

## ANALIZA WSPÓLZALEŻNOŚCI POMIĘDZY POZIOMEM STÓP PROCENTOWYCH A POZIOMEM INFLACJI I KURSAMI WALUTOWYMI ZŁOTEGO

**Stanisław Gędek**

Katedra Ekonomii, Politechnika Rzeszowska

e-mail: gedeks@prz.edu.pl

**Streszczenie:** Celem pracy jest analiza współzależności występujących w ramach mechanizmu transmisji monetarnej gospodarki Polski w latach 2003-2015. Jako narzędzie analizy wykorzystany został model VAR. Otrzymane wyniki wskazują, że w badanym okresie poziom inflacji pozostawał pod wpływem stóp procentowych NBP oraz kursu EUR/PLN. Stwierdzony też został wpływ wskaźnika CPI na kurs EUR/PLN. Analiza funkcji IRF otrzymanych w oparciu o model VAR pozwoliła zidentyfikować występowanie „zagadki cenowej”.

**Słowa kluczowe:** inflacja, stopy procentowe, kurs walutowy, mechanizm transmisji monetarnej, model VAR

### WSTĘP

Mechanizm transmisji monetarnej jest jednym z najczęściej badanych obszarów gospodarki pieniężnej z dwóch powodów. Po pierwsze, poznanie mechanizmu wpływu polityki pieniężnej na gospodarkę ma zasadnicze znaczenie dla oceny narzędzi tej polityki. Po drugie, aby zdecydować, jaki zestaw instrumentów polityki monetarnej należy zastosować w danym momencie, konieczna jest znajomość wpływu tych instrumentów na gospodarkę oraz rozkład ich skutków w czasie. Aby dokonać oceny skuteczności tych instrumentów, konieczne jest rozumienie mechanizmów, poprzez które polityka pieniężna wpływa na sferę realną gospodarki oraz na inflację [Ireland 2005, Mishkin 1996].

W literaturze zagadnienia mechanizmu transmisji monetarnej pojawiają się różne jego modele, od bardzo skomplikowanych [Égert i MacDonald 2006, Mishkin 2007], do mocno zagregowanych, jak ten stosowany przez Bank of

England [Hall 2001]<sup>1</sup>. Generalnie mechanizm transmisji monetarnej opisuje reakcje takich parametrów gospodarki, jak inflacja czy popyt zagregowany, na politykę pieniężną banku centralnego. Na ogół przyjmuje się [por. dla przykładu Demchuk i in. 2012], że głównymi kanałami transmisji polityki pieniężnej są: kanał stopy procentowej, kanał kursu walutowego oraz kanały kredytowe, przy czym ten ostatni traktowany jest jako dopełnienie koncepcji kanału stopy procentowej. Można więc przyjąć, że istotą mechanizmu transmisji monetarnej, w wersji stosowanej przez Bank of England i przyjmowanej również w Polsce [Demchuk i in. 2012], jest oddziaływanie stóp procentowych banku centralnego i kursu walutowego na poziom inflacji. Wynika stąd w sposób naturalny pytanie, czy w gospodarce polskiej takie oddziaływanie zachodzi oraz jaki jest charakter tego oddziaływania. W badaniach nad mechanizmem transmisji monetarnej pomijana jest na ogół możliwość oddziaływania zwrotnego inflacji na kurs walutowy. Przyjęcie hipotezy o możliwości występowania takiego oddziaływania powoduje konieczność postawienia drugiego pytania: czy takie oddziaływanie zwrotne występuje i jakie ma właściwości. Odpowiedź na te pytania jest celem niniejszego opracowania.

