

*Adam Waszkowski\**

*Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie*

## **MECHANIZM TRANSMISJI IMPULSÓW POLITYKI MONETARNEJ DLA POLSKIEJ GOSPODARKI**

**Klasyfikacja JEL:** *E43, E52, E58*

**Słowa kluczowe:** *mechanizm transmisji monetarnej, modele wektorowej autoregresji, funkcje reakcji na impuls*

**Abstrakt:** *Celem artykułu jest zdefiniowanie mechanizmu transmisji impulsów polityki monetarnej dla polskiej gospodarki oraz określenie wpływu szoków z obszaru tej polityki na indykatory makroekonomiczne jak poziom cen czy PKB. W tym celu wykorzystano ateoretyczny model wektorowej autoregresji oraz przeprowadzono jego strukturalizację rekursywną zaproponowaną przez Simsa (1980) wykorzystując przy tym dekompozycję Choleskyego. Pozwoliło to na wyodrębnienie wpływu szoków: podażowego, popytowego, monetarnego oraz kursowego na wartość oraz tempo wzrostu produkcji, inflacji oraz kursu walutowego. Uwidoczniło to w ten sposób istnienie w polskiej gospodarce zjawiska output oraz price puzzle.*

---

© Copyright Polskie Towarzystwo Ekonomiczne Oddział w Toruniu.

Tekst wpłynął 31 marca 2012, został zaakceptowany do publikacji 22 lipca 2012.

\* Dane kontaktowe autora: adam\_waszkowski@sggw.pl, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Wydział Nauk Ekonomicznych, ul. Nowoursynowska 166, blok 5, 02-787 Warszawa.

## THE MONETARY TRANSMISSION MECHANISM IN POLISH ECONOMY

**JEL Classification:** : E43, E52, E58

**Keywords:** *monetary transmission mechanism, vector autoregression, impulse response function*

**Abstract:** *The aim of this article is to define the monetary transmission mechanism of the Polish economy and to identify the impact of shocks from the monetary policy on macroeconomic indicators such as price levels or GDP. In this regard there were used a theoretical vector autoregression model and conducted its recursive structure proposed by Sims (1980) using Cholesky decomposition. This allowed to isolate the impact of shocks: a supply, a demand, monetary and exchange rate on the value and output growth, inflation and exchange rate. Thanks to this it was visualized in the Polish economy a phenomenon of output and price puzzle.*

### WPROWADZENIE

Mechanizm transmisji prezentuje drogę impulsów wynikających z prowadzonej polityki monetarnej, od zmiany instrumentu jakim jest najczęściej stopa procentowa do reakcji wskaźników makroekonomicznych takich jak np. poziom produkcji czy też jego dynamika. Drogi wskazanego oddziaływania wywołane decyzjami pochodzącymi z obszaru polityki pieniężnej określane są w literaturze przedmiotu jako kanały transmisji. Mianem impulsów monetarnych definiuje się zmiany cen instrumentów finansowych, jak przykładowo stóp procentowych, kursów walutowych czy kursów papierów wartościowych a także samej ich podaży, w tym również podaży pieniądza. Impulsy te mogą być wywołane przez każdy podmiot alokujący zasoby np. skutek zmian struktury portfela aktywów, choć w skali makroekonomicznej kluczową rolę odgrywają w tym obszarze banki centralne i generowane przez nie impulsy. W świetle pieniądza kredytowego zmiany stóp procentowych są więc kluczowymi impulsami monetarnymi.

## MAKROEKONOMICZNE RAMY MECHANIZMU TRANSMISJI IMPULSÓW POLITYKI MONETARNEJ

Podejście do konstrukcji mechanizmów polityki pieniężnej zaczęło rozwijać się w II połowie lat 90. w pracach amerykańskich ekonomistów. Nurt ten określany jest mianem nowej ekonomii keynesowskiej (Clarida i inni 1999) czy też syntezą neoklasyczną (Goodfried, King 1998). Początkowo ekonomiści analizie poddawali tylko gospodarkę zamkniętą. Najważniejsze relacje pozwalające określić kierunki zależności w modelu polityki pieniężnej związane są z przedstawionymi poniżej założeniami (por. Kokoszcyński i inni 2002):

