

## ŹRÓDŁA FLUKTUACJI REALNEGO EFEKTYWNEGO KURSU EUR/ PLN

**Adam Waszkowski**

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych  
Szkola Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie  
e-mail: adam\_waszkowski@sggw.pl

**Streszczenie:** W artykule poruszono problem wyjaśnienia źródła fluktuacji realnego efektywnego kursu walutowego na przykładzie EUR/ PLN wykorzystując podejście równowagi. Punktem wyjścia było opracowanie modelu wektorowej autoregresji oraz jego strukturalnej postaci. Specyfikacji modelu dokonano w oparciu o pracę Claridy i Galiego [1994], wykorzystując kwartalny szereg czasowy 1996- 2010 dla Polski i strefy euro. Pozwoliło to na estymację sytemu składającego się z trzech zmiennych: PKB, REER oraz HICP. Celem określenia źródła fluktuacji realnego kursu EUR/ PLN przeprowadzono dekompozycję wariancji błędu prognozy. Okazało się, że największe znaczenie (powyżej 80%) w wyjaśnieniu wariancji REER mają szoki popytowe.

**Słowa kluczowe:** realny efektywny kurs walutowy, model wektorowej autoregresji, dekompozycja wariancji błędu prognozy

### WSTĘP

Kurs walutowy określany jest jako cena jednej jednostki waluty wyrażona w jednostkach innej waluty. Takie rozumienie definicji ma zastosowanie tylko wówczas, gdy przedmiotem analizy jest względna cena walut dla dwóch krajów. Jeżeli badaniu podlega zmiana kształtowania się wartości analizowanej waluty względem walut wielu krajów, wykorzystuje się kurs efektywny (multilateralny). Istnieje wiele metod notowania kursu walutowego. Najpowszechniejszą jest nominalny kurs prosty- cena jednostki waluty obcej wyrażona w jednostkach waluty krajowej. Ważną miarą waluty krajowej jest kurs realny- równy kursowi nominalnemu skorygowanemu o różnicę cen w badanych krajach [Rubaszek i in. 2009].

Badania empiryczne dotyczące kształtowania się kursów walutowych bogate są w epizody kilkuprocentowych zmian wartości kurs w ciągu dnia oraz przypadki nawet kilkudziesięcioprocentowych aprecjacji czy deprecjacji w horyzoncie jednego roku (Stockman [1988]). W znacznej mierze utrudnia to opracowanie kompleksowego modelu ekonomicznego wyjaśniającego mechanizm tak wysokiej wariacji kursu walutowego jako funkcji procesów makroekonomicznych.

Cele niniejszej pracy jest określenie źródła wariacji realnego efektywnego kursu walutowego na przykładzie relacji wymiany EUR/PLN. Wykorzystane zostanie podejście równowagi (*equilibrium approach*), zgodnie z którym szoki realne są głównym źródłem wariacji realnego kursu walutowego.

## MODEL WEKTOROWEJ AUTOREGRESJI I JEGO STRUKTURALIZACJA

Dla  $n$ -wymiarowego wektora zmiennych makroekonomicznych  $y_t = [y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{n,t}]^T$ , które tworzą analizowany układ i pomiędzy którymi istnieje zależność określana teorią makroekonomii, model rzędu  $p$  wektorowej autoregresji VAR(p) można przedstawić jako:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:  $\varepsilon_t$  jest  $n$ -wymiarowym procesem białego szumu o wartości oczekiwanej równej  $0$  oraz macierzy kowariancji  $\Sigma$  natomiast macierze  $A_p : p = 0, 1, 2, \dots, P$  przedstawiają wpływ  $p$ -tego opóźnienia zmiennej zależnej na jej bieżącą wartość. Pożądaną cechą modelu VAR(p) jest jego stacjonarność, którą można opisać jako (Lütkepohl, Kratzig [2004]) wygasanie wpływu szoku  $\varepsilon_t$  na wektor zmiennych endogenicznych:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\delta y_{t+k}}{\delta \varepsilon_t} = 0 \quad (2)$$

