

ANALIZA WPŁYWU ZMIAN KURSU WALUTOWEGO NA INFLACJĘ W POLSCE ZA POMOCĄ MODELU VECM

KRZYSZTOF MALCZYK

e-mail: krzysztof.malczyk@onet.eu

Praca została przedstawiona przez autora 9 lipca 2010 r. na sesji *Współczesna ekonometria w badaniach empirycznych młodych ekonomistów*, którą zorganizowały: Komisja Nauk Ekonomicznych Polskiej Akademii Umiejętności, Komisja Nauk Ekonomicznych i Statystyki Oddziału PAN w Krakowie, Katedra Ekonometrii i Badań Operacyjnych Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

ABSTRACT

K. Malczyk. *Exchange Rate Pass-Through to Inflation in Poland: VECM Analysis*. Folia Oeconomica Cracoviensia

This paper applies Vector Error Correction (VEC) methodology to investigate effects of exchange rate shocks to inflation and price setting processes in Poland, since National Bank of Poland (NBP) have adopted inflation targeting policy and floating exchange rate regime in 1998. The size and the speed of the pass-through at different stage of pricing chain (import prices, producer prices, consumer prices) is measured by impulse response function (IRF). In addition, the relative importance of the exchange rate shocks using forecast errors variance decompositions from the estimated VECM is investigated. The results are interpreted in the context of NBP's conduct of monetary policy, in the prospect of euro area accession.

KEY WORDS — SŁOWA KLUCZOWE

exchange rate, inflation, monetary policy, Vector Error Correction Model

kurs walutowy, inflacja, polityka pieniężna, wektorowy model korekty błędów

1. WPROWADZENIE

Celem niniejszego artykułu jest przedstawienie wyników analizy wpływu zmian kursu walutowego oraz procesów je kształtujących na ceny i inflację w Polsce, od momentu wprowadzenia przez Narodowy Bank Polski strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, to jest od roku 1998.

Na przestrzeni ostatnich dwóch dekad, zjawisko przenoszenia zmian kursu na ceny (ang. *exchange rate pass-through*) w gospodarkach krajów wysoko uprzemysłowionych stało się przedmiotem intensywnych analiz zarówno o charakterze teoretycznym, jak i empirycznym (m.in. McCarthy [1999], Hahn [2003], Bussiere [2007], Landau i Skudelny [2009]). Natomiast w przypadku polskiej gospodarki można stwierdzić, iż właściwe i kompletne poznanie mechanizmu przenoszenia zmian kursowych na ceny nie zostało jeszcze dokonane. Aspekty analizowanego zjawiska pojawiają się w pracach analitycznych Narodowego Banku Polskiego (m. in. Kokoszcyński i in. [2002], Cholewiński [2008], Grabek i in. [2008]). Teoretyczne zależności między kursem a cenami szeroko przedstawia Misztal [2008], [2009].

Zmiany polityki pieniężnej, perspektywa członkostwa Polski w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, a także efekty kryzysu gospodarczego ostatnich lat, stanowią przesłankę do ciągłej aktualizacji prowadzonych badań, zarówno poprzez wykorzystywanie możliwie najświeższych danych, jak i udoskonalanie wykorzystywanych metod ekonometrycznych. Niniejszy artykuł podejmuje próbę szerszej ilustracji efektu *pass-through* w rodzimej gospodarce.

W rozdziale drugim przedstawione zostaną teoretyczne założenia dotyczące istoty oraz determinant niepełnego przenoszenia zmian kursowych na ceny, ze szczególnym naciskiem na relacje łączące badane zjawisko z polityką pieniężną. Rozdział trzeci poświęcony zostanie teoretycznemu zaprezentowaniu modeli SVAR i SVECM oraz formalnemu przedstawieniu wskaźnika służącego do pomiaru efektu przenoszenia zmian kursowych na ceny. W rozdziale czwartym przedstawione zostaną wyniki wstępnych analiz rzeczywistych danych i zaprezentowane konkluzje analiz ich statystycznych własności. Rozdział piąty przedstawiać będzie ocenę siły i szybkości przenoszenia się zmian kursu walutowego na ceny i inflację, do czego wykorzystane zostaną funkcja reakcji na bodźce i dekompozycja wariancji błędu prognozy.

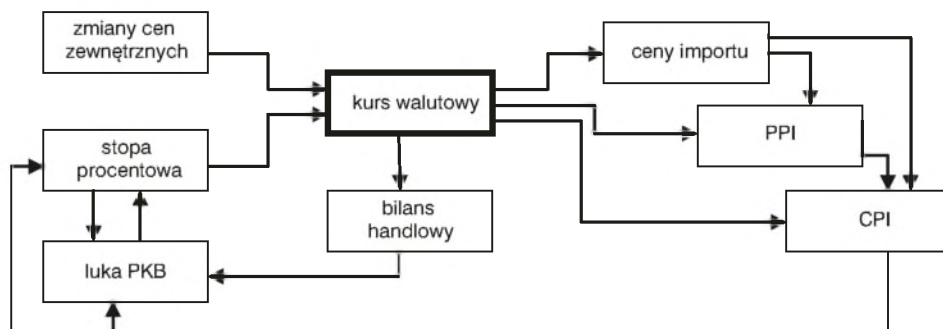
2. ISTOTA I PRZYCZYNY NIEPEŁNEGO PRZENOSZENIA ZMIAN KURSU WALUTOWEGO NA CENY

W literaturze ekonomicznej spotkać można dwa ujęcia efektu przenoszenia zmian kursu na ceny wewnętrzne. Ghosh i Rajan [2009] definiują to pojęcie jako stopień wrażliwości cen dóbr importowanych na jednoprocenową zmianę kursu walutowego wyrażonego w walucie importera. Jednak, jak zauważają Hall i Taylor [2007], w przypadku tzw. małych gospodarek otwartych z kursem walutowym związany jest ściśle również krajowy ogólny poziom cen. Towary importowane bezpośrednio konkurują z produktami krajowymi, natomiast dobra eksportowe sprzedawane są po cenach światowych. Stopień wpływu zmian kursu na ogólny poziom cen w kraju jest więc o wiele szerszy (por. Ihrig i in. [2007]). Dodatkowo

zmiany kursu poprzez wpływ na konkurencyjność eksportu determinują zmiany produkcji, co z kolei wpływa na ceny krajowe. Kanał kursowy jest też ogniwem transmisji szoków zewnętrznych.

W związku z powyższym można spotkać ujęcie szersze opisywanego zagadnienia, w którym to efekt *pass-through* rozumiany jest jako łączna reakcja zmian różnych czynników takich jak: szoki podażowe (zmiany cen zewnętrznych) i szoki popytowe (zmiany luki popytowej) na wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI) (Kokoszyczyński i in. [2002]). Transmisja w tym przypadku przebiega nie tylko bezpośrednio (poprzez ceny dóbr importowanych), ale też kanałem pośrednim poprzez wpływ cen importu zaopatrzeniowego wywołujący zmiany cen produkcji sprzedanej przemysłu (PPI). Dodatkowo wahania cen wewnętrznych wpływając na popyt krajowy zmieniają wielkość luki popytowej, co z kolei determinuje dalsze zmiany wskaźnika CPI.

Kurs walutowy jest również jednym z kanałów transmisji impulsów polityki pieniężnej. Spadek wewnętrznej stopy procentowej prowadzi do obniżenia się atrakcyjności inwestycyjnej kraju. Implikuje to odpływ kapitału krótkoterminowego pociągający za sobą deprecjację rodzimej waluty. Spadek kursu korzystnie wpływa na konkurencyjność eksportu, natomiast pogarsza warunki importu, co sprzyja poprawie bilansu handlowego. Rośnie krajowa produkcja i umacnia się wzrost gospodarczy. Odwrotny wpływ na gospodarkę będzie miał wzrost stopy procentowej (szerzej Kaźmierczak [2008] s. 124–125). Wszystkie wymienione zależności obrazuje schemat 1.



Źródło: opracowanie własne.

Schemat 1. Mechanizm wpływu zmian kursu walutowego na ceny

Szukając przyczyn niepełnego przekładania się zmian kursu na ceny, w jednej z pierwszych prac empirycznych analizujących opisywane zagadnienie, Dornbusch [1987] rozważa takie jego determinanty jak: udział importu w rynku kraju przeznaczenia, stopień homogeniczności i substytucyjności dóbr oraz skalę

rywalizacji eksporterów. Jeśli udział towarów zagranicznych w danym rynku jest wysoki, eksporterzy będą skłonni absorbować negatywne zmiany kursu walutowego w celu utrzymania konkurencyjności swoich produktów i zachowania udziałów w rynku. Podobnie będzie w sytuacji, gdy oferowane dobra konsumenci będą w stanie zastąpić produktami krajowymi. Zatem im rynek jest bardziej konkurencyjny, tym efekt *pass-through* jest mniejszy. Dodatkowo autor wymienia koszty transportu i dystrybucji zmniejszające skalę spadku cen w wyniku aprecjacji waluty importera.

Nie bez znaczenia są też tzw. koszty menu, czyli obciążenia jakie ponoszą sprzedawcy zmuszeni do częstych zmian cen. Dlatego wahania kursu uznawane za krótkotrwałe lub niewielkie mogą pozostać bez odzwierciedlenia w cenach sprzedaży dóbr. Niemniej jednak Pollard i Coughlin [2004] dowodzą, że gdy o skali przenoszenia decydują jedynie koszty menu, w długim okresie możemy mówić o pełnym efekcie *pass-through*.

Skala przenoszenia zmian kursu na ceny determinowana może być przez celowe zachowania producentów, w szczególności stosowaną przez nich strategię cenową i wybór waluty fakturowania sprzedaży (por. Fukuda i Ono [2006], Campa i Goldberg [2002]). Strategia ustalania cen w walucie lokalnej (*local currency pricing, LCP*) będzie przyczyniać się do nominalnej sztywności cen na rynku docelowym, czyli niskiego stopnia przenoszenia zmian kursowych (Devereux i Engel [2003]). Misztal [2008] dodaje, że konsekwencją wyboru takiej strategii będą dostosowania jedynie w wolumenie importu. Do odmiennych rezultatów prowadzi strategia ustalania cen w walucie kraju eksportera (*producer currency pricing, PCP*), w którym to przypadku mamy do czynienia z bezpośrednim przenoszeniem zmian kursowych na ceny importu.

Anderton [2003] analizując różnice w efekcie *pass-through* między Stanami Zjednoczonymi a krajami Unii Europejskiej także opiera się na czynnikach mikroekonomicznych. Autor konkluduje, że im wyższa elastyczność cenowa popytu na towary importowane tym mniejsza skłonność producentów do przenoszenia zmian kursu na ceny. Skłonność ta natomiast rośnie wraz ze wzrostem elastyczności cenowej podaży dóbr importowanych. Istotna wydaje się też inna konkluzja autora, mówiąca o względnie niskim stopniu przekładania się zmian kursowych w przypadku krajów członkowskich UE ubiegających się o członkostwo w strefie euro. Można zatem wysnuć wniosek, że perspektywa wejścia Polski do strefy euro może stabilizować ceny handlu międzynarodowego, gdyż wahania kursowe mogą być postrzegane jako tymczasowe i przemijające.