- ceny bieżące traktowane są jako średnia ważona cen historycznych i cen właśnie zmienionych, które podlegają wahaniom w danym okresie, co jest jednoznaczne ze stwierdzeniem, że poziom inflacji zależy od oczekiwań przedsiębiorców co do przyszłego poziomu cen oraz od różnicy między realnym bieżącym kosztem krańcowym a poziomem tego kosztu w stanie długookresowej równowagi. Różnica między kosztami krańcowymi jest odzwierciedleniem zależności między poziomem bieżącego produktu a jego optymalną wielkością w sytuacji doskonale elastycznych cen, co określane jest mianem luki popytowej. Sformułowany w ten sposób pakiet zależności nazywany jest nową keynesowską krzywą Phillipsa:

$$\pi_T = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \varphi x_t, \quad (1)$$

gdzie:  $\pi_t$  - inflacja w okresie  $t$ ,  $E_t$  - wartość oczekiwana,  $x_t$  - luka popytowa,  $\beta$ ,  $\varphi$  - szacowane parametry modelu;

- podmioty gospodarcze dokonują optymalizacji w skutek czego zależność między wielkością produkcji a stopą procentową określona jest następującym równaniem dynamicznej krzywej IS postaci:

$$IS : y_t = -\sigma^{-1}(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho) + E_t(y_{t+1}) + \varepsilon_t^D, \quad (2)$$

gdzie:  $y_t$  - logarytm produkcji,  $\varepsilon_t^D$  - szok popytowy,  $i_t$  - nominalna stopa procentowa,  $\rho$  - stopa dyskontowa odpowiadająca realnej stopie

procentowej w stanie długookresowej równowagi pomijającym trwały wzrost gospodarczy,  $\sigma$  – parametr modelu.

Krzywa IS prezentowana w kategoriach luki popytowej przyjmuje postać daną równaniem:

$$IS : x_t = -\sigma^{-1}(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho) + E_t(x_{t+1}) + \varepsilon_t^D \quad (3)$$

Równania (1) oraz (3) stanowią strukturalny zagregowany obraz mechanizmu transmisji dla małej gospodarki zamkniętej. Dla celów dynamicznych symulacji równania te uzupełniane są najczęściej o zależności łączące stopę procentową, lukę popytową czy też inflację. Otwarcie gospodarki skutkuje koniecznością uzupełnienia powyższych zależności. Zakładając, że dobra importowane są dobrami finalnymi, zmianie podlega przede wszystkim koszyk wyznaczający poziom cen a równanie inflacji przyjmie wówczas postać:

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \frac{\Delta q_t}{1 - \alpha}, \quad (4)$$

gdzie:  $\pi_{H,t}$  – inflacja krajowa opisana krzywą o równaniu analogicznym do (1) ze współczynnikiem stojącym przy  $x_t$  zależnym od parametrów  $\alpha$ ,  $q_t$  – realny kurs walutowy,  $\alpha$  – stopień otwartości gospodarki.

Krzywa IS dla gospodarki otwartej w kategorii luki popytowej wyraża poniższa równość (Kokoszcyński i in., 2002):

$$IS : x_t = -\sigma^{-1}\varpi_\alpha(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho) + f_\alpha E_t(\Delta Y_{t+1}^*) + E_t(x_{t+1}), \quad (5)$$

gdzie parametry modelu (5) z subskryptem  $\alpha$  uzależnione są od stopnia otwartości gospodarki, natomiast  $\Delta Y_{t+1}^*$  dotyczy zagranicy.

Do opisu wariacji kursu walutowego wykorzystywane jest najczęściej równanie niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych, co sprawia, że

zmiany kursu zależą funkcyjnie od bieżących oraz oczekiwanych różnic w stopach procentowych między analizowaną gospodarką otwartą i zamkniętą.

Kształt mechanizmu transmisji impulsów polityki monetarnej prezentowany jest w literaturze przedmiotu w rozmaity sposób. Sam sposób prezentacji uzależniony jest od narzędzia jakim posługiwali się badacze, a jednym z podstawowych jest strukturalny model wektorowej autoregresji. Modele te zostały wykorzystane między innymi w projektach badawczych prowadzonych w Narodowym Banku Polskim. Ich użyteczność w opisie mechanizmu transmisji impulsów monetarnych można odnaleźć w zbiorczej analizie porównawczej Kokoszczyńskiego (Kokoszczyński i inni 2000, 2002, 2008) czy w pracy Brzozy-Brzeziny (2000). Systemy wektorowej autoregresji przedstawia również projekt Europejskiego Banku Centralnego (Peersman i Smets 2001) oraz praca Hericourta (2006) czy Peersmana i Mojona (2001). Odmienne podejście w modelowaniu – wykorzystanie modeli strukturalnych oraz konstrukcja systemu ECMOD, przedstawiają badania Fic i in. (2005).