Jedynym źródłem szoku w modelu VAR(p) są składniki losowe a spełnienie warunku stacjonarności jest równoznaczne z istnieniem długookresowej wartości dla  $y_t$ , do której proces powraca. Tempo tego powrotu określają pierwiastki równania charakterystycznego:

$$|A(z)| = 0. \quad (3)$$

Z punktu widzenia specyfikacji modelu VAR(p) istotnym jest ustalenie rzędu opóźnień  $p$ . Ponieważ teoria ekonomii nie dostarcza informacji na temat dynamicznych zależności między zmiennymi, do ich ustalenia wykorzystuje się kryteria informacyjne: Akaike'a AIC, Final Prediction Error FPE, Hannana-Quinn HQ czy bayesowskie Schwarz BIC. Przy doborze maksymalnego opóźnienia wykorzystuje się również test istotności kolejnych opóźnień modelu VAR.

Weryfikacja hipotezy zerowej:  $H_0 : A_p = 0$  przebiega w oparciu o test ilorazu funkcji wiarygodności, którego statystykę określa relacja (4):

$$LR = T(\ln |\hat{\Sigma}_r| - \ln |\hat{\Sigma}_u|), \quad (4)$$

gdzie  $\hat{\Sigma}_r$  oraz  $\hat{\Sigma}_u$  są macierzami kowariancji dla składników losowych dla modelu z restrykcjami oraz bez restrykcji. Zła specyfikacja polegająca na zbyt niskim doborze opóźnień do modelu VAR może spowodować wystąpienie zjawiska autokorelacji reszt, a w dalszej konsekwencji estymator macierzy kowariancji może być obciążony. Autokorelację można wykryć korzystając z wielowymiarowego testu Ljunga-Boxa. Macierz kowariancji dla stacjonarnego  $n$ -wymiarowego procesu  $Y_t$  dana jest wzorem:

$$\Gamma_s = Cov(Y_t; Y_{t-s}) \quad (5)$$

zaś estymator tej macierzy dla próby jest równy:

$$\hat{\Gamma}_s = \frac{1}{T} \sum_{t=s+1}^T y_t y_{t-s}^T \quad (6)$$

Wielowymiarowa statystyka testu Ljunga-Boxa określona jest poniższą relacją:

$$LB = T^2 \sum_{j=1}^J \frac{1}{T-j} tr(\hat{\Gamma}_j^T \hat{\Gamma}_0^{-1} \hat{\Gamma}_j \hat{\Gamma}_0^{-1}) \quad (7)$$

a przy prawdziwości hipotezy zerowej ma rozkład  $\chi^2$  o  $N^2(J-P)$  stopniach swobody.

Nadawanie interpretacji ekonomicznej modelom VAR odbywa się poprzez ich strukturalizację. Strukturalny model wektorowej autoregresji SVAR można zapisać w postaci (Blanchard, Quah [1989]):

$$Ay_t = C_0 + C_1 y_{t-1} + C_2 y_{t-2} + \dots + C_p y_{t-p} + B \eta_t, \quad (8)$$

gdzie składniki losowe poszczególnych równań mają rozkład normalny i są względem siebie ortogonalne  $\eta_t = N(0, I_N)$ . Ponieważ składniki losowe są niezależne (Sims [1980]), nadaje się im interpretację ekonomiczną określając je jako szoki strukturalne, tj. szok popytowy, podażyowy, monetarny czy kursowy. Reakcja zmiennych endogenicznych na bodźce w postaci szoków strukturalnych opisywana jest przez funkcję reakcji na impuls (*impulse-response function*, IRF), a jej wartość po upływie  $k$ -okresów opisuje zależność:

$$IRF_{k(i,j)} = \frac{\delta y_{i,t}}{\delta \eta_{j,t-k}}. \quad (9)$$

Ponieważ liczba parametrów dla modelu SVAR jest większa niż dla modelu VAR dokładnie o  $N^2 + \frac{N(N-1)}{2}$ , aby uzyskać parametry modelu SVAR należy na niego dokładnie taką liczbę restrykcji. Warunki identyfikacji są

najczęściej konsekwencją doboru zmiennych do modelu oraz wiedzy ekonomicznej o modelowanym zjawisku.

