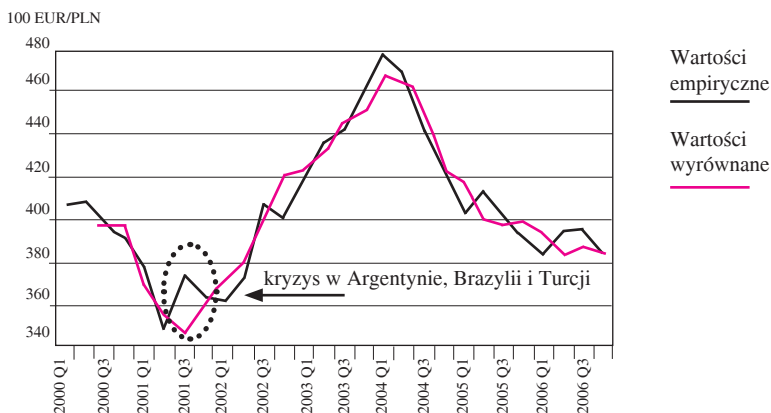
a jego postać oszacowana:

$$\hat{Y}_t = 265,876 - 3,59353*t + 0,60509*Y_{t-1} - 656,827*X_{7t-2} + 0,966028*X_{10t} + 32,6983*z,$$

(44,9546)
(0,6311)
(0,0794)
(102,8680)
(0,3353)
(10,5880)

gdzie symbol „z” oznacza dodaną do modelu zmienną zero-jedynkową. Też o znacznej poprawie jakości i lepszym dopasowaniu nowego modelu ekonometrycznego do danych empirycznych potwierdza wykres 2.

Wykres 1. Empiryczne i wyrównane wartości kursu walutowego 100 EUR/PLN w latach 2000–2006 (dane kwartalne)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 2 i oszacowanego modelu.

Wykres 2. Empiryczne i wyrównane wartości kursu walutowego 100 EUR/PLN w latach 2000–2006 (dane kwartalne) dla ostatecznej wersji oszacowanego modelu



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 2 i ostatecznej wersji oszacowanego modelu.

Weryfikacja modelu

Weryfikacja oszacowanego modelu zgodnego kursu walutowego EUR/PLN:

$$\hat{Y}_t = 265,876 - 3,59353*t + 0,60509*Y_{t-1} - 656,827*X_{7t-2} + 0,966028*X_{10t} + 32,6983*z,$$

(44,9546) (0,6311) (0,0794) (102,8680)
(0,3353) (10,5880)

została rozpoczęta od sprawdzenia zgodności otrzymanych wyników z teorią ekonomii i doświadczeniami Polski z lat 2000–2006, w szczególności w zakresie znaku i wielkości ocen parametrów. Badanie to pozwoliło również odpowiedzieć na pytanie, które czynniki miały największy wpływ na kształtowanie się kursu złotego wobec euro w analizowanym okresie.

Na początku należało zauważyć, że zgodnie z oszacowanym modelem, jeżeli w poprzednim kwartale wartość kursu 100 EUR/PLN zwiększyła się (zmniejszyła się) o 1 zł, to w bieżącym kwartale złoty ulegnie deprecjacji (aprecjacji) wobec euro o 0,6051 zł ze średnim błędem szacunku $\pm 0,0794$, *ceteris paribus*. Z kolei, jeśli stopa referencyjna NBP dwa kwartały wcześniej została podniesiona (obniżona) o 1 pkt proc. (czyli o 0,01), to wartość kursu 100 EUR/PLN spadnie (wzrośnie) o 6,5683 zł ze średnim błędem szacunku $\pm 102,8680$, przy pozostałych warunkach niezmiennych. Oba wnioski są zgodne z teorią oraz praktyką ekonomii i nie budzą większych wątpliwości. Nieco trudniej wyjaśnić poprawność znaku parametru stojącego przy zmiennej X_{10t} . Otóż skonstruowany model ekonometryczny wskazuje, że wzrost proficytu/spadek deficytu (spadek proficytu/wzrost deficytu) rachunku finansowego bilansu płatniczego Polski w bieżącym kwartale o 1 mld zł spowoduje deprecjację (aprecjację) złotego względem euro o 0,966028 zł ze średnim błędem szacunku $\pm 0,3353$, *ceteris paribus*. Ten z pozoru nieprawidłowy (a przynajmniej zastanawiający) wynik, po przeanalizowaniu odpowiednich pozycji bilansów płatniczych Polski z lat 2000–2006²¹, może jednak okazać się logiczny i zgodny ze zdrowym rozsądkiem. Należy bowiem zauważyć, że w analizowanym okresie negatywną i bardzo dotkliwą dla gospodarki krajowej konsekwencją wzrostu napływu inwestycji zagranicznych był drastycznie pogłębiający się deficyt dochodów²². On z kolei pogarszał ujemne saldo rachunku bieżącego, co wpływało na zwiększanie się

²¹ Zob. *Bilans płatniczy Rzeczypospolitej Polskiej za 2000–2006 rok*, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2001–2007.