## **MODEL WEKTOROWEJ AUTOREGRESJI I JEGO STRUKTURALNA POSTAĆ**

Modele wektorowej autoregresji wykorzystywane do opisu mechanizmu transmisji impulsów polityki monetarnej mogą uwzględniać w zestawie swoich zmiennych endogenicznych najważniejsze indykatory służące do opisu polityki monetarnej, takie jak: PKB, poziom cen, kurs walutowy, stopa procentowa czy agregaty pieniężne. Modele VAR nie narzucają apriorycznie postaci dynamicznej estymowanego systemu oraz nie wymagają arbitralnego podziału zmiennych na endo- oraz egzogeniczne. Nie są jednak pozbawione wad. Proces identyfikacji modeli VAR nie pozwala przykładowo odpowiedzieć na pytania dotyczące wagi poszczególnych kanałów transmisji. Często traktowane są także jako czysto statystyczne narzędzie służące do przedstawienia prognozy. Stąd też koniecznym jest odniesienie wyników uzyskiwanych z wykorzystaniem modeli VAR do teorii ekonomii przez ich strukturalizację. Po raz pierwszy przedstawił to w swojej pracy Sims (1980).

Dla wektora  $N$ -zmiennych makroekonomicznych  $Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{Nt}]'$  między którymi istnieje zależność określana przez teorię ekonomii, model wektorowej autoregresji VAR(P) rzędu  $P$  można przedstawić jako (Lütkepohl, Kratzig 2004):

$$Y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

gdzie:  $\varepsilon_t$  –  $N$ -wymiarowy proces białego szumu o wartości oczekiwanej równej 0 oraz macierzy kowariancji  $\Sigma$ , macierz  $A_0$  o wymiarach  $N \times 1$  – jest macierzą zawierającą wyrazy wolne dla poszczególnych równań, a macierze  $A_p : p = 1, 2, \dots, P$  o wymiarach  $N \times N$  – przedstawiają wpływ  $p$ -tego opóźnienia zmiennej zależnej na jej bieżącą wartość.

Pożądaną cechą modelu VAR(P) jest jego stacjonarność, którą można opisać jako wygasanie wpływu szoku  $\varepsilon_t$  na wartości wektora zmiennych zależnych:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial Y_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = 0. \quad (7)$$

Jedynym źródłem szoku w modelu VAR(P) są więc składniki losowe a spełnienie warunku stacjonarności jest równoznaczne z istnieniem dłużej okresowej wartości  $\mu$  dla  $Y_t$ , do której proces powraca:

$$\mu = A(1)^{-1} A_0. \quad (8)$$

Tempo tego powrotu określają pierwiastki równania charakterystycznego:

$$|A(z)| = 0, \quad (9)$$

których liczba jest równa iloczynowi  $PN$ . Proces opisany równaniem (6) jest więc stacjonarny, jeżeli wszystkie pierwiastki równania (9) znajdują się poza kołem jednostkowym  $\{|z_k| > 1, k = 1, 2, \dots, PN\}$ .

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 takie, jak: Akaike'a AIC, Hannana-Quinna HQ, bayesowskie Schwarz BIC czy Final Prediction Error FPE.

Wskazówką przy doborze maksymalnego opóźnienia może być również test istotności kolejnych opóźnień modelu VAR. Weryfikacji hipotezy zerowej:  $H_0 : A_p = 0$  dokonuje się w oparciu o test ilorazu funkcji wiarygodności, którego statystyka określona jest wzorem:

$$LR = T(\ln |\hat{\Sigma}_{re}| - \ln |\hat{\Sigma}_{ur}|), \quad (10)$$

gdzie  $\hat{\Sigma}_{re}$  oraz  $\hat{\Sigma}_{ur}$  – macierze kowariancji dla składników losowych dla modelu VAR z restrykcjami oraz bez restrykcji. Przy prawdziwości hipotezy zerowej statystyka LR ma asymptotyczny rozkład  $\chi^2$  o  $N^2$  stopniach swobody, tj. liczbie parametrów na które została nałożona restrykcja zerowa.