Wpływ zmian kursowych na ceny może również zależeć od prowadzonej przez władze monetarne danego kraju polityki pieniężnej, w tym polityki kursu walutowego. Taylor [2000] twierdzi, że skala przenoszenia zmian kursowych jest niższa w krajach o niższej inflacji, gdzie polityka monetarna ma bardziej stabilny charakter. W warunkach uporczywej inflacji firmy nie będą postrzegać wahań kursowych jako krótkotrwałych, stąd większa ich skłonność do dostosowań ce-

nowych. Założenie to znalazło potwierdzenie w analizach empirycznych (por. Choudhri i Hakura [2006], Ca' Zorzi, Hahn i Sanchez [2007]).

Warto zaznaczyć, że kanał kursowy polityki pieniężnej wydaje się mieć istotne znaczenie w przypadku możliwego przystąpienia Polski do strefy euro. Od stopnia podobieństwa pomiędzy mechanizmami transmisji polityki pieniężnej (w tym reakcji na szoki walutowe) zależy będzie adekwatność i skuteczność wspólnej polityki monetarnej dla polskiej gospodarki. Wymienione wyżej prace dostarczają wniosków, że stopień przenoszenia zmian kursowych na ceny jest wyższy w gospodarkach wschodzących niż w krajach gospodarczo zaawansowanych. Ca' Zorzi, Hahn i Sanchez [2007] argumentują, że może to zależeć od wyboru reżimu kursowego i obawą przed rzeczywistym pełnym upłynięciem kursu (*fear of floating*). Sławiński [2007] uzasadnia, że banki centralne zwłaszcza krajów rozwijających się często unikają prowadzenia swobodnej polityki pieniężnej (czego warunkiem jest kurs płynny), bojąc się właśnie wywoływania dużych wahań kursowych.

Wraz z rozwojem badań nad wpływem zmian kursowych na ceny większą wagę zaczęto przykładac do analiz efektu *pass-through* w kontekście polityki stabilizacyjnej banku centralnego oraz reakcji na szoki krajowe i zewnętrzne (m.in. Hahn [2003]; Ito, Sasaki i Sato [2005]). Pojawiły się pytania, jak zmienność kursu przekłada się na inflację konsumenta (CPI) oraz wzrost gospodarczy, tym samym jaka powinna optymalna polityka pieniężna przy wykazanym niepełnym przełożeniu zmian kursowych na ceny. Na przykładzie wysoce otwartych gospodarek Szwecji i Wielkiej Brytanii, Bernanke i in. [1999] pokazują, że niska inflacja może być rezultatem wprowadzenia przez banki centralne Szwecji i Wielkiej Brytanii strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Bardzo znikomy wpływ zmian kursu na inflację konsumenta potwierdza też szereg badań empirycznych (por. m.in. McCarthy [1999], Gagnon i Ihrig [2004]).

Mishkin [2008] zaznacza jednak, że współzależność między niewielkim efektem *pass-through* a niską inflacją utrzymywać będzie się tak długo, jak władze monetarne będą zdecydowanie reagować na szoki, mogące niekorzystnie wpłynąć na dynamikę cen. Autor dodaje również, że analizy stwierdzające niski wpływ zmian kursowych na inflację w rzeczywistości ukazują uśredniony efekt z różnych okresów, a rzeczywiste reakcje zależą od tego, jaki konkretnie szok dotknął gospodarkę.

Dlatego też istotne wydają się badania prowadzone na aktualnych danych, ujmujące dynamicznie zmieniające się otoczenie gospodarcze. W przypadku Polski będą to czynniki wewnętrzne takie jak zmiany reżimu kursowego i całej strategii polityki pieniężnej, oraz zewnętrzne związane m. in. z akcesją do Unii Europejskiej czy skutkami kryzysu światowego ostatnich lat. Pytanie o zależność między kursem a inflacją wydaje się istotne szczególnie w perspektywie wejścia do strefy euro i związanej z tym konieczności spełnienia zarówno kryterium niskiej inflacji, jak i stabilnego kursu.

3. SPECYFIKACJA MODELU

Analiza opisanego we wprowadzeniu zagadnienia wymaga uporządkowania opisu powiązań między wymienianymi wielkościami ekonomicznymi. Powszechnymi narzędziami stosowanymi w analizie polityki ekonomicznej (a w szczególności polityki pieniężnej) są — zaproponowane przez Simsa [1980] — strukturalne modele wektorowej autoregresji (*Structural Vector Autoregressions*, SVAR) (Charemza i Deadman [1997] s. 155, Kokoszcyński [2004] rozdz. 7).

Niech punktem wyjścia będzie K -wymiarowy model VAR(p) zapisany w formie zredukowanej:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

gdzie y_t jest wektorem obserwowalnych zmiennych o wymiarach $(K \times 1)$, $A_j (j = 1 \dots p)$ to $(K \times K)$ wymiarowe macierze parametrów stojących przy opóźnionych zmiennych endogenicznych, natomiast u_t reprezentuje K -wymiarowy białoszumowy gaussowski składnik losowy $u_t \sim iin(\mathbf{0}, \Sigma_u)$.

Przy założeniu stacjonarności zmiennych równanie (1) można przedstawić w postaci reprezentacji wektorowej średniej ruchomej (*Vector Moving Average*, VMA) (Lütkepohl [2005]):

$$y_t = u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \Phi_2 u_{t-2} + \dots \quad (2)$$

gdzie

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-1} A_j, \quad s = 1, 2, \dots \quad (3)$$

oraz $\Phi_0 = I_K$ i $A_j = 0$ dla $j > p$.

Reprezentacja w postaci VMA jest pomocna w wyprowadzeniu podstawowego narzędzia w badaniu czyli funkcji reakcji na bodziec (*impulse response function*, IRF). Określa ona dynamiczną reakcję zmiennej w modelu VAR na zaburzenie składnika losowego. Formalnie, (i, j) -ty element macierzy Φ_s obrazuje wpływ jednostkowego zaburzenia, które dotknęło zmienną j w momencie t , na i -tą zmienną w modelu, po upływie s okresów od momentu t .

Niestety, przy założeniach modelu (1), wartości funkcji reakcji mogą nie odzwierciedlać relacji między jedynie dwiema zmiennymi. Wynika to z możliwości wystąpienia jednoczesnych korelacji między składnikami losowymi poszczególnych równań (macierz Σ_u nie jest diagonalna). Sposobem na przewyżczenie problemu jednoczesnych korelacji między składnikami losowymi modelu (1) jest przedstawienie go w postaci strukturalnej:

$$B^{-1} y_t = B^{-1} A_1 y_{t-1} + \dots + B^{-1} A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Należy dodać, że macierz B jest nieosobliwa wymiaru $(K \times K)$. Natomiast wektor ε_t nazywany jest wektorem strukturalnych innowacji. Modele (1) i (4) łączy zależność:

$$u_t = B\varepsilon_t \quad (5)$$

W związku z powyższym zachodzi relacja $\Sigma_u = B\Sigma_\varepsilon B'$, co przy założeniu braku korelacji i jednostkowych wariancji elementów ε_t , tj. $\Sigma_\varepsilon = I_K$, czyli $\varepsilon_t \sim iin(0, 1_K)$ daje następującą postać macierzy kowariancji składnika losowego u_t :

$$\Sigma_u = BB'. \quad (6)$$

Widać więc, że wyjściowy model (1) można interpretować jako jedną z wersji modelu strukturalnego (4). Do identyfikacji modelu potrzebne jest nałożenie restrykcji na macierz B. Z własności symetrii macierzy kowariancji otrzymuje się $K(K+1)/2$ restrykcji. Do określenia identyfikowalności modelu strukturalnego niezbędne jest nałożenie dodatkowych $K(K-1)/2$ restrykcji. W niniejszym badaniu macierz B została otrzymana w wyniku dekompozycji Choleskiego macierzy kowariancji Σ_u . W tym przypadku macierz B jest macierzą trójkątną dolną, a cały model ma strukturę rekursywną. Każda kolumna macierzy B jest identyfikowalna z dokładnością do znaku.

Przy takim sposobie identyfikacji, postać (2) modelu można zapisać następująco:

$$y_t = \Lambda_0 \varepsilon_t + \Lambda_1 \varepsilon_{t-1} + \dots \quad (7)$$

gdzie $\Lambda_i = \Phi_i B$ ($i = 0, 1, 2, \dots$). Macierze zawierają wartości tzw. ortogonalnych funkcji reakcji impulsowej, tj. po wyeliminowaniu jednoczesnych korelacji między składnikami losowymi poszczególnych równań. Takie rozwiązanie pozwala wykorzystać kolejne narzędzie interpretacyjne w analizie modeli VAR jakim jest dekompozycja wariancji błędu prognozy.

Jeśli do oznaczenia (i, j) -tego elementu macierzy Λ_s użyje się oznaczenia $\lambda_{ij,s}$ to wariancję błędu prognozy $y_{k,T+h} - y_{k,T+h|T}$ można zapisać jako

$$\sigma_k^2(h) = \sum_{s=0}^{h-1} (\lambda_{k1,s}^2 + \dots + \lambda_{kK,s}^2) = \sum_{j=1}^K (\lambda_{kj,0}^2 + \dots + \lambda_{kj,h-1}^2) \quad (8)$$

Wyrażenie $(\lambda_{kj,0}^2 + \dots + \lambda_{kj,h-1}^2)$ interpretuje się jako udział zmiennej j w wariancji błędu prognozy zmiennej k dla horyzontu h . Po podzieleniu powyższego wyrażenia przez $\sigma_k^2(h)$ otrzymuje się procentowy udział zmiennej j w wariancji błędu prognozy zmiennej k dla h -tego okresu prognozy:

$$\omega_{kj}(h) = \frac{\lambda_{kj,0}^2 + \dots + \lambda_{kj,h-1}^2}{\sigma_k^2(h)} \quad (9)$$

Estymacja modelu SVAR jest zasadna przy założeniu kowariancyjnej stacjonarności zmiennych. Może być tak, że dane niestacjonarne kategorie ekonomiczne zmieniają się w zbliżony do siebie sposób, a łączące je relacje mają trwałe i długookresowy charakter, będący wynikiem wspólnego trendu stochastycznego. W takim przypadku kombinacje liniowe między zmiennymi mogą

być stacjonarne. Jeśli istnieje długookresowy związek między zmiennymi, a odchylenia od długookresowej ścieżki równowagi są stacjonarne to zmienne takie nazywa się skointegrowanymi (Charemza i Deadman [1997]). Pominięcie faktu, że zmienne mogą się ze sobą kointegrować, prowadzić będzie do utraty istotnej informacji w modelowaniu i pozbawienia modelu własności długookresowych (por. Charemza i Deadman [1997], Favero [2001]).