## METODOLOGIA BADAŃ

Analiza współzależności pomiędzy poziomem stóp procentowych a poziomem inflacji i kursami walutowymi złotego przeprowadzona została w oparciu o szeregi czasowe indeksu cen dóbr konsumpcyjnych (*consumer price indeks* – *CPI*, liczony rok do roku), stopy referencyjnej NBP oraz kursu EUR/PLN<sup>2</sup> o częstotliwości miesięcznej. Wartości stopy referencyjnej NBP oraz *CPI* pochodzą ze strony internetowej NBP. Notowania kursu EUR/PLN pochodzą z serwisu Reutersa<sup>3</sup>. Badaniami objęty został okres od stycznia 2003 do kwietnia 2015. Daje to szeregi czasowe liczące 148 obserwacji. Na Rysunku 1 przedstawione zostały wykresy szeregów czasowych wykorzystywanych zmiennych.

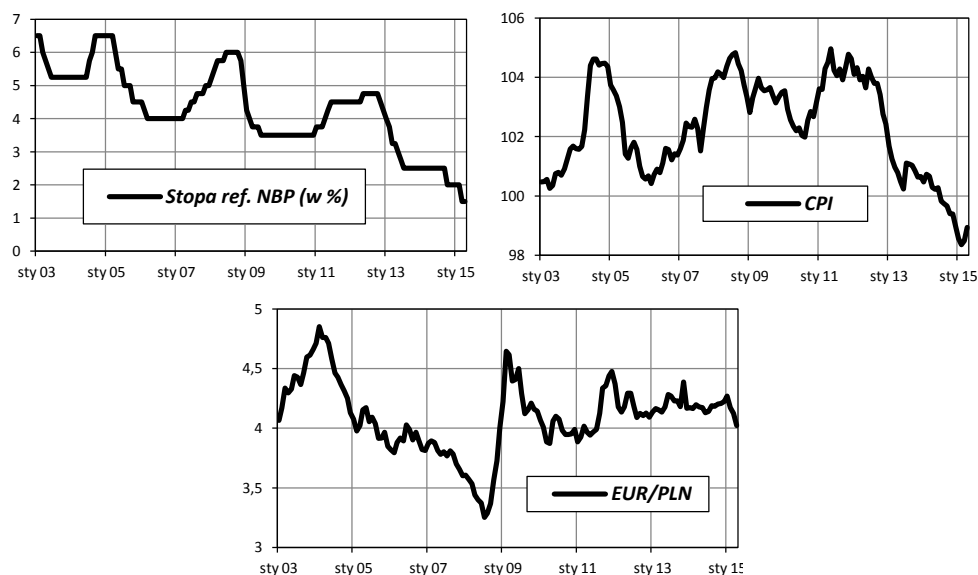
---

<sup>1</sup> Tym, co różni stosowane modele mechanizmu transmisji jest nie tylko stopień ich komplikacji. Model stosowany przez Federal Reserve System [por. Kuttner i Mosser 2002] różni się znacząco od modelu stosowanego przez Bank of England również punktem wyjścia (operacje otwartego rynku zamiast stóp procentowych), strukturą i efektem końcowym (popyt zagregowany zamiast stopy inflacji).

<sup>2</sup> Pozostałe kursy są w zasadzie kursami krosowymi [por. dla przykładu Bednarz i Gędek 2008]. Na polskim rynku walutowym, podobnie jak w przypadku pozostałych walut na obrzeżu strefy euro, samodzielnie kształtuje się jedynie kurs danej waluty do euro [Gędek 2012, Gędek 2014].

<sup>3</sup> Dostępne na stronie [stoq.com](http://stoq.com)

Rysunek 1. Przebieg szeregów czasowych indeksu cen dóbr konsumpcyjnych (*CPI*), stopy referencyjnej NBP oraz kursu EUR/PLN



Źródło: obliczenia własne

Analiza graficzna przedstawionego na rysunku przebiegu szeregów czasowych badanych zmiennych sugeruje, iż są one niestacjonarne. Tego rodzaju hipotezy formułowane w oparciu o przebieg wykresów są dosyć zawodne i powinny być potwierdzone analizą statystyczną. Stacjonarność badanych szeregów czasowych zbadana została przy pomocy testów *ADF* i *KPSS*<sup>4</sup>. Wyniki testów przedstawione zostały w Tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki testów stacjonarności szeregów czasowych indeksu cen dóbr konsumpcyjnych (*CPI*), stopy referencyjnej NBP oraz kursu EUR/PLN