## IDENTYFIKACJA SZOKÓW ZAPROPONOWANA PRZEZ CLARIDĘ I GALIEGO. DEKOMPOZYCJA WARIANCJI BŁĘDU PROGNOZY

Clarida i Gali [1994] wyodrębnili dwa rodzaje szoków: realne oraz nominalne. Szoki realne trwale oddziałują zarówno na nominalny jak i realny poziom kursu walutowego. Z kolei szoki nominalne wpływają w krótkim okresie na zmienne realne, natomiast w długim ich poziom oddziaływania jest zerowy.

Oszacowany przez nich model VAR składał się z trzech zmiennych: relatywnego tempa wzrostu PKB w kraju i za granicą, tempa wzrostu realnego efektywnego kursu walutowego oraz relatywnego tempa wzrostu cen w kraju i za granicą. Taki dobór predyktorów umożliwił określenie trzech szoków strukturalnych, odpowiednio: podażowego, popytowego oraz nominalnego. Clarida oraz Gali założyli celem identyfikacji szoków następujące restrykcje długookresowe: wpływ szoku popytowego oraz nominalnego na poziom produkcji jest zerowy oraz zerowe jest oddziaływanie szoku nominalnego na poziom realnego kursu walutowego.

Zaproponowany model może posłużyć do testowania czynników oddziałujących na realny efektywny kurs walutowy. Określenie źródeł jego fluktuacji umożliwia dekompozycja wariancji błędu prognozy (*forecast error variance decomposition, FEVD*). Dekompozycja określa, jaka część zmienności błędu losowego prognozy o horyzoncie  $k$  dla realizacji procesu  $\{y_{i,t} : i = 1, 2, \dots, N\}$  wynika z występowania szoków strukturalnych  $\{\eta_{j,t} : j = 1, 2, \dots, N\}$ . Błąd losowy dla  $y_t$  można zapisać jako:

$$\Sigma_k = \text{var}(y_{T+k} - y_{T+k}^f) = \sum_{m=0}^{k-1} (\Psi_m \Psi_m^T) \quad (10)$$

Oznaczając przez  $\Sigma_{k(i,j)}$  elementy macierzy  $\Sigma_k$  można zapisać wariancję prognozy dla  $k$ -horyzontu  $i$ -tej zmiennej będącej składową wektora  $y_t$  jako:

$$\text{var}(y_{i,T+k} - y_{i,T+k}^f) = \Sigma_{k(i,i)} \quad (11)$$

Z równań (10) oraz (11) wynika, że błąd losowy prognozy dla  $i$ -tej zmiennej wektora  $y_t$  jest równy:

$$\Sigma_{k(i,i)} = \sum_{m=0}^{k-1} (\Psi_{m(i,1)}^2 + \Psi_{m(i,2)}^2 + \dots + \Psi_{m(i,N)}^2), \quad (12)$$

a wariancja błędu prognozy dla  $y_{i,T+k}$  można zapisać jako sumę błędów wynikających z szoków strukturalnych  $\{\eta_{j,t} : j = 1, 2, \dots, N\}$ :

$$\Sigma_{k(i,i)} = \sum_{j=1}^N (\Psi_{0(i,j)}^2 + \Psi_{1(i,j)}^2 + \dots + \Psi_{k-1(i,j)}^2). \quad (13)$$

Wkład  $j$ -tego szoku strukturalnego do wariancji błędu prognozy zmiennej  $y_{i,T+k}$  przedstawia relacja:

$$FEVD_{k(i,j)} = \frac{\Psi_{0(i,j)}^2 + \Psi_{1(i,j)}^2 + \dots + \Psi_{k-1(i,j)}^2}{\Sigma_{k(i,i)}}. \quad (14)$$