Narzędziem pozwalającym na analizę szeregów skointegrowanych, dekompozycję ich zmienności na relacje długookresowe, krótkookresowe wahania i losowe zaburzenia (a także eliminującym wspólne trendy stochastyczne) są wektorowe modele korekty błędu (*Vector Error Correction Model*, VECM) (Johansen [1988]).

Zredukowaną formę K -wymiarowego modelu VAR(p) postaci (1) można przekształcić do następującej postaci:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (10)$$

gdzie:

$$\Pi = -(I_K - A_1 - \dots - A_p), \quad (11)$$

zaś dla $p > 1$

$$\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p), \quad (12)$$

$$i = 1, \dots, p-1$$

Jeśli rząd macierzy Π równa się r i spełniony jest warunek $1 \leq rz(\Pi) \leq K - 1$, to można dokonać dekompozycji macierzy Π na iloczyn dwu macierzy pełnego rzędu kolumnowego, mianowicie

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (13)$$

gdzie α i β mają wymiary $(K \times r)$. W takim przypadku zapisaną równaniem (10) formę modelu VAR nazywa się wektorowym modelem korekty błędu (VECM). Macierz β zwana jest macierzą kointegrującą, a każda kolejna jej kolumna odpowiada wektorowi kointegrującemu liniowo niezależnemu od pozostałych, wyznaczającemu równowagę długookresową. Iloczyn $\beta' y_t$ jest stacjonarny i stanowi jeden z r mechanizmów korekty błędu. Macierz α określa szybkość, z jaką dokonuje się korekta odchyżeń poszczególnych zmiennych od równowagi długookresowej, stąd zwana jest macierzą dostosowań (por. Charemza i Deadman [1997], Syczewska [2007]).

Model VECM można traktować jako zredukowaną postać strukturalnego wektorowego modelu korekty błędu (SVECM), który z kolei jest izomorficznym przekształceniem modelu SVAR. Dla zdefiniowanego równaniem (4) modelu SVAR odpowiadająca mu postać SVECM przedstawia się następująco:

$$B^{-1} y_t = B^{-1} \alpha \beta' y_{t-1} + B^{-1} \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (14)$$

gdzie wszystkie oznaczenia pozostają niezmiennie, tj. y_t jest K -wymiarowym wektorem obserwowalnych zmiennych, α i β są odpowiednio macierzami dostosowań i kointegrującą o wymiarach $(K \times r)$, $\Gamma_j (j = 1 \dots p - 1)$ to $(K \times K)$ wymiarowe macierze parametrów krótkookresowych, natomiast ε_t reprezentuje K -wymiarowy białoszumowy składnik losowy $\varepsilon_t \sim iin(0, I_K)$ i zachowana jest zależność (5).

Zgodnie z koncepcją wysuniętą przez McCarthy'ego [1999] siłę przełożenia zmian kursowych na ceny można mierzyć jako stosunek skumulowanej zmiany odpowiedniego agregatu cenowego, jaka nastąpiła od momentu zmiany kursu, do łącznej zmiany kursu walutowego, która tę zmianę cen wywołała. Powyższa zależność równa jest stosunkowi wartości funkcji reakcji danego agregatu cenowego w momencie $t + s$ na szok kursowy powstały w momencie t , do wartości funkcji reakcji kursu walutowego na innowację, która tę zmianę wywołała. Zależność tę dla cen importu można zapisać jako:

$$PT_{t,t+s} = \frac{IRF(imp, \mathbf{\varepsilon}^{neer}, s)}{IRF(neer, \mathbf{\varepsilon}^{neer}, s)} \quad (15)$$

gdzie $IRF(i, j, s) = \partial y_{i,t+s} / \partial \varepsilon_{jt}$ oznacza wartość odpowiedniej funkcji reakcji na impuls, a *imp* oraz *neer* oznaczają odpowiednio ceny importu oraz kurs walutowy.

Współczynnik zdefiniowany równaniem (15) można wykorzystać do analizy reakcji cen jak i pozostałych wielkości ekonomicznych na zaburzenia innych składników losowych (pamiętając, że szoki powinny być wzajemnie nieskorelowane, co przy założeniu łącznej normalności oznacza ich niezależność stochastyczną).

Zgodnie z zależnościami przedstawionymi na schemacie 1, przedmiotem zainteresowania jest analiza przenoszenia zmian kursowych nie tylko na ceny towarów importowanych, lecz także przekładanie się tych zmian na poszczególnych etapach łańcucha cenowego, tj. od cen importu, poprzez ceny produkcji sprzedanej przemysłu (PPI), aż do cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI) (por. Blanchard [1982]). Należy przy tym zaznaczyć, że zmiany kursu mogą oddziaływać na ceny na poszczególnych etapach w sposób bezpośredni lub być efektem przeniesienia zmian z poprzedniego ogniwa, co ze względu na wpływ na szybkość i siłę zjawiska *pass-through* uwzględniono podczas formalizacji modelu. Dodatkowo, w celu precyzyjnego opisu zmian kursu walutowego do analizy włączono te czynniki, które dotykając gospodarkę w istotny sposób wpływają na zmienność kursu, przede wszystkim takie jak zewnętrzne szoki popytowe i podażowe. Nie można też pominąć efektów wpływu polityki pieniężnej na cały modelowany system.

Bazując na pracach McCarthy'ego [1999] i Hahn [2003] zaproponowano łańcuch transmisji, mający oddawać przyczynowo-skutkowy charakter przenoszenia się zaburzeń między zmiennymi, w tej samej jednostce czasu (por. definicję

łańcucha dystrybucji zaproponowaną przez Cholewińskiego [2008]). Odpowiednie uporządkowanie zmiennych jest niezwykle istotne, gdyż może stanowić przesłankę teoretyczną do narzucenia odpowiedniej struktury na macierz B w opisanym uprzednio modelu SVAR.

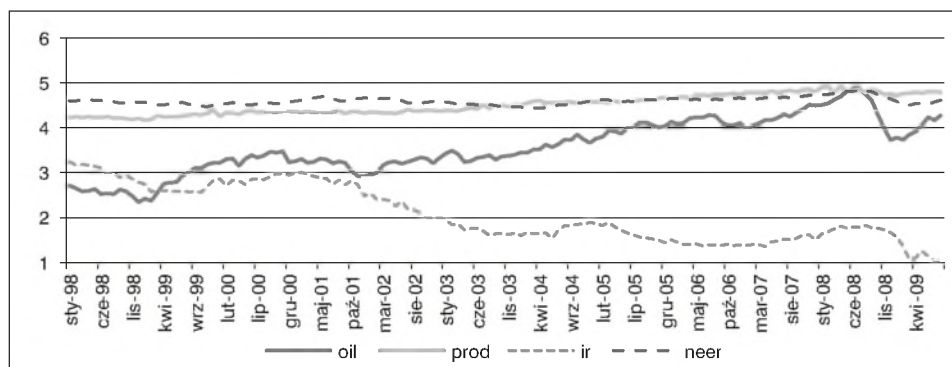
Na pierwszych dwóch miejscach łańcucha umiejscowione zostały zmienne oddające efekty szoków odpowiednio podaźowych (*oil*) i popytowych (*prod*). Oznacza to, że szoki podaźowe wpływają jednocześnie na wszystkie pozostałe zmienne w systemie, natomiast nie ma zależności odwrotnej. Szoki popytowe w tej samej jednostce czasu wpływać będą na wszystkie zmienne za wyjątkiem pierwszej, itd. Na trzecim miejscu umiejscowiono zmienną reprezentującą narzędzie banku centralnego (*ir*), co oznacza, że reakcje władz monetarnych natychmiastowo uwzględniają zmiany czynników umiejscowionych na pierwszym i drugim miejscu. Odwrotną kolejność między stopą procentową a zmienną obrazującą popytową stronę gospodarki zaobserwować można w pracy Hahn [2003], która argumentuje, że dane o PKB dostępne są z opóźnieniem, wobec czego bardziej zasadne wydaje się umiejscowienie tej zmiennej na trzeciej pozycji. Zdaniem autora ciężko utrzymać to założenie, ze względu na ewidentne opóźnione efekty decyzji władz monetarnych w sferze realnej. Kolejną zmienną w łańcuchu jest kurs walutowy (*neer*). Jego zmienność w danym okresie będzie determinowana przez szoki podaźowe, popytowe oraz nieoczekiwane zmiany stopy procentowej, które miały w tym okresie miejsce. Ostatnie trzy elementy łańcucha to odpowiednio ceny importu (*imp*), producenta (*ppi*) i konsumenta (*cpi*), co odzwierciedla poszczególne etapy produkcji bądź dystrybucji dóbr.

Na podstawie opisu przedstawionego powyżej można przedstawić konkretny wektor zmiennych endogenicznych postaci: $y_t = [oil_t, prod_t, ir_t, neer_t, imp_t, ppi_t, cpi_t]'$ natomiast zapis równania (5) dla przyjętych oznaczeń zmiennych będzie miał postać:

$$\begin{bmatrix} u_t^{oil} \\ u_t^{prod} \\ u_t^{ir} \\ u_t^{neer} \\ u_t^{imp} \\ u_t^{ppi} \\ u_t^{cpi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & & & & & & \\ b_{21} & b_{22} & & & & & \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & & & & \\ b_{41} & b_{33} & b_{34} & b_{44} & & & \\ b_{51} & b_{34} & b_{35} & b_{45} & b_{55} & & \\ b_{61} & b_{35} & b_{36} & b_{46} & b_{56} & b_{66} & \\ b_{71} & b_{36} & b_{37} & b_{47} & b_{57} & b_{67} & b_{77} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathcal{E}_t^{oil} \\ \mathcal{E}_t^{prod} \\ \mathcal{E}_t^{ir} \\ \mathcal{E}_t^{neer} \\ \mathcal{E}_t^{imp} \\ \mathcal{E}_t^{ppi} \\ \mathcal{E}_t^{cpi} \end{bmatrix} \quad (16)$$

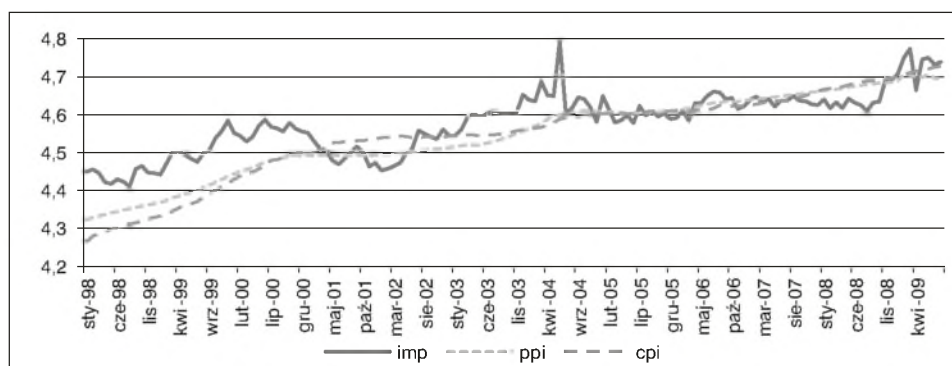
4. WSTĘPNE ANALIZY BADANYCH SZEREGÓW CZASOWYCH

Podstawę badania stanowi następujący zbiór zmiennych: *oil* — logarytm naturalny średniej światowej ceny baryłki ropy naftowej (w USD), *prod* — logarytm naturalny wyrównanego sezonowo indeksu produkcji przemysłowej w Polsce (2005=100), *ir* — logarytm naturalny średniej rocznej rynkowej stopy procentowej 1-miesięcznych lokat międzybankowych (WIBOR 1M, Warsaw Interbank Offer Rate), *neer* — logarytm naturalny indeksu nominalnego efektywnego kursu walutowego złotego (2005=100) oraz wyrównane sezonowo logarytmy naturalne indeksów cen: *imp* — importu do Polski (2005=100), *ppi* — produkcji sprzedanej przemysłu w Polsce (2005=100), *cpi* — koszyka towarów i usług konsumpcyjnych w Polsce (2005=100).