²² To rosnące ujemne saldo dochodów było przede wszystkim rezultatem transferu zysków, dokonywanego przez zagranicznych inwestorów bezpośrednich, wypłat odsetek od kredytów otrzymanych od inwestorów obcych, jak również obsługi zadłużenia rezydentów (głównie Skarbu Państwa) wobec nierezydentów.

nierównowagi zewnętrznej Polski. Możliwe zatem, że uczestnicy rynku dewizowego inwestujący w walutę narodową dostrzegali tę prawidłowość i reagowali na zmiany salda rachunku finansowego bilansu płatniczego Polski tak, jak wskazuje na to oszacowany model.

Kolejnym etapem weryfikacji modelu kursu walutowego EUR/PLN była jego ocena statystyczna, w zakresie której leży przede wszystkim analiza mierników jakości modelu, takich jak: współczynnik determinacji R^2 , wskaźnik zbieżności φ^2 oraz współczynnik zmienności losowej V^{23} . Wskaźnik R^2 wynoszący dla zbudowanego modelu 93,493% oznacza, iż w tak wysokim procencie została wyjaśniona przez model całkowita zmienność średniego kursu 100 EUR/PLN w latach 2000–2006. Z kolei współczynnik zbieżności φ^2 informuje, że zaledwie 6,507% całkowitej zmienności średniego kursu 100 EUR/PLN nie zostało wytłumaczone przez zmiany zmiennych objaśniających (tj. zmiennych: t , Y_{t-1} , X_{7t-2} , X_{10t} oraz z). Wskaźnik V świadczy natomiast o tym, że rząd wielkości odchyłeń wartości teoretycznych średniego kursu 100 EUR/PLN od jego wartości empirycznych jest niewielki i wynosi jedynie 2,35%. Każdy z przytoczonych tu mierników jakości potwierdził zatem bardzo dobre dopasowanie oszacowanego modelu do rzeczywistości.

Ostatnią fazę weryfikacji statystycznej otrzymanego modelu stanowiła analiza wybranych własności rozkładu reszt, tj. ich losowości, normalności rozkładu oraz autokorelacji pierwszego rzędu składnika losowego²⁴. Kolejno przeprowadzone badania: test serii, test Bery-Jarque'a oraz test Junga-Boxa potwierdziły, że reszty ekonometrycznego modelu zgodnego kursu walutowego EUR/PLN mają charakter białoszumowy²⁵, co jest zjawiskiem pożądanym, dodatkowo wzmacniającym pozytywną ocenę oszacowanego modelu.

Prognoza kursu walutowego EUR/PLN

Zgodnie z zapowiedzią, zbudowany model został wzbogacony o prognozę średniego kursu EUR/PLN na cztery okresy w przód. Fakt ten świadczy o możliwości praktycznego wykorzystania skonstruowanego modelu zgodnego jako narzędzia, które nie tylko identyfikuje determinanty kształtowania kursów historycznych, lecz także może być pomocne do szacowania przyszłych wartości kursu złotego wobec euro (w tym do wyznaczenia kursu

²³ Sposób obliczania wymienionych mierników jakości modelu oraz zasady ich interpretacji zob. M. Osińska (red.), op.cit., s. 83–87.

²⁴ Wszystkie testy dotyczące badania własności reszt oszacowanego modelu zostały przeprowadzone w oparciu o program statystyczny Gretl (wersja 1.5.1.). Szeroko na temat zasad przeprowadzania tych testów M. Osińska (red.), op.cit., s. 87–94.

²⁵ Reszty modelu ekonometrycznego są białym szumem, gdy mają charakter losowy oraz gdy stwierdzi się normalność rozkładu składnika losowego i brak u niego autokorelacji pierwszego rzędu.

paritetowego przy włączaniu waluty narodowej do mechanizmu ERM II). Wyniki procesu prognozowania średniego kursu 100 EUR/PLN na kolejny rok przedstawia poniższa tabela.

Tabela 7. Prognoza średniego kursu walutowego 100 EUR/PLN na poszczególne kwartały 2007 roku oraz mierniki dokładności predykcji

Okres t	Realizacja Y_t	Prognoza \hat{Y}_p	Względny błąd predykcji <i>ex ante</i> V_p	Względny błąd predykcji <i>ex post</i> δ_p
2007 Q1	388,63	380,58	2,503%	2,071%
2007 Q2	380,05	369,79	3,011%	2,700%
2007 Q3	379,00	353,95	3,297%	6,609%
2007 Q4	365,84	333,46	3,556%	8,851%

Źródło: obliczenia własne dokonane w arkuszu kalkulacyjnym Excel w oparciu o program statystyczny Gretl (wersja 1.5.1.).