## MODEL STRUKTURALNY DLA KURSU EUR/PLN. ŹRÓDŁA WAHAŃ REER

Punktem wyjścia do określenia źródła fluktuacji REER było opracowanie modelu wektorowej autoregresji oraz jego strukturalnej postaci. Specyfikacji modelu dokonano w oparciu o pracę Claridy i Galiego [1994], wykorzystując kwartalny szereg czasowy 1Q:1996- 4Q:2010 (60 kwartalnych obserwacji) dla Polski i strefy euro zaczerpnięty ze strony Eurostatu. Estymacji podlegał system składający się z trzech zmiennych:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta X_{1,t} \\ \Delta X_{2,t} \end{bmatrix} = A_0 + A_1 \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta X_{1,t-1} \\ \Delta X_{2,t-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-2} \\ \Delta X_{1,t-2} \\ \Delta X_{2,t-2} \end{bmatrix} + \dots + A_p \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-p} \\ \Delta X_{1,t-p} \\ \Delta X_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{Y,t} \\ \varepsilon_{X_{1,t}} \\ \varepsilon_{X_{2,t}} \end{bmatrix} \quad (15)$$

gdzie:

$Y_t = \ln\left(\frac{Y_t^{PL}}{Y_t^{EA}}\right)$ ;  $Y_t^{PL}, Y_t^{EA}$  - produkt krajowy odpowiednio dla Polski i strefy euro,

$X_{1,t} = \ln\left(\frac{E_t \cdot HICP_t^{EA}}{HICP_t^{PL}}\right)$ ;  $E_t$  - nominalny kurs walutowy EUR/PLN,  $HICP_t^{PL}$ ,

$HICP_t^{EA}$  - *Harmonizes Index of Consumer Proce*, odpowiednio dla Polski i strefy euro,

$X_{2,t} = \ln\left(\frac{HICP_t^{PL}}{HICP_t^{EA}}\right)$ .

Ponieważ teoria ekonomii nie dostarcza przesłanek na temat dynamicznych zależności w modelu VAR danego równaniem (15), w celu wyboru optymalnego rzędu opóźnienia  $p$  wykorzystano kryteria informacyjne. Kryterium Akaike'a wskazało na rząd opóźnień  $p=4$ , Hannana-Quinn  $p=2$ , bayesowskie Schwarza  $p=1$ ,

natomiast Final Prediction Error  $p=4$ . Nie uzyskano jednoznacznej odpowiedzi na temat wielkości opóźnienia, dlatego przeprowadzony został test na istotność 4 opóźnienia opisany wzorem (4). Statystyka testu LR równa 16,782 z p-Value na poziomie 0,0092 wskazuje na odrzucenie hipotezy zerowej na każdym typowym poziomie istotności. Tym samym czwarte opóźnienie okazało się statystycznie istotne. Estymacji podlegał więc model VAR(4) a oszacowania jego parametrów metodą MNK przedstawia tabela 1.

Tabela 1. Oszacowania parametrów modelu VAR(4)

równanie	dY	$dx_1$	$dx_2$
const	-0,001	0,184	-0,190
dY(t-1)	0,122	-6,637	7,480
$dx_1$ (t-1)	-0,032	-3164	3,363
$dx_2$ (t-1)	-0,037	-3,272	3,459
dY(t-2)	0,301	-8,814	9,529
$dx_1$ (t-2)	-0,003	0,300	-0,479
$dx_2$ (t-2)	-0,006	0,131	-0,307
dY(t-3)	0,378	-7,329	7,559
$dx_1$ (t-3)	0,008	1,044	-1,074
$dx_2$ (t-3)	0,005	1,230	-1,277
dY (t-4)	0,145	-9,069	8,707
$dx_1$ (t-4)	-0,010	-0,397	0,595
$dx_2$ (t-4)	-0,011	-0,217	0,399

Źródło: obliczenia własne

Dokonano również weryfikacji modelu mając na uwadze fakt, że dekompozycja wariancji błędu prognoz, która wskazuje źródła fluktuacji REER, dotyczy jedynie błędu losowego prognozy wynikającego z występowania szoków strukturalnych. Nie uwzględnia ona innych źródeł błędów jak błędy specyfikacji czy pomiaru.