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 1. Ceny ropy naftowej oil_t , produkcja przemysłowa $prod_t$, stopa procentowa ir_t , kurs walutowy $neer_t$ (logarytmy naturalne)



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 2. Indeksy: cen importu imp_t , cen producenta ppi_t , cen konsumenta cpi_t (logarytmy naturalne)

Wykorzystane dane obejmują okres od stycznia 1998 roku do sierpnia 2009 roku, co stanowi 140 miesięcznych obserwacji. Aby zachować interpretacyjną spójność wyników, początek rozważanego okresu wiąże się z wprowadzeniem kluczowych zmian instytucjonalnych w NBP oraz zmianą strategii polityki pieniężnej na bezpośredni cel inflacyjny. Dodatkowo należy podkreślić, że okres od lutego 1998 uważany jest za faktyczny początek obowiązywania systemu kursu płynnego (Sławiński [1999]), pamiętając jednocześnie, że obowiązująca do kwietnia 2000 r. miesięczna administracyjna deprecjacja złotego, mogła determinować zachowania podmiotów gospodarczych ustalających ceny na rynku krajowym. Jest to istotne w analizie zjawiska *pass-through*, którego poziom może zależeć od reżimu kursowego. Koniec wybranego okresu (sierpień 2009) wiąże się z dostępnością danych w momencie rozpoczęcia analizy.

W celu analizy stopnia zintegrowania procesów generujących szeregi wykorzystane zostały testy pierwiastka jednostkowego Dickeya i Fullera, Phillipsa i Perrona oraz test stacjonarności KPSS (dokładne wyniki analizy przedstawia Malczyk [2010]). Wyniki testów wskazały na stacjonarność pierwszych przyrostów cen ropy naftowej, indeksu produkcji przemysłowej (czyli dynamiki produkcji) oraz kursu walutowego. W przypadku stopy procentowej testy ADF i PP bez zmiennych deterministycznych wskazały na stacjonarność na poziomach, lecz gdy zmniejszono poziom istotności do 0,01 nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Może to sugerować błąd II rodzaju, tym bardziej, że pozostałe testy sugerowały wynik odmienny. Z analizy wykresu (patrz wykres 1) wynika, że badany szereg nie jest generowany przez proces stacjonarny, wobec czego uznano, że jest zintegrowany w stopniu pierwszym. W przypadku szeregów tworzących łańcuch cenowy wątpliwości nie budziły jedynie rezultaty testów cen importu, wskazujące na stacjonarność ich pierwszych przyrostów czyli inflacji importu. Nie ma natomiast jednoznacznej odpowiedzi na pytanie czy stacjonarne są inflacja producenta oraz inflacja konsumenta. Wartości statystyk w testach ADF oscylują na granicy odrzucenia hipotezy zerowej. Co więcej, zaobserwować można wzrost ich wartości wraz ze zbliżaniem się obliczonej pomocniczo wartości statystyki DW do 2. W związku z tym wyniki sugerujące odrzucenie H_0 mogą być zafalszowane występowaniem autokorelacji składnika losowego w równaniu regresji. Stacjonarność inflacji sugerują natomiast testy PP Testy KPSS nie dają jednoznacznych rozstrzygnięć.

Przyglądając się problemowi od strony teoretycznej należy zauważyć, że okres transformacji w Polsce łączy się z prowadzeniem przez władze monetarne polityki dezinflacyjnej. Może to sugerować, że indeksy cenowe są szeregami zintegrowanymi w stopniu drugim (Majsterek [2008]). Z drugiej strony okres analizy nie obejmuje pierwszych lat przemian, kiedy władze monetarne walczyły z uporczywą inflacją. Natomiast późniejsze wprowadzenie strategii BCI przyczyniło się do stabilizacji zmienności inflacji.

Biorąc pod uwagę powyższe argumenty, ciężko jednoznacznie rozstrzygnąć o stopniu integracji indeksów PPI i CPI (konkluzje testów stopnia zintegrowania szeregów czasowych przedstawia tabela 1). W związku z tym, dalsza analiza przeprowadzona została w dwóch wariantach, uwzględniających przypadki: zintegrowania inflacji producenta i konsumenta w stopniu pierwszym oraz traktującym te szeregi jako stacjonarne. Rozważone zostały 2 warianty wektora zmiennych endogenicznych:

$$\text{Wariant I: } y_t^{(I)} = (oil_t, prod_t, ir_t, neer_t, imp_t, ppi_t, cpi_t)'$$

$$\text{Wariant II: } y_t^{(II)} = (oil_t, prod_t, ir_t, neer_t, imp_t, \Delta ppi_t, \Delta cpi_t)'$$

Tabela 1

Podsumowanie analizy stacjonarności szeregów czasowych

Zmienna	ADF	PP	KPSS	Decyzja
<i>oil</i>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<i>prod</i>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<i>neer</i>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<i>ir</i>	I(0)/I(1)	I(0)/I(1)	I(1)	I(1)
<i>imp</i>	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<i>ppi</i>	I(1)/I(2)	I(1)	I(1)	I(1)/I(2)
<i>cpi</i>	I(1)/I(2)	I(1)	I(1)/I(2)	I(1)/I(2)

Źródło: opracowanie własne.

W badaniu założono, że każdy z wariantów zawiera zmienne zintegrowane w stopniu pierwszym, to jest: $y_t^{(I)} \sim I(1)$ jak i $y_t^{(II)} \sim I(1)$, tym samym analizie zostało poddane występowanie potencjalnej kointegracji typu CI(1,1). Należy przy tym zaznaczyć, że obniżenie stopnia integracji zmiennych I(2) do I(1) poprzez różnicowanie nie jest jedynym rozwiązaniem podczas analizy kointegracyjnej. Możliwe jest też przekształcenie modelu VECM do postaci pozwalającej analizować związki kointegracyjne typu CI (2,2), co rozszerza możliwość interpretacji ekonomicznych (por. Majsterek [2003], [2008]).

W celu odpowiedniego doboru rzędu opóźnień p , pomocniczo przeprowadzono analizę reszt modelu VAR. Ze względu na fakt, że analizowane poziomy zmiennych charakteryzują się trendem oraz niezerową średnią, wprowadzono do modelu odpowiednie zmienne deterministyczne. Dodatkowo włączona została zmienna sztuczna $impulse_t = 1$ dla $t = 78$, $impulse_t = -1$ dla $t = 79$ i $impulse_t = 0$ dla $t \neq 78$ i 79 . Okres 78 w szeregu oznacza czerwiec 2004 roku, miesiąc po wejściu polski do Unii Europejskiej. Dane cen importu wykazały w tamtym momencie chwilowy, silny wzrost, po czym sytuacja wróciła do równowagi, czyli inflacja importu w okresie 78 charakteryzuje się silnym skokiem oraz analogicznym

spadkiem w okresie następnym. W związku z tym zasadne wydaje się zniesienie wpływu tej zmiennej na oszacowania parametrów modelu (por. Cholewiński [2008]). Ostatecznie do dalszych analiz wykorzystano model postaci:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + CD_t + u_t \quad (17)$$

gdzie $D_t = [1, t, \text{impulse}_t]'$ jest wektorem zmiennych deterministycznych, a C macierzą współczynników stojących przy tych zmiennych.

W celu wyboru odpowiedniego rzędu opóźnienia dokonano analizy autokorelacji reszt oszacowane zostały modele VAR w obu wariantach, wychodząc od najmniejszego rzędu opóźnień, tj. $p = 1$. Następnie analizie poddawano składniki losowe tych modeli. Gdy wartość funkcji autokorelacji dla reszt modelu nie była zadowalająca zwiększano rząd opóźnienia, aż do momentu uzyskania wyników pozwalających uznać reszty za niewykazujące istotnej autokorelacji. Dla obu wariantów przy rzędzie opóźnienia $p = 3$ uznano, że składniki losowe nie wykazują istotnej autokorelacji. Inną konkluzją analizy było stwierdzenie, że poszerzenie modelu VAR o dodatkowe roczne opóźnienie mogłoby korzystnie wpłynąć na rozkład składnika losowego w tym równaniu. Zwiększenie rzędu opóźnień modelu, przy tak krótkim szeregu czasowym, prowadzi jednak do spadku istotności oszacowanych parametrów. W związku z tym rząd równy 3 uznano za wystarczający (szerzej Malczyk [2010]).

Ponadto przeprowadzono test Jarque-Berra na normalność rozkładu składników losowych w każdym z równań. Przy rzędzie opóźnienia $p = 3$ składniki losowe pięciu pierwszych równań można uznać za podlegające rozkładowi normalnemu. Natomiast zwiększanie liczby opóźnień (podczas badania wykonano analizy do VAR(6)) nie pozwala na uznanie za normalne składników losowych w dwóch ostatnich równaniach, zarówno w wariancie pierwszym jak i drugim. Szczegółową analizę reszt dla modelu z trzema opóźnieniami przedstawia tabela 2. Wartości współczynnika skośności oraz kurtozy dla równań cen producenta i konsumenta (wariant I) oraz ich odpowiednich pierwszych przyrostów (wariant II) znacznie odbiegają od wartości teoretycznych tych momentów dla rozkładu normalnego. Ciężko zatem utrzymać wyartykułowane w rozdziale trzecim, robocze założenie o normalności składnika losowego modelu VAR. Dla celu analizy kointegracji założenie to zostało nadal podtrzymane, przy czym należy pamiętać, że do wniosków płynących z tej analizy należy podchodzić ostrożnie.

W celu ustalenia rzędu kointegracji badanych szeregów wykorzystane zostały zaproponowane przez Johansena [1988] testy śladu oraz test największej wartości własnej. Ostatecznie wykorzystany został model postaci:

$$\Delta y_t = \Upsilon D_t + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + CD_t + u_t \quad (18)$$

gdzie $D_t = [1, \text{impulse}_t]'$.