Zmienna	Test <i>ADF</i>				Test <i>KPSS</i>		Wartość krytyczna ( $\alpha=0,05$ )
	Poziomy zmiennych		Pierwsze różnice		Statystyka testu		
	Statystyka testu	<i>p</i>	Statystyka testu	<i>p</i>	Poziomy zmiennych	Pierwsze różnice	
Stopa ref. NBP	-0,6125	0,8632	-7,6252	0,0000	1,832	0,075	0,464
EUR/PLN	-1,9285	0,3185	-8,8413	0,0000	1,568	0,119	
CPI	-0,7360	0,8332	-8,5300	0,0000	1,147	0,145	

Źródło: obliczenia własne

Dane zawarte w Tabeli 1 potwierdzają hipotezę sformułowaną w oparciu o analizę graficzną. Konkluzje sformułowane zarówno w oparciu test *ADF*, jak

<sup>4</sup> Więcej na temat testów *ADF* i *KPSS* por. Welfe [2009], str. 360 i dalsze.

i test *KPSS* są zgodne, co „silnie wskazuje na niestacjonarność zmiennych” [Welfe 2009, str. 368].

Niestacjonarność badanych szeregów czasowych powoduje konieczność zastosowania do analizy ich współzależności metodyki opracowanej przez Engla i Grangera [Engle i Granger 1987], rozwiniętej następnie oraz Johansena i Juselius [Johansen i Juselius 1990]. Istotą tej metodyki jest tak zwana analiza kointegracyjna [por. Charemza i Deadman 1997, str. 162 i dalsze; Kusideł 2000, str. 455 i dalsze]. Punktem wyjścia tej metodyki jest badanie kointegracji zmiennych. Najczęściej do tego celu wykorzystywany jest test Johansena. Idea tego testu polega na przekształceniu modelu *VAR* (*Vector Auto Regression*) dla poziomów zmiennych o postaci:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{A}_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

gdzie:  $\mathbf{x}_t = [x_{t1} \dots x_{tk}]^T$  – wektor obserwacji na bieżących wartościach zmiennych objaśnianych,  $\mathbf{d}_t = [d_0 \ d_t \ d_{1 \ t-1} \ d_{1 \ t-r} \ d_{1 \ t-r}]^T$  – wektor egzogenicznych składników równań, którego składowymi są odpowiednio: stała równania oraz bieżące i opóźnione wartości zmiennych egzogenicznych,  $\mathbf{A}_0$  – macierz parametrów przy zmiennych wektora  $\mathbf{d}_t$ ,  $\mathbf{A}_i$  – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora  $\mathbf{x}_t$ ,  $\mathbf{e}_t = [\mathbf{e}_{1t} \dots \mathbf{e}_{kt}]^T$  – wektory reszt równań modelu,  $r$  – rząd opóźnienia, do postaci *VECM* (*Vector Error Correction Model*)<sup>5</sup>:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \Psi_0 \mathbf{d}_t + \Pi \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^r \Pi_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2)$$

gdzie:  $\Psi_0$  – macierz parametrów przy zmiennych wektora  $\mathbf{d}_t$ ,  $\Pi = \sum_{j=1}^k \mathbf{A}_j - \mathbf{I}$ ;  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  –

reszty modelu. W teście Johansena do badania kointegracji wykorzystywany jest rząd macierzy  $\Pi$ , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegracyjnych [Majsterka 1998, str. 123-124]. Wykorzystuje się tu fakt, że liczba niezerowych pierwiastków charakterystycznych macierzy jest równa jej rzędowi. Statystykami testu są dwie charakterystyki estymatora macierzy  $\Pi$ :

$$\lambda_{trace}(R) = -N \sum_{i=R+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (3)$$

$$\lambda_{max}(R) = -N \ln(1 - \lambda_{R+1}) \quad (4)$$

gdzie  $\lambda_i$  – oszacowane wartości własne,  $N$  – liczba obserwacji. Statystyka  $\lambda_{trace}$  służy do testowania hipotezy zerowej stwierdzającej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest mniejsza lub równa  $R$ , wobec hipotezy alternatywnej mówiącej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest większa od  $R$ . Statystyka  $\lambda_{max}$