W pierwszym kroku testowaniu poddano zjawisko autokorelacji, którego istnienie ogranicza możliwość stosowania statystyk t-Studenta czy ilorazu wiarygodności oraz może sugerować zbyt ubogą specyfikację dynamiczną modelu. W tym celu wykorzystano wielowymiarowy test Ljunga-Boxa dana wzorem (7). Statystyki LB=112,996 z p-Value równym 0,0599 wskazuje na brak podstaw do

odrzućenia hipotezy o braku autokorelacji do rzędu 10 włącznie<sup>1</sup> na poziomie istotności 5%. Wyniki testu Ljunga-Boxa przedstawia tabela 2.

Tabela 2. Wyniki testu Ljunga-Boxa

opóźnienie	statystyka	p-Value
5	44,812	0,1181
6	46,992	0,3212
7	47,122	0,1823
8	44,801	0,2182
9	95,561	0,8194
10	112,996	0,0599

Źródło: obliczenia własne

Zgodnie z założeniem (2) model VAR(4) powinno cechować istnienie długookresowej wartości, do której proces powraca. Założenie to wskazuje na stacjonarność modelu a można je zbadać wyznaczając pierwiastki równania charakterystycznego (3). Dla weryfikowanego VAR(4) otrzymane wyniki przedstawia tabela 3. Wartości większe co do modułu od jedności świadczą o stacjonarności modelu.

Tabela 3. Moduły pierwiastków równania charakterystycznego modelu VAR(4)

$Z_i$	1	2	3	4	5	6
wartość	1,1917	1,1917	1,1971	1,3627	1,3627	2,2164
$Z_i$	7	8	9	10	11	12
wartość	1,5959	1,5959	1,8435	1,8435	60,4142	1,6474

Źródło: obliczenia własne

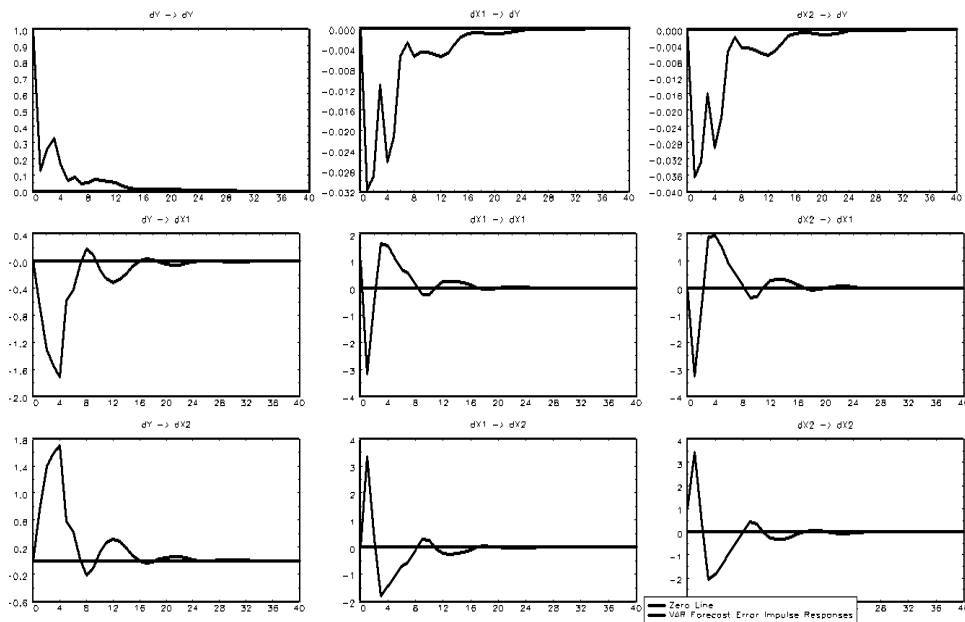
Wyniki te potwierdzają wykresy funkcji reakcji na impuls (rysunek 1), których wartości zgodnie z (2) dążą do zera. Oznacza to, że wpływ szoków na zmienne uwzględnione w modelu wygasa w czasie zgodnie z wzorem (9) a jedynym źródłem szoku w modelu VAR(4) są składniki losowe.