Podsumowanie testu JB dla modelu z trzema opóźnieniami

	Wariant I				Wariant II			
	JB	p-value	skośność	kurtoza	JB	p-value	skośność	kurtoza
u_1	1,470	0,479	-0,192	2,662	2,192	0,334	-0,289	2,766
u_2	1,178	0,554	0,228	2,989	1,190	0,551	0,227	2,936
u_3	4,259	0,118	0,125	3,833	4,777	0,091	0,021	3,920
u_4	2,647	0,266	-0,338	2,892	5,667	0,058	-0,496	3,141
u_5	0,270	0,873	0,019	3,216	2,362	0,306	-0,138	3,586
u_6	1214,130	0,000	1,231	17,483	1062,417	0,000	1,614	16,358
u_7	34,577	0,000	0,601	5,128	21,885	0,000	0,412	4,791

Źródło: opracowanie własne.

Brak restrykcji na stałą w modelu oznacza, że poziomy zmiennych obserwowalnych mogą podlegać trendowi liniowemu, lecz jest on ortogonalny w stosunku do przestrzeni kointegracyjnej. Innym rozwiązaniem byłoby włączenie trendu lub stałej do przestrzeni kointegracyjnej. Takie warianty modeli, zgodnie z sugestiami Lütkepohla [2005] (podrozdział 8.2.8), były testowane za pomocą testów logarytmu wiarygodności. Konkluzją tej procedury było stwierdzenie, że najlepszym modelem jest ten zaproponowany równaniem (18).

W celu doboru odpowiedniej liczby opóźnień w modelu, oprócz analizy reszt posłużono się dodatkowo sugerowanymi w literaturze kryteriami informacyjnymi: Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannana-Quinna (HQ), końcowym błędem predykcji wewnątrzpróbkowej (ang. *Final Prediction Error*, FPE) oraz testem logarytmu wiarygodności (LR). Ponieważ wykorzystane procedury dostarczyły różnych rezultatów, testy rzędu kointegracji wykonane zostały dla liczby opóźnień modelu VAR od 1 do 7. Wyniki przedstawia tabela 3. W ostatniej kolumnie każdego z wariantów zaznaczono, czy na dany rząd opóźnień wskazywało jakiegokolwiek kryterium.

Jeden rząd opóźnień, mimo wskazań kryteriów HQ i SC odrzucono, gdyż w modelu VECM oznaczałoby to brak opóźnionych przyrostów. Na podstawie analizy reszt modelu VAR podjęto również decyzję o wykluczeniu rzędu opóźnień równego dwa. W przypadku trzech opóźnień w wariancie pierwszym zarówno test śladu jak i największej wartości własnej wskazują na dwa wektory kointegrujące. W związku z tym dalszej analizie poddano model VECM o takiej specyfikacji. Identyczne postąpiono w wariancie drugim, gdzie na rząd opóźnień równy trzy wskazywały kryteria informacyjne FPE i AIC. Liczbę wektorów kointegrujących określono zgodnie z wynikiem testu największej wartości własnej.

Tabela 3

Podsumowanie testów rzędu kointegracji w zależności od liczby opóźnień modelu VAR

p	Wariant I			Wariant II		
	TRACE	MAX	Kryterium	TRACE	MAX	Kryterium
1	4	4	HQ, SC	5	3	HQ, SC
2	4	2		3	3	
3	2	2		5	2	FPE, AIC
4	2	0	FPE	3	0	
5	2	1		3	1	
6	2	1		2	2	LR
7	3	1	LR, AIC	3	2	

Źródło: opracowanie własne.

Należy zaznaczyć, że każda decyzja — zarówno co do rzędu opóźnień jak i liczby wektorów kointegrujących — ma charakter arbitralny. Problem ten można rozwiązać na gruncie bayesowskim. Przykład analizy kointegracyjnej z wykorzystaniem bayesowskiego porównywania modeli i łączenia wiedzy (którego podstawy omawia Osiewalski [2001], punkt 1.2) można odnaleźć m.in. w pracy Wróblewskiej [2009].

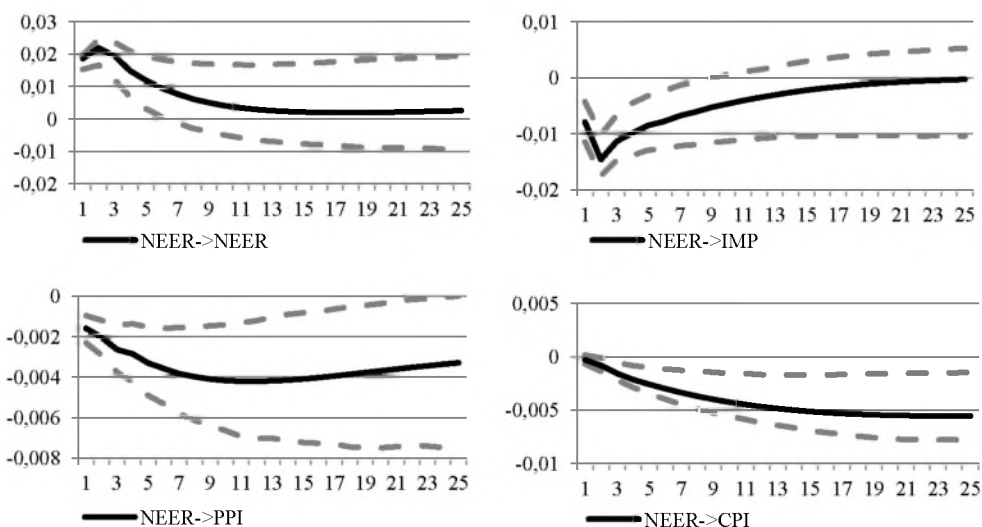
5. WYNIKI EMPIRYCZNE

Konkluzją analizy kointegracji zmiennych jest oszacowanie dwóch wariantów modeli, z których każdy zawiera dwa wektory kointegrujące. Zgodnie z podejściem Johansena [1988] w pierwszym etapie estymacji wykorzystano regresję niepełnego rzędu (*reduced rank regression*) do oszacowania wartości wektorów kointegrujących. Posiadając oceny metody największej wiarygodności dla macierzy β , oszacowano model VECM zwykłą metodą najmniejszych kwadratów (równanie po równaniu). Następnie, w celu wyeliminowania parametrów charakteryzujących się słabą statystyczną istotnością wykorzystano procedurę sekwencyjnej redukcji zmiennych (*System Sequential Elimination of Regressors, SER*). Polega ona na tym, że w każdym kroku procedury parametr z najniższym ilorazem t jest potencjalnie eliminowany z modelu, decyzja o wykluczeniu zmiennej podejmowana jest na podstawie wybranego kryterium informacyjnego. W niniejszym badaniu wykorzystano kryterium Akaike. Po nałożeniu zerowych restrykcji na statystycznie nieistotne parametry model VECM został oszacowany Uogólnioną Metodą Najmniejszych Kwadratów. Ostatnim etapem estymacji była dekompozycja Choleskiego macierzy kowariancji składnika losowego w modelu VECM

na iloczyn macierzy trójkątnych BB' , co po przemnożeniu macierzy parametrów przez odwrotność macierzy warunków strukturalnych B^{-1} doprowadziło do przekształcenia do modelu SVECM (zgodnie z równaniem (11)). Wartości oszacowań obu wariantów modelu zawiera praca Malczyka [2010].

Współczynniki reakcji na impuls

Wartości współczynników odpowiedzi na impuls bazują na ocenach punktowych funkcji pierwotnych parametrów modelu. Oby podjąć próbę oceny niepewności tych oszacowań, za pomocą metod bootstrapowych wyznaczono 95% przedziały ufności wykorzystując metodę percentyli (por. Efron i Tibshirani [1993]). W tym celu przeprowadzono 1000 prób bootstrapowych.



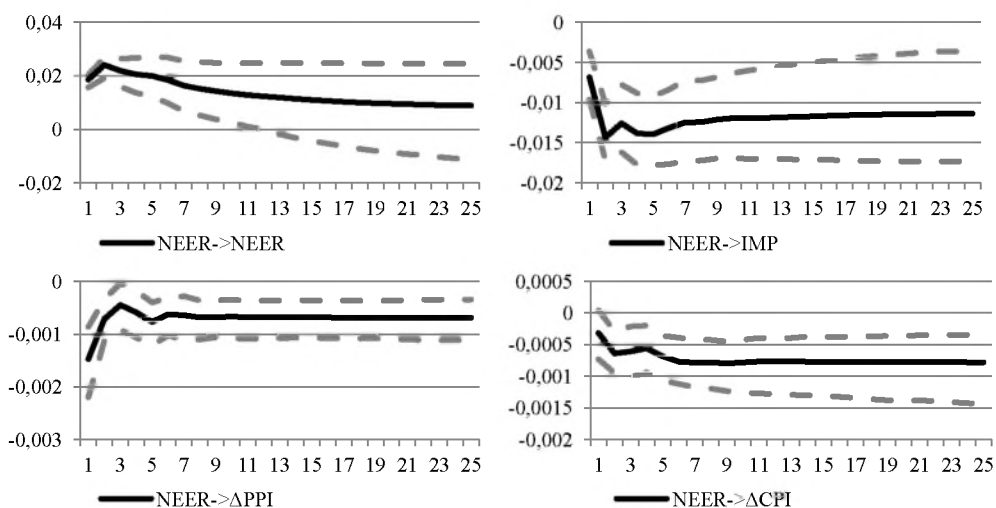
Źródło: opracowanie własne.

Wykresy 3–6. Funkcje reakcji kursu walutowego, cen importu, producenta i konsumenta na impuls kursu walutowego (wariant pierwszy)

W pierwszym kroku obliczono wartości funkcji reakcji cen importu, producenta i konsumenta na impuls kursu walutowego. Bezpośrednio wyniki te otrzymać można w wariancie pierwszym modelu, gdzie wszystkie zmienne są wyrażone w poziomach. Szokowy wzrost kursu oznacza aprecjację waluty krajowej. Jak widać na wykresach 3–6, w krótkim okresie najsilniejsza jest spadkowa reakcja cen importu, natomiast w perspektywie dwóch lat ceny wracają do poziomu wyjściowego. Inaczej sytuacja wygląda w przypadku cen producenta i konsumenta, których reakcje są o wiele słabsze, natomiast utrzymują się w dłuższym

okresie. Dodatkowo przedstawiono wykres autoodpowiedzi kursu walutowego. Jednorazowa zmiana kursu powoduje jeszcze większy wzrost w okresie pierwszego kwartału, po czym w perspektywie 14–15 miesięcy kurs stabilizuje się na poziomie nieznacznie wyższym od wyjściowego. Tym samym reakcja ta będzie miała bezpośredni wpływ na wielkość współczynników *pass-through*, gdyż równoległe dostosowania po stronie kursu będą obniżać skalę przenoszenia zmian kursowych na ceny.

Zbliżone wartości funkcji reakcji cen importu oraz autoodpowiedzi kursowej zaobserwować można w wariancie drugim (wykresy 7–10). Ceny importu nie powracają jednak do stanu pierwotnego, lecz w dłuższej perspektywie utrzymują się na niższym poziomie. Bezpośrednio z modelu odczytać można również reakcje inflacji PPI i CPI na zmiany kursu (wartości na prawej osi). W przypadku obu agregatów cenowych reakcja jest zbliżona, w długim okresie można zaobserwować, że dynamika cen konsumenta charakteryzuje się mniejszą wrażliwością na wahania kursu.