<sup>5</sup> Sposób otrzymywania modelu *VECM* można znaleźć w pracach Kusideł [2000], Majsterka [2002] i Osińskiej [2006].

służy do testowania hipotezy zerowej stwierdzającej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest równa  $R$ , wobec hipotezy alternatywnej, że jest ich  $R+1$ . W obydwu przypadkach obszar krytyczny jest prawostronny.

Test Johansena jest testem iteracyjnym. Wartości własne estymatora macierzy  $\Pi$  są szeregowane malejąco. W pierwszym kroku hipoteza zerowa zakłada, że  $R = 0$ . Jeśli jest ona odrzucona, wówczas w kolejnym zakłada się, że  $R = 1$ , itd., aż do momentu gdy hipoteza zerowa nie będzie mogła być odrzucona, bądź  $R = k - 1$ , co określa rząd macierzy i liczbę wektorów kointegracyjnych. Gdy nie jest możliwe odrzucenie hipotezy, że rząd macierzy  $\Pi$  jest równy 0, wówczas model (3) jest modelem *VAR* dla przyrostów zmiennych, w którym nie występuje zależność długookresowa. Rząd macierzy  $\Pi$  większy od 0 i mniejszy od  $k$  wskazuje na liczbę wektorów kointegracyjnych, gdy macierz  $\Pi$  jest pełnego rzędu wówczas szeregi zmiennych są stacjonarne i model (3) jest modelem *VAR* dla poziomów zmiennych.

W oparciu o model wskazany przez test Johansena (*VAR* dla poziomów zmiennych, *VECM* lub *VAR* dla pierwszych różnic) przeprowadza się analizę przyczynowości<sup>6</sup>. Potwierdzenie wystąpienia związku przyczynowego pozwala na przeprowadzenie analizy funkcji odpowiedzi na impuls (*Impulse Response Function* – *IRF*). Analiza ta jest dopełnieniem analizy przyczynowości. Daje ona możliwość określenia kierunku oddziaływania impulsu (przyczyny), siły tego impulsu oraz rozkładu w czasie i szybkości jego wygasania.

Poprawność specyfikacji modeli była sprawdzona przy pomocy testu portmanteau<sup>7</sup>. Stabilność parametrów była badana przy pomocy testu *QLR*<sup>8</sup>. Badanie kointegracji i estymacja parametrów modeli opisujących współzależność badanych szeregów czasowych wykonana została przy pomocy programu *GRET*. Programu ten posłużył również do wyznaczania wartości funkcji *IRF*.

## WYNIKI BADAŃ

W Tabeli 2 zamieszczone zostały wyniki testu Johansena. Wskazują one, że macierz  $\Pi$  jest pełnego rzędu, a więc do opisu zależności pomiędzy badanymi szeregami czasowymi cen może być wykorzystany model *VAR* dla poziomów zmiennych dany zależnością (1). Wektor  $\mathbf{x}$  tego modelu zawierał wartości

<sup>6</sup> Chodzi tu o tak zwaną przyczynowość w sensie Grangera. Więcej na ten temat por. Charemza i Deadman op. cit., rozdział 6.3, M. Osińska, op. cit., str.212.

<sup>7</sup> Test portmanteau (portmonetki) weryfikuje ogólną hipotezę o występowaniu autokorelacji reszt rzędu dowolnego rzędu w systemie *VAR* wykorzystując statystykę Ljung-Boxa [Ljung i Box 1978]. Brak możliwości odrzucenia tej hipotezy, gdy wartość prawdopodobieństwa błędu I rodzaju jest większa od przyjętego poziomu istotności (najczęściej 0,05), wskazuje na poprawną budowę modelu.