Nakładając na model VAR(4) restrykcje identyfikujące zgodnie z przyjętymi przez Claridę i Galiego, uzyskano model strukturalny. W modelu tym poddano analizie wpływ zakumulowanych szoków na PKB, realny efektywny kurs walutowy oraz poziom cen. Rysunek 2 prezentuje funkcje reakcji zmiennych endogenicznych na szoki strukturalne. Górne trzy wykresy obrazują reakcję PKB na zakumulowane szoki odpowiednio: podażowy, popytowy oraz nominalny. Szok popytowy oraz podażowy odpowiedzialne są za znaczącą zmianę relatywnego PKB oraz prowadzą do trwałego jego wzrostu. Wykresy środkowe wskazują na reakcję realnego względnego efektywnego kursu walutowego na trzy wyżej wymienione szoki, z czego szok podażowy prowadzi do trwałej deprecjacji REER,

<sup>1</sup> Za maksymalne opóźnienie w teście autokorelacji Ljunga-Boxa przyjęto 10 okresów.

nominalny- aprecjacji, natomiast wpływ popytowego w długim okresie jest niewielki. Ostatnie trzy wykresy ukazują, że szok popytowy prowadzi do natychmiastowego wzrostu cen, nominalny- wzrostu w krótkim i spadku w długim okresie, natomiast szok podaży do spadku w krótkim okresie a w długim do stabilizacji na nieco niższym poziomie.