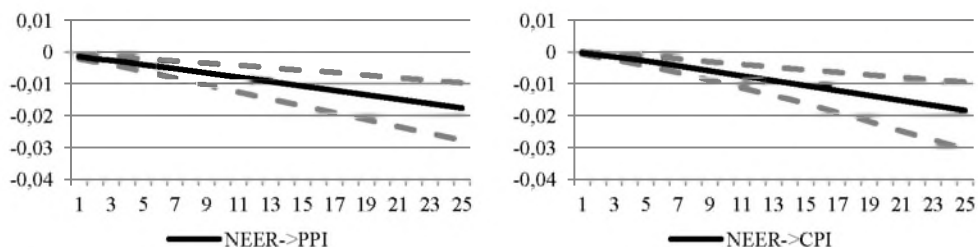


Źródło: opracowanie własne.

Wykresy 7–10. Funkcje reakcji kursu walutowego, cen importu, inflacji producenta i konsumenta na impuls kursu walutowego (wariant drugi)

Wykorzystując skumulowane wartości funkcji reakcji zmiennych wyrażonych w postaci pierwszych przyrostów na impuls walutowy, uzyskano wartości funkcji reakcji poziomów cen producenta i konsumenta w wariancie drugim. Wykresy 11–12 przedstawiają skumulowaną funkcję reakcji inflacji producenta i konsumenta na impuls kursu walutowego. Podobnie jak w przypadku wariantu pierwszego reakcja cen producenta jest w krótkim okresie silniejsza od CPI, na-

tomiast w dłuższej perspektywie zaobserwować można zależność odwrotną. W tym ostatnim przypadku reakcja poziomów cen producenta i konsumenta ma charakter silnie malejący, nie wykazujący ograniczeń w zadanej perspektywie dwóch lat. Jest to konsekwencją reakcji przyrostów cen, które w długim okresie stabilizują się na poziomie wyższym od zera, co prowadzi do narastającej reakcji poziomów zmiennych. Próbę ekonomicznego wyjaśnienia tego zjawiska podejmuje Cholewiński [2008], interpretując podobny rezultat jako efekt ciągłego wzrostu cen w gospodarce.



Źródło: opracowanie własne.

Wykresy 11–12. Funkcje skumulowanych odpowiedzi inflacji producenta i konsumenta na impuls kursu walutowego (wariant drugi)

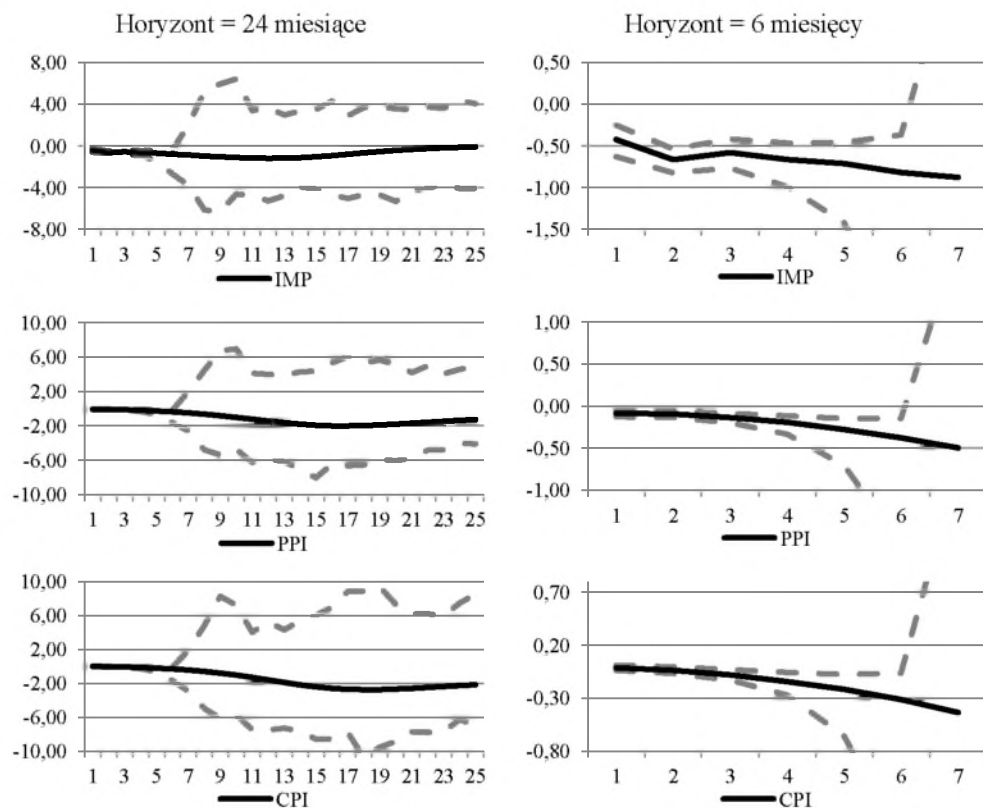
Współczynniki przełożenia zmian kursowych

Dysponując wartościami funkcji odpowiedzi indeksów cenowych na impuls kursu walutowego oszacowano wartości *pass-through*. Podobnie jak w przypadku funkcji reakcji dla ocen wskaźników *pass-through* wyznaczono bootstrapowe przedziały ufności. Oba warianty pozwalają na analizę szybkości i siły przekładania się zmian kursowych na ceny na każdym etapie łańcucha cenowego.

Na wykresach 13–18 zaprezentowane zostały wartości współczynników *pass-through* w wariacie pierwszym modelu. Pierwotnie wyznaczono wartości wskaźników dla okresu prognozy równego 24 miesiące (wykresy w pierwszej kolumnie). Można jednak zauważyć, że dla horyzontu prognozy powyżej 6 miesięcy drastycznie wzrasta niepewność oszacowań wskaźników, znacznie osłabiająca jakiegokolwiek wnioski ekonomiczne. W związku z tym ocenę efektu przekładania się zmian kursowych na ceny ograniczono do okresu krótkiego, zawierającego się w jednym półroczu (wykresy w drugiej kolumnie).

Zgodnie z oczekiwaniami najsilniejszą reakcję można zaobserwować po stronie cen importu. Z okresu na okres skala przełożenia zmian kursowych jest coraz wyższa, osiągając po trzech miesiącach wartość -0,66 (przedział ufności ograniczają wartości -0,99 i -0,47), postępującą w kolejnych miesiącach. Reakcje po stro-

nie cen producenta i konsumenta są również ujemne, lecz znacznie słabsze od cen dóbr importowanych. Jednocześnie charakteryzują się spadkiem niepewności oszacowań. Po upływie kwartału wskaźnik przełożenia dla cen producenta wynosi $-0,19$ (z przedziałem ufności pomiędzy $-0,33$ i $-0,12$), natomiast ocena reakcji cen konsumenta w takim okresie kształtuje się na poziomie $-0,14$ (z przedziałem ufności pomiędzy $-0,27$ i $-0,05$).

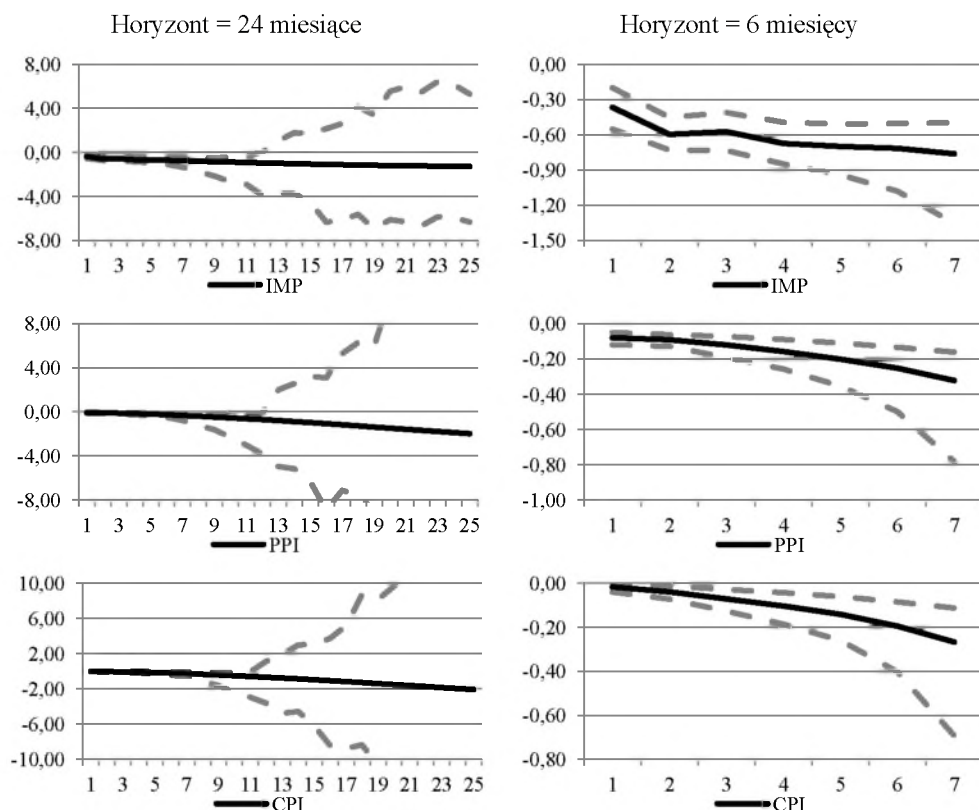


Źródło: opracowanie własne.

Wykresy 13–18. Współczynniki pass-through kursu walutowego na ceny (wariant I)

Skala przełożenia zmian kursu na ceny w wariacie drugim w krótkim okresie przebiega w sposób zbliżony. Istotne różnice w ocenach punktowych można zaobserwować po upływie roku. Jednak podobnie jak w wariacie pierwszym, ze względu na drastycznie szerokie przedziały ufności dla ocen parametrów, interpretację ograniczono do okresu krótkiego. Podobnie jak w wariacie pierwszym reakcja cen importu jest najsilniejsza i po upływie 3 miesięcy wynosi $-0,67$ z przedziałem ufności $(-0,83; -0,49)$. Reakcja cen producenta jest słabsza i wynosi $-0,15$

z przedziałem ufności $(-0,26; -0,09)$, natomiast w sposób najbardziej delikatny reagują ceny konsumenta, dla których ocena wskaźnika *pass-through* po upływie kwartału wynosi $-0,10$ z przedziałem ufności $(-0,19; -0,04)$. W perspektywie kolejnych okresów reakcje wymienianych agregatów są silniejsze, jednocześnie wzrasta niepewność oszacowań wskaźników przełożenia.