<sup>8</sup> *Quandt Likelihood Ratio*. Więcej na temat testu *QLR* por. Stock i Watson [Stock i Watson 2007, str. 567 i dalsze].

poziomów cen badanych produktów, wektor  $\mathbf{d}$  zawierał wyraz wolny i zmienną czasową, zaś rząd opóźnienia był równy 3<sup>9</sup>.

Tabela 2. Wyniki testu Johansena

Rząd macierzy	Wartość własna	$\lambda_{trace}$	$p$	$\lambda_{max}$	$p$
0	0,3222	92,508	0,0000	66,511	0,0000
1	0,1110	25,997	0,0029	20,119	0,0158
2	0,0338	5,8773	0,0153	5,8773	0,0153

Źródło: obliczenia własne

W Tabeli 3 zamieszczone zostały podstawowe charakterystyki modelu VAR. Dane tam zawarte wskazują, że reszty żadnego z równań nie wykazują autokorelacji, na co wskazują tak współczynniki autokorelacji reszt, jak i wartość błędu I rodzaju testu portmanteau, wynosząca 0,2304. Wyniki testu *QLR* wskazywały na stabilność parametrów. Spełnione są więc warunki estymacji modeli opartych na danych pochodzących z szeregów czasowych. Warto zwrócić uwagę na wysoką wartość współczynnika determinacji wszystkich równań, co jest sytuacją typową dla takich modeli. Wyraźnie różna od zera wartość współczynnika korelacji wzajemnej dla reszt równań wskazuje na możliwość występowania powiązań pomiędzy poszczególnymi równaniami i wyznaczenie funkcji *IRF*. Nie są to jednak wartości zbyt wysokie, co pozwala sądzić, że wzajemne oddziaływanie analizowanych zmiennych nie jest zbyt silne.

Tabela 3. Podstawowe charakterystyki równań systemu VAR

Parametr opisowy		Równanie		
		Stopy ref.	EUR/PLN	<i>CPI</i>
Współczynnik determinacji ( $R^2$ )		0,989	0,828	0,956
Współczynnik autokorelacji reszt		-0,017	-0,010	-0,014
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równania	Stopy ref.		-0,130	0,126
	EUR/PLN			-0,092

Źródło: obliczenia własne

Wyniki testu przyczynowości Grangera, przeprowadzone dla badanego systemu zmiennych, zamieszczone zostały w Tabeli 4. W teście przyczynowości Grangera hipoteza zerowa mówi, że zmienna będąca przyczyną nie wpływa na zmienną objaśnianą. Hipoteza ta jest odrzucana wtedy, gdy prawdopodobieństwo błędu I rodzaju ( $p$ ) jest mniejsze od przyjmowanego zazwyczaj 0,05 lub 0,1. Przypadki, w których hipoteza o braku wpływu danej zmiennej na inną może być

<sup>9</sup> Ten rząd opóźnienia wskazany został przez kryterium *AIC*. Pozostałe kryteria, *HQC* i *BIC*, wskazywały na mniejszy rząd opóźnienia, jednakże zwiększenie rzędu opóźnienia do wielkości wskazanej przez kryterium *AIC* tylko bardzo nieznacznie pogarszało ich wartości. Więcej na temat kryteriów informacyjnych por. Osińska [2006], str. 54.

odrzucona na poziomie istotności równym 0,05 zaznaczone zostały w Tabeli 4 pogrubieniem. Przypadki, gdy hipoteza o braku oddziaływania może być odrzucona na poziomie niższym ( $p$  większe od 0,5 i mniejsze od 0,1), zaznaczone zostały pogrubieniem i kursywą.