Nadawanie interpretacji ekonomicznej modelom VAR odbywa się poprzez ich strukturalizację (Robertson, Tallman 1999). Strukturalny model wektorowej autoregresji (SVAR) można zapisać w postaci:

$$Ay_t = C_0 + C_1 y_{t-1} + C_2 y_{t-2} + \dots + C_p y_{t-p} + B \eta_t, \quad (11)$$

gdzie składniki losowe poszczególnych równań mają rozkład normalny i są względem siebie ortogonalne, macierze:  $A$ ,  $B$  – określają jednoczesne zależności między zmiennymi wchodzącymi w skład wektora zmiennej zależnej, macierze  $C$  określają właściwości dynamiczne modelu. Parametry modelu SVAR uzyskuje się szacując model wektorowej autoregresji a następnie przedstawiając jego strukturalizację.

Ponieważ składniki losowe są względem siebie niezależne, nadaje się im interpretację ekonomiczną określając je jako szoki strukturalne, tj. szok popytowy, podażowy, monetarny czy kursowy. Analiza dynamicznych reakcji zmiennych endogenicznych  $\{y_i : i = 1, 2, \dots, N\}$  na bodźce w postaci szoków strukturalnych  $\{\eta_j : j = 1, 2, \dots, N\}$  opisywana jest przez funkcję reakcji na impuls (ang. impulse-response function, IRF), a jej wartość po upływie  $k$ -okresów opisuje zależność:

$$IRF_{k(i,j)} = \frac{\partial Y_{i,t+k}}{\partial \eta_{jt}} \quad (12)$$

### MODEL DLA POLSKIEJ GOSPODARKI

W celu dokonania interpretacji modelu VAR należy dokonać jego strukturalizacji. W literaturze przedmiotu wyróżnia się strukturalizacje rekursywne, nierekursywne oraz długookresowe. W niniejszej pracy uwaga zostanie skupiona na strukturalizacji rekursywnej. Restrykcje dla macierzy  $A$  oraz  $B$  równania (11) zaproponował Sims (1980). Ogólnie można zapisać je w następujący sposób:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \vdots & 0 \\ * & 1 & \vdots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ * & * & \dots & 1 \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} * & 0 & \vdots & 0 \\ 0 & * & \vdots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & * \end{bmatrix}. \quad (13)$$

W przypadku gdzie określone są restrykcje postaci (13), parametry oznaczone (\*) w macierzy  $A$  oraz  $B$  można uzyskać rozwiązując układ nieliniowy postaci:

$$\Sigma = A^{-1}BB'(A^{-1})'. \quad (14)$$

Rozwiązanie równania (14) uzyskuje się najczęściej przez wykorzystanie tzw. dekompozycji Choleskyego. Każdą dodatnio określoną symetryczną macierz  $\Sigma$  można przedstawić jako iloczyn:  $\Sigma = PP'$ , gdzie macierz  $P$  jest macierzą nieosobliwą trójkątną dolną. Wyznaczenie macierzy  $A$  oraz  $B$  sprowadza się do rozwiązania równania:



$$A^{-1}B = P \quad (15)$$

Najczęstszym rozwiązaniem z zastosowaniem restrykcji rekursywnych jest zespół równości:  $A = I$  oraz  $B = P$ .

Jeśli w kontekście polityki pieniężnej rozważymy sytuację, w której banki centralne korzystają z aktualnych informacji na temat produkcji i cen oraz opóźnionych wartości kursu walutowego, to restrykcje dla analizowanego modelu VAR przyjmą następującą postać:

$$Y_t = [y_t, p_t, i_t, e_t]', \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix}, \quad (16)$$

gdzie:  $y_t$  – produkcja,  $p_t$  – poziom cen,  $i_t$  – krótkoterminowa stopa procentowa,  $e_t$  – nominalny efektywny kurs walutowy. Restrykcje (16) zaprezentowane zostały w pracy Christiano, Eichenbaum i Evansa (2000), Peersmana i Smetsa w ramach projektu EBC (2001) oraz w pracy Kokoszcyńskiego i in. (2002). Do opracowania modelu obrazującego mechanizm transmisji impulsów monetarnych zebrano dane kwartalne z okresu 1995:Q1 – 2011:Q4 dla polskiej gospodarki. Wszystkie dane pochodziły z bazy OECD MEI. Wykorzystano następujące szeregi czasowe: logarytmiczne tempo wzrostu PKB (dy), logarytmiczne tempo wzrostu CPI (dp), krótkookresowa stopa procentowa (i) oraz logarytmiczne tempo wzrostu kursu walutowego PLN względem EUR (de).