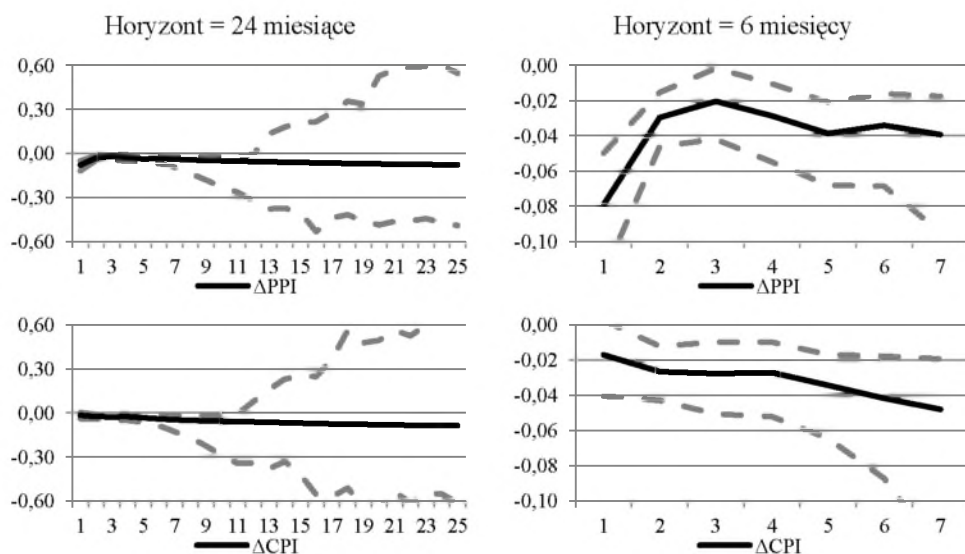


Źródło: opracowanie własne.

Wykresy 19–24. Współczynniki *pass-through* kursu walutowego na ceny (wariant II)

Podsumowując szacunki stopnia przekładania się zmian kursu walutowego na ceny należy stwierdzić, że malejące wartości wskaźników *pass-through* na kolejnych ogniwach łańcucha cenowego potwierdzają teoretyczne założenia o częściowej absorpcji wahań kursowych przez podmioty gospodarcze występujące na kolejnych etapach produkcji bądź dystrybucji towarów. Z drugiej strony zwiększające się wraz ze wzrostem horyzontu prognozy wartości wskaźników pokazują, że efekt *pass-through* charakteryzuje się kilkumiesięcznym opóźnieniem.

Z punktu widzenia polityki pieniężnej istotny wydaje się nie tyle wpływ zmian kursowych na ceny, co na stopę inflację. W związku z tym przeprowadzono analiza zjawiska *pass-through* w odniesieniu do dynamiki cen. Wpływ zmian kursu na stopę inflacji PPI i CPI można w sposób bezpośredni odczytać w wariancie drugim modelu, gdzie explicite umieszczone zostały pierwsze przyrosty logarytmów PPI i CPI. Na wykresach 25–28 przedstawiono wartości wskaźników *pass-through* na miesięczną stopę inflacji producenta i konsumenta. Ich wielkość jest zbliżona za wyjątkiem pierwszego okresu, kiedy to zaobserwować można silniejszą reakcję inflacji producenta. Ogólnie wpływ zmian kursu na inflację zmienia się w tempie malejącym, w półrocznej perspektywie oscylując wokół wielkości $-0,04$.



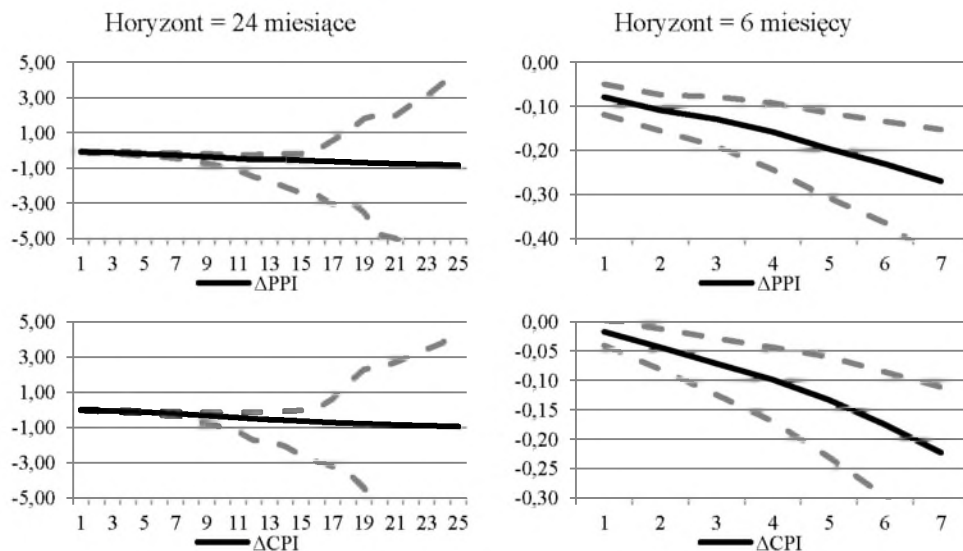
Źródło: opracowanie własne.

Wykresy 25–28. Współczynniki *pass-through* kursu walutowego na inflację PPI i CPI m/m

Praktycznie większe znaczenie ma analiza wpływu zmian kursowych na stopę inflacji w ujęciu rocznym. W tym celu można obliczyć wskaźnik *pass-through* posługując się kroczącą sumą przyrostów logarytmów poziomów cen z okresu 12 miesięcy, co odpowiada rocznej stopie inflacji (Cholewiński [2008]). Jednak ze względu na okoliczność, że wyniki oszacowań wskaźników *pass-through* dla horyzontu wybiegającego ponad jedno półrocze okazały się obarczone dużą miarą niepewności, wpływ zmian kursu na roczną stopę inflacji sprowadzi się skumulowania odpowiednich wskaźników dla pierwszych 6 miesięcy.

Wyniki obliczeń przedstawiono na wykresach 29–32. Oba wskaźniki zmieniają się w sposób do siebie zbliżony, niemniej nieznacznie silniejszą reakcją cha-

rakteryzuje się inflacja producenta. Z okresu na okres wpływ zmian kursowych na inflację jest coraz wyższy, po pierwszym kwartale dla inflacji PPI wynosi $-0,16$ z przedziałem ufności $(-0,24;-0,09)$, a po upływie kolejnego kwartału wzrasta do $-0,27$ z przedziałem ufności $(-0,45;-0,15)$. Dla analogicznych okresów wartości wskaźnika dla inflacji CPI wynoszą odpowiednio $-0,10$ z przedziałem ufności $(-0,17;-0,04)$ oraz $-0,22$ z przedziałem ufności $(-0,41;-0,11)$. Tym samym można mówić o znacznym opóźnieniu zjawiska *pass-through*.



Źródło: opracowanie własne.

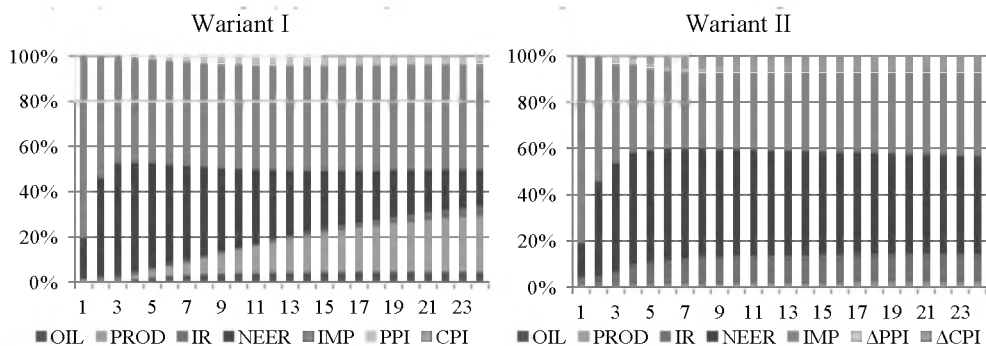
Wykresy 29–32. Współczynniki *pass-through* kursu walutowego na inflację PPI i CPI r/r

Dekompozycja wariancji

Ostatnim etapem analizy przenoszenia zmian kursu walutowego na ceny i inflację jest dekompozycja wariancji składnika losowego. O ile za pomocą funkcji reakcji można zbadać siłę i rozmiar przekładania się zmian kursowych na odpowiednie agregaty cenowe, to dzięki dekompozycji wariancji można odpowiedzieć na pytanie w jakim stopniu wariancja składnika resztowego na każdym etapie łańcucha cenowego jest pochodną odpowiednich szoków. Analizę przeprowadzono dla dwuletniego horyzontu prognozy, niemniej należy pamiętać, że wnioski na temat okresu dłuższego niż 6 miesięcy należy traktować ostrożnie.

Na wykresach 33–34 zobrazowano dekompozycję wariancji dla równań indeksów cen importu w obu wariantach modelu. Zmienność błędu prognozy

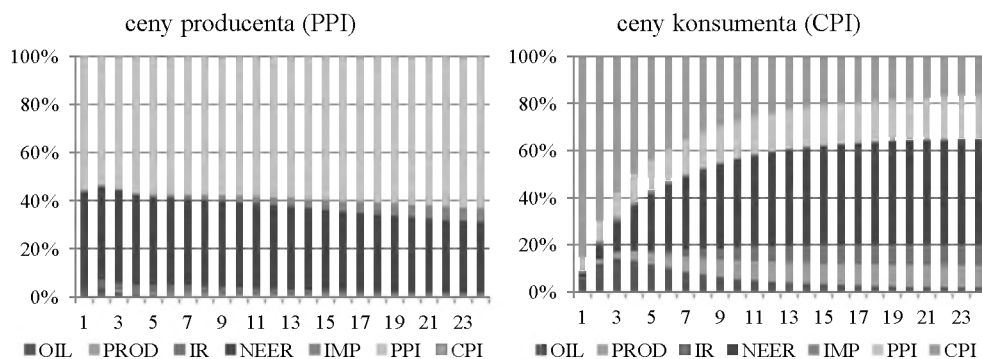
cen importu w wariancie pierwszym w krótkim okresie w prawie połowie wyjaśniana jest przez szoki kursu walutowego, po czym wraz ze wzrostem horyzontu prognozy zależność ta spada do około 16% po dwóch latach. Rośnie natomiast wpływ szoku popytowego, utożsamianego ze zmianami produkcji przemysłowej (do ok. 25% po dwóch latach). Zmienność błędu prognozy w wariancie drugim różni się dość istotnie. Wpływ szoku kursowego również wynosi w pierwszych miesiącach około 50% natomiast maleje w tempie zdecydowanie wolniejszym i po dwóch latach nadal wynosi ponad 40%. Po kilku miesiącach uwidacznia się także dość znaczący (ponad 12%) wpływ zmienności stopy procentowej, co może sugerować reakcję władz monetarnych na zagrożenie inflacją kosztową.



Źródło: opracowanie własne.