Tabela 4. Wyniki testu Grangera

Zmienna objaśniająca [przyczyna]	Zmienna objaśniana					
	Stopa ref.		EUR/PLN		CPI	
	$\tau$	$p$	$\tau$	$p$	$\tau$	$p$
Stopa ref.			3,5655	0,4680	<b>6,2085</b>	<b>0,0449</b>
EUR/PLN	2,3729	0,3053			<b>5,2209</b>	<b>0,0735</b>
CPI	<b>28,6595</b>	<b>0,0000</b>	<b>5,9424</b>	<b>0,0512</b>		

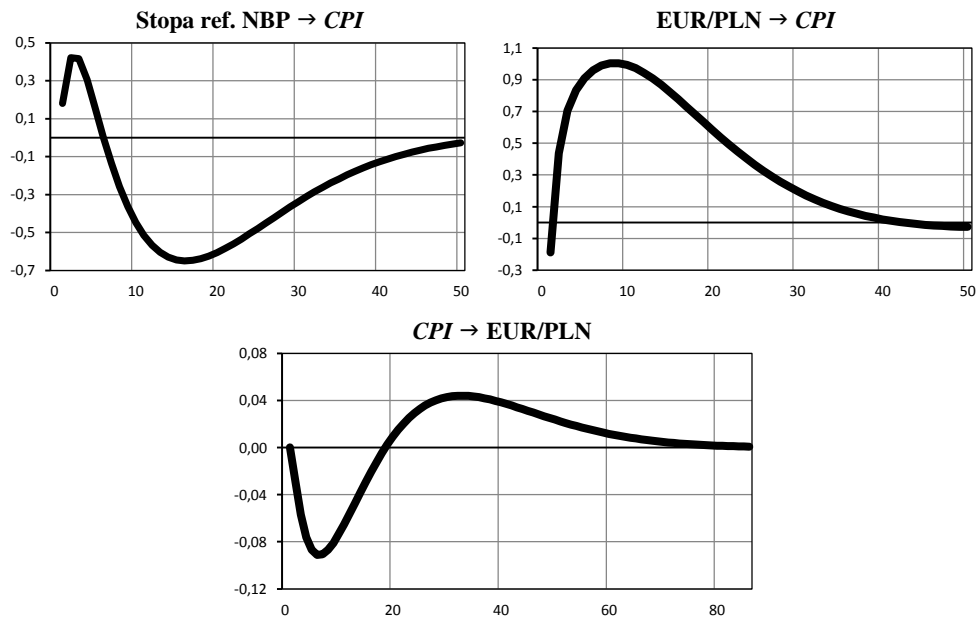
Źródło: obliczenia własne

Wyniki zawarte w Tabeli 4 wskazują na to, że stopa referencyjna NBP była przyczyną (w sensie Grangera) dla indeksu cen dóbr konsumpcyjnych (*CPI*). Stopa referencyjna NBP nie była natomiast przyczyną dla kursu EUR/PLN. Można też przyjąć, zakładając niższy poziom istotności testu Grangera, że kurs EUR/PLN był, w przyjętym powyżej sensie, przyczyną dla *CPI*, a wskaźnik *CPI* był przyczyną dla kursu EUR/PLN. Zaskakujący nieco jest wynik testu Grangera wskazujący, iż *CPI* był przyczyną dla stopy referencyjnej NBP.

Wyniki testu Grangera, opisane powyżej, pozwalają częściowo odpowiedzieć na sformułowane we wstępie pytania badawcze. Można mianowicie potwierdzić oddziaływanie stopy referencyjnej NBP na poziom inflacji. Można też potwierdzić występowanie w badanym okresie oddziaływania zwrotnego poziomu inflacji na kurs EUR/PLN. Uzyskana w pewnym stopniu jako „produkt uboczny” przeprowadzonej analizy informacja, iż stopa inflacji wpływa na stopę referencyjną NBP, może wskazywać na opóźnienia w reagowaniu Rady Polityki Pieniężnej na sygnały płynące z rynku pieniężnego.