Jak wynika z danych zaprezentowanych w tabeli 7, wyliczone prognozy kursu złotego względem euro były lekko niedoszacowane, co oznacza, że zbudowany model ekonometryczny przewidywał nieco silniejszą aprecjację waluty narodowej, niż to było w rzeczywistości. Niemniej jednak, niskie wartości względnych błędów predykcji *ex ante* i *ex post* dla poszczególnych kwartałów 2007 roku pozwalają stwierdzić, iż ze statystycznego punktu widzenia prognozy te można uznać za dopuszczalne²⁶ i trafne²⁷. Dodatkowo należy podkreślić, że im krótszy horyzont predykcji, tym jej wyniki były lepsze. Oszacowany model kursu walutowego można zatem uznać za dobre narzędzie prognoz krótkookresowych.

Zakończenie

Podjęty w niniejszym artykule cel identyfikacji kluczowych determinantów kursu złotego (kształtowanego w ramach systemu typu *floating*) oraz pomiaru ich wpływu na zmiany średniego kursu EUR/PLN w poszczególnych kwartałach lat 2000–2006, w oparciu o modelowanie zgodne w sensie Ziełińskiego, został zrealizowany.

²⁶ W ujęciu statystycznym prognozę uznaje się za dopuszczalną, gdy średni błąd predykcji *ex ante* jest mniejszy niż 10%.

²⁷ Ze statystycznego punktu widzenia prognozę można nazwać trafną, gdy średni błąd predykcji *ex post* nie przekracza 10%.

Oszacowany model ekonometryczny wykazał, iż największy wpływ na zmiany średniej wartości złotego wobec euro w badanym okresie miały takie zmienne jak: stopa referencyjna Narodowego Banku Polskiego, saldo rachunku finansowego bilansu płatniczego Polski oraz średni kurs 100 EUR/PLN z okresu wcześniejszego.

Niezmiernie ważną kwestią był fakt, iż na podstawie skonstruowanego modelu zgodnego kursu walutowego EUR/PLN otrzymano trafne i dopuszczalne prognozy dla poszczególnych kwartałów 2007 roku.

Literatura

- Bilans płatniczy Rzeczypospolitej Polskiej za 2000–2006 rok*, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2001–2007.
- Franek S., *Kurs walutowy i stopa procentowa w okresie przemian polskiego rynku finansowego*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2006.
- Gadomski W., *Kryzys jak brazylijska telenowela*, „Gazeta Wyborcza”, 23 sierpnia 2002.
- Kokoszcyński R., *Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej. Przegląd głównych teorii oraz specyfikacja transmisji w Polsce*, „Materiały i Studia” nr 91, Warszawa 1999.
- Osińska M. (red.), *Wybrane zagadnienia z ekonometrii*, WSiE TWP, Olsztyn 2005.
- Pawlikowski A., *Kryzys finansowy w Turcji w latach 2000–2001*, „Bank i Kredyt” 9/2006.
- Radzikowski M., *Kryzys argentyński. Wnioski dla Polski*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2004.
- Rubaszek M., *Model równowagi bilansu płatniczego. Zastosowanie wobec kursu złotego*, „Bank i Kredyt” 5/2003.
- Żuławska U., *Argentyński kryzys walutowy – geneza*, „Bank i Kredyt” 4/2003.

Wykaz źródeł internetowych

- Oficjalna strona internetowa Europejskiego Banku Centralnego:
<http://www.ecb.eu>.
- Oficjalna strona internetowa Europejskiego Urzędu Statystycznego:
<http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.
- Oficjalna strona internetowa Głównego Urzędu Statystycznego:
<http://ww.stat.gov.pl>.
- Oficjalna strona internetowa Narodowego Banku Polskiego:
<http://www.nbp.pl>.
- Portal Inwestorów Rynku Walutowego Forex:
<http://www.forextradesystem.com>.

**Conformable Econometric Model
for the Exchange Rate EUR/PLN in 2000–2006****Summary**

The main target of this paper was to identify crucial factors of average exchange rate EUR/PLN and analyze their impact on fluctuation of this exchange rate in particular quarters in the years 2000-2006. That study was based on both conformable econometric model's conception and open economy's theory.

Conducted research has led to the conclusion that the most important bearing on the average exchange rate EUR/PLN in 2000-2006 had the Polish reference rate, financial account of Polish balance of payments and previous average exchange rate EUR/PLN.

Moreover, estimated conformable econometric model was used to the forecast average exchange rate EUR/PLN for particular quarters in 2007 and gave satisfactory results.