Dynamika modelu VAR dla układu czterech równań ustalona została w oparciu o kryteria informacyjne: AIC, FPE, HQ:

OPTIMAL ENDOGENOUS LAGS FROM INFORMATION CRITERIA

endogenous variables: dy dp i de  
deterministic variables: CONST

optimal number of lags:  
Akaike Info Criterion: 10  
Final Prediction Error: 2  
Hannan-Quinn Criterion: 1  
Schwarz Criterion: 1

Ponieważ kryteria informacyjne nie dały jednoznacznej odpowiedzi co do rzędu opóźnień modelu VAR, założono wstępnie że oszacowany model będzie klasy VAR(2) mając na uwadze fakt, że jedno opóźnienie może nie oddać dynamiki i złożoności zjawiska transmisji impulsów monetarnych. Statystyczną istotność drugiego opóźnienia sprawdzono również formalnie wykorzystując test ilorazu wiarygodności postaci (10):

```
LR-test (H1: unrestricted model: 16.3214
p-value (chi^2): 0.0191
```

Statystyka testowa LR równa 16,32 z wartością  $p$  na poziomie 0,0191 wskazują na konieczność odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie 5% o braku statystycznej istotności drugiego opóźnienia. Estymowany zatem model będzie postaci VAR(2).

Estymacji modelu VAR(2) ze specyfikacją zaproponowaną przez Christiano, Eichenbauma i Evansa dokonano za pomocą Metody Najmniejszych Kwadratów. Otrzymano następujące oszacowania parametrów oraz postać modelu VAR(2):

$$\begin{bmatrix} dy_t \\ dp_t \\ i_t \\ de_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,13 & -0,007 & 0,003 & -0,01 \\ 4,13 & 0,4 & 0,025 & 1,73 \\ 14,4 & 0,34 & 1,414 & -1,57 \\ -0,16 & 0,003 & -0,006 & 0,21 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dy_{t-1} \\ dp_{t-1} \\ i_{t-1} \\ de_{t-1} \end{bmatrix} + \\ + \begin{bmatrix} 0,03 & 0,002 & -0,003 & 0,047 \\ 3,8 & -0,07 & -0,032 & 0,221 \\ 13,2 & -0,07 & -0,45 & 4,25 \\ 0,13 & -0,012 & 0,006 & -0,176 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dy_{t-2} \\ dp_{t-2} \\ i_{t-2} \\ de_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,01 \\ -0,005 \\ -0,035 \\ -0,04 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix}.$$

Pożądaną cechą modeli wektorowej autoregresji jest ich stacjonarność, którą można zdefiniować zarówno w kategorii istnienia długookresowej wartości, do której proces powraca (8) oraz tempa tego powrotu poprzez rozwiązanie równania (9). Pierwiastki tego równania w przypadku oszacowanego modelu VAR(2) znajdują się poza kołem jednostkowym, a ich wartości co do modułu przedstawia poniższy wydruk:

modulus of the eigenvalues of the reverse characteristic polynomial:

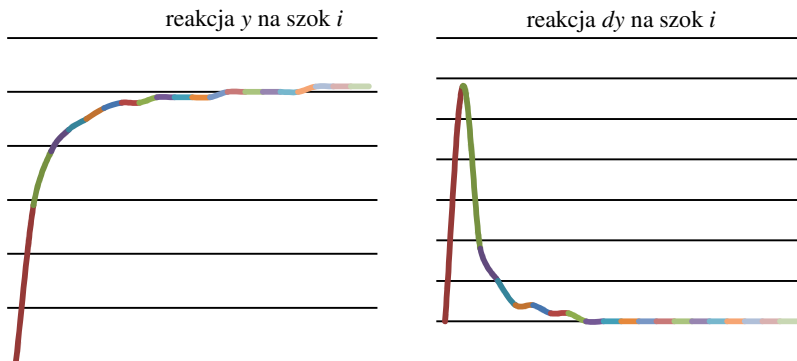
$|z| = (1.078 \quad 3.412 \quad 2.393 \quad 2.393 \quad 2.060 \quad 3.495 \quad 3.495 \quad 32.364)$

Model VAR(2) jest więc modelem stacjonarnym.