Na pytania dotyczące charakteru oddziaływań pomiędzy zmiennymi w pełni odpowiedzieć może funkcja odpowiedzi na impuls (*IRF*). Na Rysunku 2 przedstawione zostały wykresy przebiegu funkcji *IRF*, opisujące rozkład w czasie reakcji wskaźnika *CPI* na impuls ze strony stopy referencyjnej NBP oraz ze strony kursu EUR/PLN, a także rozkład w czasie reakcji kursu EUR/PLN na impuls ze strony wskaźnika *CPI*. Wykresy funkcji reakcji na impuls wskaźnika *CPI* skonstruowane zostały w ten sposób, że na osi rzędnych odłożona jest wielkość reakcji wskaźnika *CPI* na zmianę odpowiednio stopy referencyjnej NBP o 1% i kursu EUR/PLN o 1, a na osi odciętych wyrażony w miesiącach czas oddziaływania tego impulsu. Wykres funkcji reakcji na impuls kursu EUR/PLN ma na osi rzędnych odłożoną wielkość zmiany tego kursu spowodowaną zmianą wskaźnika *CPI* o 1%.

Rysunek 2. Funkcje odpowiedzi na impuls



Źródło: obliczenia własne

Wykresy reakcji *CPI* na impuls ze strony stopy referencyjnej NBP i kursu EUR/PLN przedstawione na Rysunku 2 pozwalają zauważyć, że reakcja ta nie jest wyłącznie natychmiastowa i wygasa bardzo wolno. Reakcja *CPI* na zmianę kursu złotego jest dosyć jednoznaczna i zgodna przyjętą teorią – osłabienie złotówki objawiające się wzrostem kursu EUR/PLN skutkuje wzrostem wskaźnika *CPI*. Jednakże oddziaływanie tego kursu na poziom inflacji nie jest zbyt silne. Po pierwsze, narasta stosunkowo wolno, osiągając swoje maksimum w 9-tym miesiącu od wystąpienia tego impulsu, a po drugie, dopiero znaczne osłabienie złotego powoduje zauważalną reakcję wskaźnika *CPI*.

Reakcja wskaźnika *CPI* na zmianę stopy referencyjnej odbiega nieco od przyjętego na ogół założenia, iż wzrost stopy procentowej skutkuje spadkiem poziomu inflacji. Funkcja reakcji *CPI* na szok stopy procentowej przedstawiona na Rysunku 2 pokazuje, iż początkową reakcją *CPI* na szok stopy procentowej jest wzrost jego wartości. Ujemne wartości *IRF* informujące o odwrotnej zależności pomiędzy stopą referencyjną NBP i wartością wskaźnika *CPI* pojawiają się dopiero od 7-ego miesiąca po wystąpienia szoku stopy procentowej. Zjawisko to nosi w literaturze nazwę „zagadki cenowej” (*price puzzle*) [Castelnuovo i Surico 2009, Demchuk i in. 2012]. Próby jej wyjaśnienia idą w dwu kierunkach. Niekiedy przyjmuje się, że wystąpienie tego zjawiska jest skutkiem błędnej specyfikacji modelu [np. Demchuk i in. 2012]. Według innej interpretacji „zagadka cenowa”



może być skutkiem wzrostu oczekiwań inflacyjnych spowodowanych wzrostem stopy procentowej [np. Castelnovo i Surico 2009].

Na Rysunku 2 przedstawiony został również wykres przebiegu funkcji *IRF*, opisujący rozkład w czasie reakcji kursu EUR/PLN na impuls ze strony wskaźnika *CPI*. Z tego wykresu wynika, że wzrost wartości wskaźnika *CPI* początkowo wpływał na umocnienie złotego i to dosyć wyraźnie, później pojawiała się tendencja przeciwna, znacznie słabsza. Zjawisko to jest trudne do wytłumaczenia, na tym etapie badań pozostaje jedynie skonstatować jego wystąpienie.

## PODSUMOWANIE

Przeprowadzona analiza mechanizmu transmisji monetarnej w gospodarce polskiej w latach 2003-2015 potwierdziła występowanie wpływu stopy procentowej i kursu walutowego złotego na poziom inflacji. Pozwoliła też stwierdzić wpływ wskaźnika *CPI* na kurs EUR/PLN. Funkcje *IRF* dały możliwość szczegółowego opisu kształtowania się wskaźnika *CPI* pod wpływem zmian stopy referencyjnej NBP i kursu EUR/PLN. Dzięki temu możliwe było zidentyfikowanie występowania „zagadki cenowej”.