Rysunek 1. Funkcje reakcje na impuls

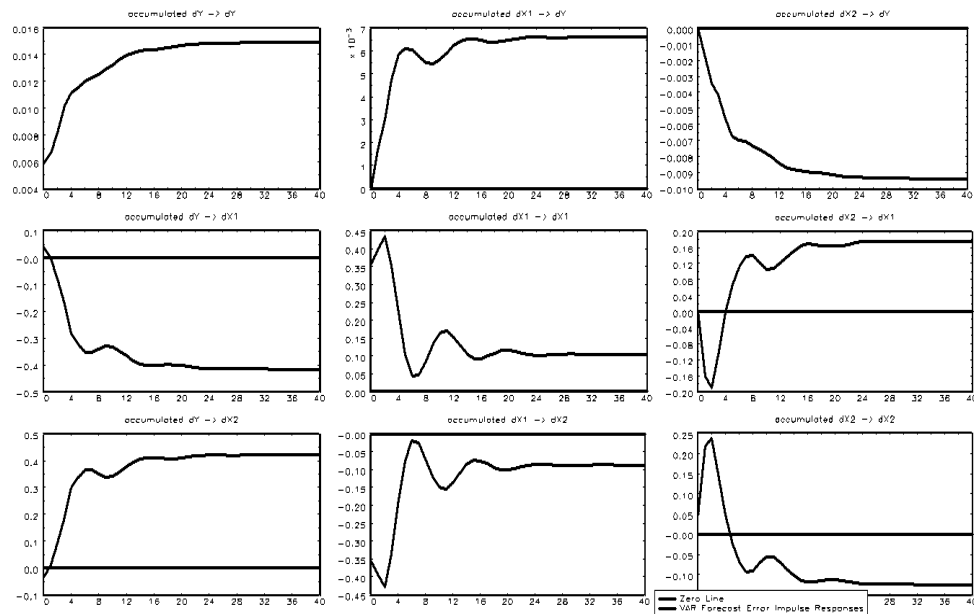


Źródło: obliczenia własne

W celu odpowiedzi na pytanie dotyczące źródeł fluktuacji realnego efektywnego kursu walutowego przeprowadzono dekompozycję wariancji błędu prognozy. Rezultaty przeprowadzonej analizy przedstawione w tabeli 4 wskazują, że za wariancję realnego kursu walutowego EUR/PLN odpowiadają w pierwszym okresie w 100% szoki o charakterze popytowym. Ich udział wraz z czasem maleje do około 70%. Stopniowo rosnący udział w wyjaśnieniu fluktuacji REER mają szoki nominalne oraz podaży, które oddziałują na wahania kursu odpowiednio do 21% oraz do 11%.



Rysunek 2. Zakumulowana funkcja reakcji dla PKB



Źródło: obliczenia własne

Tabela 4. Proporcja udziału szoków w wariancji błędów prognozy

horyzont	szok podażowy	szok popytowy	szok nominalny
1	0,00	1,00	0,00
2	0,01	0,83	0,16
3	0,04	0,80	0,16
4	0,08	0,73	0,19
5	0,11	0,69	0,21
6	0,11	0,69	0,21
7	0,11	0,68	0,21
8	0,11	0,68	0,21
9	0,11	0,68	0,21
10	0,11	0,68	0,21

Źródło: obliczenia własne

## PODSUMOWANIE I WNIOSKI

W artykule przedstawiono jedno z podejść próbujących odpowiedzieć na pytanie dotyczące fluktuacji realnego efektywnego kursu walutowego. Opierając się na wynikach pracy Claridy oraz Galiego skonstruowano model wektorowej autoregresji a następnie przeprowadzono jego strukturalizację

wyodrębniając trzy rodzaje szoków: zagregowanej podaży, popytu oraz nominalny. Zasadniczym celem było określenie proporcji udziału szoków w wariancji REER. Uzyskane wyniki wskazują, że w długim okresie wariancja relatywnego realnego kursu walutowego EUR/PLN tłumaczona jest w znacznej mierze (prawie 70%) przez szoki zagregowanego popytu. Jest to zgodne ze spostrzeżeniami Claridy i Galiego co również zostało potwierdzone w pracy Webera [1997]. Całkowita długookresowa fluktuacja REER uzależniona jest w prawie 80% od szoków realnych.

## BIBLIOGRAFIA

- Blanchard O., Quah D. (1989) The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, Vol. 79, str. 655-673.
- Clarida R., Gali J. (1994) Source of Real Exchange Rate Fluctuations; How Important are Nominal Shocks, *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, Vol. 41, str. 1-56.
- Lütkepohl H., Kratzig, M. (2004) *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Rubaszek M., Serwa D. (2009) *Analiza Kursu Walutowego*, C. H. Beck, Warszawa.
- Sims C. A. (1980) *Microeconomics and Reality*, *Econometrica*, Vol. 48, str. 1-48.
- Stockman A. (1988) *Real Exchange Rate Variability Under Pegged and Floating Exchange Rate Systems: An Equilibrium Theory*, University of Rochester, USA, Working Paper No. 2565.
- Weber A. (1997) Sources of purchasing Power disparities between the G3 economies, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 11, str. 548-583.

## SOURCES OF REAL EXCHANGE RATES FLUCTUATIONS EUR/ PLN

**Abstract:** In the article we've raised the issue of explaining the source of the fluctuation of the Real Effective Exchange Rate (REER) using an equilibrium approach for EUR/PLN example. The starting point was to elaborate a model of vector autoregression and its structural form. The specification of a model has been made based on Clarida and Gali's work. To determine the source of the fluctuation of the real exchange rate we used Forecast Error Variance Decomposition. It resulted that the most important (more than 80%) in explaining the variance of the REER are demand shocks.

**Key words:** real exchange rate, vector autoregression model, forecast error variance decomposition