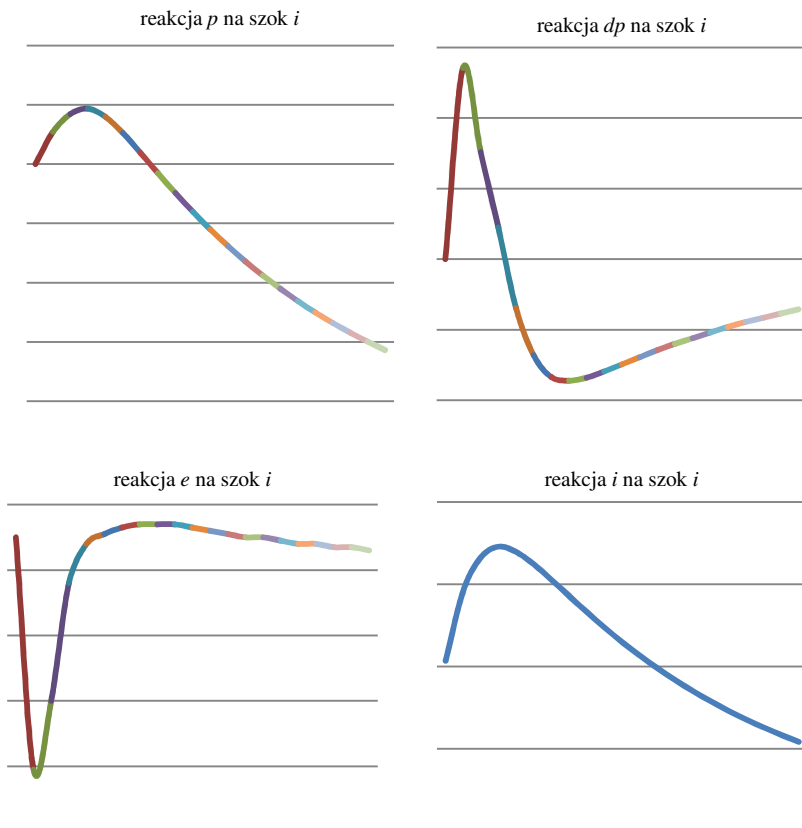
Jak wspomniano, interpretacja modeli strukturalnych odbywa się przez analizę funkcji reakcji na impuls. Wektorowi zmiennych endogenicznych  $Y = [dy_t, dp_t, i_t, de_t]'$  odpowiada wektor szoków strukturalnych  $\eta_t = [\eta_t^S, \eta_t^D, \eta_t^i, \eta_t^e]'$ , gdzie szoki te określane są odpowiednio jako szoki: podażowe, popytowe, monetarne oraz kursowe. Z punktu widzenia mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej kluczową rolę odgrywa szok monetarny.

Wykres 1 przedstawia funkcje reakcji indykatorów makroekonomicznych na impuls w postaci szoku monetarnego.

**Wykres 1. Funkcje reakcji na impuls dla modelu SVAR specyfikacji Christiano, Eichenbauma i Evansa**



## Ciąg dalszy wykresu 1



Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie teorii ekonomii oczekiwać należałoby, że w wyniku zaostrzenia polityki pieniężnej i wzrostu stopy procentowej, wolumen produkcji krajowej zmniejszy się. Można przypuszczać również, że spadkiem zareaguje, choć z pewnym opóźnieniem, poziom cen oraz inflacja. Otrzymane wyniki nie do końca potwierdzają powyższe hipotezy. Reakcja tempa wzrostu PKB oraz jego poziomu w odpowiedzi na szok monetarny jest odmienna. Produkt krajowy, po zaostrzeniu polityki pieniężnej, wzrasta. Zjawisko takie określane jest w literaturze przedmiotu (m. in. Kokoszczyński i inni 2002) jako output puzzle. Sytuacja taka może być spowodowana zmianami instytucjonalnymi oraz silnymi wstrząsami podażowymi. Po-