Zastosowany model mechanizmu transmisji monetarnej był dosyć uproszczony. Również szeregi czasowe zmiennych były stosunkowo krótkie. Mimo to możliwe było udzielenie odpowiedzi na pytania postawione we wstępie. Konieczne jest jednak rozszerzenie modelu ekonometrycznego, podobnie jak zwiększenie długości szeregów czasowych, aby wyjaśnić wątpliwości dotyczące opisu mechanizmu transmisji monetarnej w gospodarce polskiej, które zostały zidentyfikowane w opisanych badaniach.

## BIBLIOGRAFIA

- Bednarz J., Gędek S. (2008) Zachowanie kursu złotego wobec podstawowych walut światowych, [w:] Sporek T. (red.) Świat, Europa i Polska w dobie współczesnych przemian gospodarczych, Tom 1, AE, Katowice, str. 379-387.
- Castelnovo E., Surico P. (2009) Monetary Policy, Inflation Expectations and the Price Puzzle, Bank of Finland Research Discussion Papers 30, Helsinki.
- Charemza W. W., Deadman D. F. (1997) Nowa ekonometria, PWE, Warszawa.
- Demchuk O., Łyziak T., Przystupa J., Sznajderska A., Wróbel E. (2012) Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku?, Materiały i Studia, Zeszyt nr 270, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Égert B., MacDonald R. (2006) Monetary Transmission Mechanism in Transition Economies: Surveying the Surveyable, Magyar Nemzeti Bank Working Papers 2007/3, Budapest.
- Engle R. F., Granger C. W. J. (1987) Co-integration and Error Correction, *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.

- Gędek S. (2012) Kształtowanie się kursu korony szwedzkiej wobec podstawowych walut światowych, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych-XII/3*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, str. 79-88.
- Gędek S. (2014) Kształtowanie się kursu liry tureckiej wobec podstawowych walut światowych, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, Tom XV/4, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, str. 7-16.
- Hall S. (2001) Credit channel effects in the monetary transmission mechanism, *Bank of England Quarterly Bulletin*, Winter, London.
- Ireland P. N. (2005) The Monetary Transmission Mechanism, Federal Reserve Bank of Boston Working Paper No. 06-1, Boston.
- Johansen S., Juselius K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Tom 52, str. 169 – 210.
- Kusideł E. (2000) Modele wektorowo - autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania, ABSOLWENT, Łódź.
- Kuttner K. K., Mosser P. C. (2002) The Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions, *Economic Policy Review/May 2002*, str. 15 - 26.
- Ljung G. M. and Box G. E. P. (1978) On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika*, 297–303.
- Majsterek M. (1998) Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej, *Przegląd Statystyczny*, XLV, str. 113-130.
- Mishkin F. S. (1996) The Channels of Monetary Transmission: Lesons for Monetary Policy, NBER Working Paper Series, Working Paper 5464, Cambridge.
- Mishkin F. (2007) *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Pearson, Boston.
- Osińska M. (2006) *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa.
- Stock J. H., Watson M. W. (2007) *Introduction to Econometrics*, Addison Wesley, Boston.
- Welfe A. (2009) *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, PWE, Warszawa.

#### **ANALYSIS OF THE RELATION BETWEEN THE CENTRAL BANK INTEREST RATE, INFLATION AND EXCHANGE RATE OF POLISH ZLOTY**

**Abstract:** The aim of the study was the analysis of the interrelationships occurring within the framework of the monetary transmission mechanism in the Polish economy in the years 2003-2015. The tool of analysis was a VAR model. The results obtained indicate that the inflation level remained under the influence of the NBP interest rates. The CPI indicator was found to affect the EUR/USD exchange rate. The analysis of IRF function, obtained from VAR model, allowed to identify the presence of "price puzzle".

**Keywords:** inflation, interest rates, exchange rates, monetary transmission mechanism, VAR model