dobne wyniki otrzymał również Angeloni i in. (2000), który wzrost PKB w wyniku zaostrzenia polityki monetarnej odnotował dla Holandii oraz Irlandii. W przypadku poziomu produkcji impuls monetarny powoduje jej wzrost w pierwszych czterech kwartałach a następnie stabilizację na wyższym poziomie. Z kolei tempo wzrostu PKB powraca do stanu równowagi po czterech kwartałach. Wykres 1 przedstawia również początkowy wzrost poziomu cen (do drugiego kwartału) w wyniku wzrostu stopy procentowej, a następnie jego spadek (do szóstego kwartału). Jest to zjawisko również często wskazywane w pracach wykorzystujących mechanizm wektorowej autoregresji w kontekście polityki monetarnej i określane jest jako price puzzle. Powolny powrót do linii określającej ścieżkę bazową (based line) następuje po upływie około dwudziestu kwartałów. Wskaźnik CPI w odpowiedzi na szok monetarny zareagował z opóźnieniem trwałych spadkiem, co jest zgodne z teorią ekonomii. Podobny efekt uzyskali w swojej pracy Peersman i Smets (2001). Szok monetarny powoduje także natychmiastową aprecjację złotówki względem euro (do czwartego kwartału), następnie deprecjację (do ósmego kwartału) i powolny powrót kursu walutowego do poziomu wyjściowego.

## **ZAKOŃCZENIE**

Celem niniejszej pracy było zdefiniowanie pojęcia mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej oraz z wykorzystaniem narzędzi ilościowej analizy, pokazanie wpływu decyzji podejmowanych w ramach polityki monetarnej na gospodarkę oraz jej indykatory.

Korzystając z modeli wektorowej autoregresji oraz ich strukturalizacji zaczerpniętej z pracy Christiano, Eichenbauma i Evansa pokazano, jak impulsy monetarne wpływają na podstawowe wielkości makroekonomiczne. Otrzymane wyniki badań co do zasady nie odbiegają od teorii ekonomii oraz badań innych autorów, którzy podjęli się zadania zobrazowania mechanizmów transmisji. Zwrócić należy jednak uwagę na takie zjawisko jak output puzzle, które wskazuje, że w pierwszych momentach po zaciśnięciu polityki pieniężnej mamy do czynienia ze wzrostem produkcji.

Niniejsza praca niemniej nie wyczerpuje tematu mechanizmu transmisji lecz może służyć jako bodziec do konstrukcji modeli strukturalnych, typu DSGE, bootstrapowania czy podejścia bayesowskiego do opisu zjawisk zachodzących w polityce pieniężnej.

## LITERATURA

- Angeloni I., Kashyap A., Mojon B. (2003), *Monetary Policy Transmission In The Euro Area*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Brzoza-Brzezina M. (2000), *Neutralność pieniądza a badanie mechanizmów transmisji monetarnej w Polsce*, „Bank i Kredyt”, Nr 32(3).
- Christiano L., Eichenbaum M., Evans C. (2000), *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned And To What End?* Handbook of Macroeconomics, North Holland. Amsterdam.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. (1999), *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*, “Journal of Economic Literature”, Vol. 38,.
- Fic T., Kolasa M., Kot A., Murawski K., Rubaszek M., Tarnicka M. (2005), *ECMOD- Model of the Polish Economy*, „Materiały i Studia” Nr. 36, Narodowy Bank Polski.
- Goodfried M., King R. (1998), *The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy*, „Working Paper” Vol. 98-05, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Hericourt J. (2006), *Monetary Policy Transmission in the CEECs: a comprehensive analysis*, „Economic and Business Review”, Vol. 8, No. 1.
- Kokoszcyński R., Łyziak T., Pawłowska M., Przystupa J., Wróbel E. (2002), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski*, „Materiały i Studia” Nr 151, Narodowy Bank Polski.
- Kokoszcyński R., Łyziak T., Wróbel E. (2000), *Czynniki strukturalne we współczesnych teoriach mechanizmów transmisji polityki pieniężnej*, „Bank i Kredyt”, Nr 11-12.
- Kokoszcyński R., Grabek G., Kłos B., Łyziak T., Przystupa J., Wróbel E. (2008), *Porównanie podstawowych cech mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce i strefie euro*, „Materiały i Studia” Nr 151, Narodowy Bank Polski.
- Lütkepohl H., Kratzig M. (2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press. Cambridge.
- Peersman G., Mojon B. (2001), *A VAR description of the effects of the monetary policy in the individual countries of the euro area*, “Working Paper Series” Vol. 92, European Central Bank.
- Peersman G., Smets F. (2001), *The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence From VAR Analysis*, „Working Paper Series”, Vol. 91, European Central Bank.

Robertson J.C., Tallman E. W. (1999), *Vector Autoregressions: Forecasting and Reality*, „Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review”, No. Q1.

Sims C.A. (1980), *Macroeconomica and reality*, „Econometrica”, Vol. 48.