Wykresy 33–34. Dekompozycja wariancji składnika losowego w równaniach cen importu (wariant I i II)

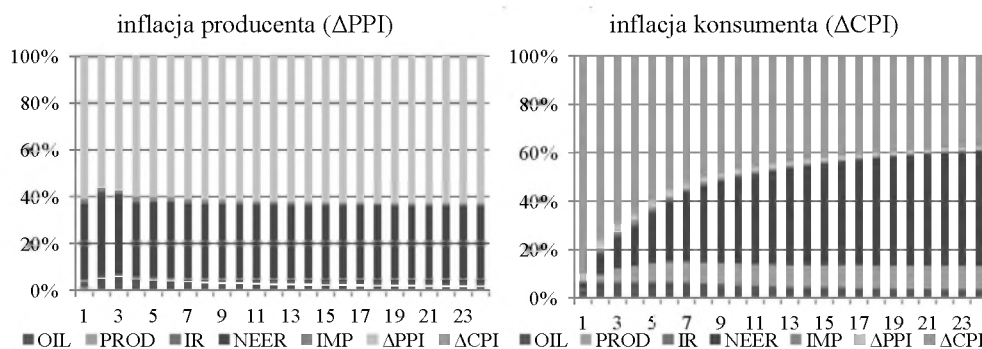
W przypadku cen producenta w wariancie pierwszym, w głównej mierze ich zmienność wyjaśniana jest sama przez się. Wpływ szoku kursowego na początku wynosi około 40% po czym spada, jednak w tempie wolniejszym niż w przypadku poprzedniego agregatu cenowego. Należy też zwrócić uwagę, że z okresu na okres zmienność cen PPI w coraz większym stopniu wyjaśniana jest zmiennością cen importu, co sugerować może odłożony wpływ zmian cen importu zaopatrzeniowego na ceny produkcji. Dla równania cen konsumenta w wariancie pierwszym udział szoku kursowego w wyjaśnianiu zmienności CPI jest początkowo znikomy, po czym rośnie w tempie malejącym do około 45% po dwóch latach, co potwierdza opóźniony efekt *pass-through*. Około 15–20% wariancji wyjaśniana jest zmiennością równania cen producenta. Na tym etapie względnie istotny okazuje również wpływ szoków monetarnych, co może być efektem tego, że głównym przedmiotem zainteresowania władz monetarnych jest zmienność cen koszyka towarów i usług konsumpcyjnych. Opisywaną sytuację zobrazowano na wykresach 35–36.



Źródło: opracowanie własne.

Wykresy 35–36. Dekompozycja wariacji składnika losowego w równaniach cen producenta i cen konsumenta (wariant I)

Wyniki dla wariantu drugiego przedstawiają wykresy 37–38. Wpływ zaburzeń kursowych na zmienność inflacji PPI jest praktycznie stała w całym okresie prognozy i wynosi około 33%. Reszta zmienności tego równania wyjaśniana jest głównie sama przez się. Jedynie w krótkim okresie zaobserwować można silniejszy (ok. 5%) wpływ szoków podaźowych, szybko wygasający wraz ze wzrostem horyzontu prognozy.



Źródło: opracowanie własne.

Wykresy 37–38 Dekompozycja wariacji składnika losowego w równaniach inflacji producenta i konsumenta (wariant II)

W przypadku równania inflacji konsumenta — podobnie jak w odniesieniu do poziomów cen — wpływ zmienności kursu walutowego jest opóźniony, lecz systematycznie z okresu na okres wzrasta. W pierwszym roku dość znaczny wydaje się również wpływ szoków podaźowych (ok. 5–7%), co odzwierciedla

wpływ zmian cen surowców energetycznych na inflację CPI (choć uwzględnione zostały jedynie ceny ropy naftowej, to zmiany cen pozostałych surowców zazwyczaj przebiegają w tym samym kierunku, co najwyżej z niewielkim opóźnieniem czasowym). W wariancie drugim zaskakująco niski okazuje się wpływ zmienności stopy procentowej, nie przekraczający 1%. Można na tej podstawie wnioskować, że inflacja nie jest wrażliwa na zmiany polityki pieniężnej, co przeczy intuicji ekonomicznej. Model sugeruje natomiast względnie znaczący (ok. 10%) wpływ szoków popytowych na zmienność inflacji CPI, co skłania do stwierdzenia, że istotny wpływ na wariację inflacji mogą mieć zmiany polityki fiskalnej.

6. PODSUMOWANIE

Niniejsza praca miała na celu przedstawienie wyników analizy wpływu zmian kursu walutowego na kształtowanie się cen i inflacji w Polsce w okresie od początku 1998 r., tj. od momentu prowadzenia przez Radę Polityki Pieniężnej strategii bezpośredniego celu inflacyjnego.

Elementem badania było wyspecyfikowanie dwóch wariantów modelu SVECM, z których każdy zawierał dwa wektory kointegrujące. Następnie zaprezentowane zostały wartości funkcji reakcji indeksów cenowych na impuls kursu walutowego, które posłużyły do obliczenia współczynników *pass-through*. Dla wymienionych funkcji parametrów modelu wyznaczono bootstrapowe przedziały ufności, pozwalające w sposób przybliżony wnioskować o skali niepewności oszacowań opisywanych wskaźników.

Oba warianty, zgodnie z oczekiwaniami, sugerują silniejszy i szybszy stopień przełożenia zmian kursowych na ceny importu, niż na ceny produkcji i konsumpcji. Korzystając z wariantu drugiego modelu, analizie poddano również reakcję dynamiki cen produkcji i konsumpcji. Inflacja zarówno w ujęciu miesięcznym, jak i rocznym, reagowała na zmiany kursu walutowego w sposób zbliżony. W krótkim okresie silniejszą reakcją charakteryzowała się inflacja PPI.

Zależności te zaobserwowano w rozpatrywanej perspektywie 6 miesięcy, do której ograniczono się w próbie ekonomicznej interpretacji opisywanych zagadnień. Wnioskowanie w dłuższym horyzoncie okazało się obarczone olbrzymią niepewnością i w kontekście przeprowadzonych analiz wydaje się nieuprawnione. Taki stan rzeczy poddaje w wątpliwość wyniki badań opierające się jedynie na ocenach punktowych parametrów (bądź ich funkcji) i staje się sugestią do uwzględniania w analizach także miar niepewności estymowanych parametrów.

Dekompozycja wariacji zaprezentowana w ostatniej części pracy dostarcza informacji o determinantach kształtowania się indeksów cenowych w perspektywie czasu. Wyniki analizy w obu wariantach potwierdzają opóźniony efekt *pass-through*.

Podsumowując całość wyników badania należy stwierdzić, że w półrocznej perspektywie ceny w gospodarce polskiej nie dostosowują się w pełni do zmian kursu walutowego. Kierunek zależności w krótkim okresie jest zgodny z intuicją ekonomiczną, natomiast wykorzystywane narzędzia nie dają podstaw do wnioskowania o zależnościach między kursem a cenami w długim okresie. Należy dodatkowo pamiętać, że wybór i specyfikacja modelu obarczona była dużą dozą arbitralności, co może mieć istotny wpływ na wyniki płynące z badania. Należy więc poszukiwać precyzyjniejszych metod ekonometrycznych pozwalających przewyżczać tradycyjne ograniczenia makromodelowania (takie, jak krótkie szeregi czasowe) czy też zaobserwowaną w niniejszym badaniu niestabilność wariancji wielu z nich. Pomocne w przewyżczeniu tych ograniczeń może być wykorzystanie modeli klasy VAR-SV czy też wspomniane wcześniej przejście na grunt ekonometrii bayesowskiej.

Sposób modelowania powinien również odzwierciedlać możliwy asymetryczny charakter zjawiska *pass-through*. W ostatnich latach badania empiryczne uwzględniające to zagadnienie dla małych gospodarek otwartych prowadzili m.in. Alexius i Post [2008], a w Polsce Przystupa i Wróbel [2009]. Pogłębianie analiz mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w świetle istnienia kanału kursowego wydaje się kluczowe dla prowadzenia skutecznej polityki monetarnej, szczególnie wobec możliwego ograniczenia swobody prowadzenia tej polityki koniecznością utrzymania niskiej zmienności kursu Złotego w stosunku do Euro, w ramach systemu ERM2. Autor pozostawia te zagadnienia przyszłym badaniom.

BIBLIOGRAFIA

- Alexius A., Post E. 2008. *Exchange rates and asymmetric shocks in small open economies*, Empirical Economics, Springer, vol. 35(3).
- Anderton B. 2003. *Extra-Euro Area Manufacturing Import Prices and Exchange Rate Pass-Through*, ECB Working Paper, nr 219.
- Bernanke B., Laubach T., Mishkin F., Posen A. 1999. *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton University Press, Princeton.
- Blanchard O. 1982. *Price Desynchronisation and Price Level Inertia*, NBER Working Paper, nr 900.
- Bussier E. M. 2007. *Exchange rate pass-through to trade prices. The role of non-linearities*, ECB Working Paper, nr 822.
- Ca' Zorzi M., Hahn E., Sanchez M. 2007. *Exchange rate pass-through in emerging markets*, ECB Working Paper, nr 739.
- Campa J.M., Goldberg L. 2002. *Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro and Micro Phenomenon?*, NBER Working Paper, nr 8934.
- Charemza W., Deadman D. 1997. *Nowa Ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Cholewiński R. 2008. *Wpływ zmian kursu walutowego na dynamikę procesów inflacyjnych*, Materiały i Studia nr 226, NBP
- Choudhri E., Hakura D. 2006. *Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?*, Journal of International Money and Finance, Vol. 25(4).

- Devereux M., Engel Ch. 2003. *Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Exchange Rate Flexibility and Price Setting Behavior*, Review of Economic Studies, Vol. 70(4).
- Dornbusch R. 1987. *Exchange Rate and Prices*, American Economic Review, Vol. 77.
- Efron B., Tibshirani R.J., *An introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, New York.
- Favero C. 2001. *Applied Macroeconomics*, Oxford University Press, Oxford.
- Fukuda S., Ono M. 2006. *On the Determinants of Exporters' Currency Pricing: History vs. Expectations*, NBER Working Paper, nr 12432.
- Ghosh A., Rajan R. 2009. *Exchange rate pass-through*, [w:] The Princeton Encyclopedia of the World Economy, Princeton University Press, Princeton.
- Grabek G., Kłos B., Kokoszcyński R., Łyziak T., Przystupa J., Wróbel E. 2002. *Porównanie podstawowych cech mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce i strefie euro*, [w:] Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, NBP
- Hahn E. 2003. *Pass-through of external shocks to euro area inflation*, ECB Working Paper, nr 243.
- Hall R., Taylor J. 2007. *Makroekonomia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Ihrig J., Kamin S., Lindner D., Marquez J. 2007. *Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis*, International Finance Discussion Papers nr 891, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington.
- Ito T, Sasaki Y., Sato K. 2005. *Pass-Through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries*, Discussion Paper nr 05-E-020, Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Johansen S. 1988. *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12.
- Każmierczak A. 2008. *Polityka pieniężna w gospodarce otwartej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kokoszcyński R. 2004. *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*, PWE, Warszawa.
- 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, NBP
- Landau B., Skudelny F. 2009. *Pass-through of external shocks along the pricing chain. A panel estimation for the euro area*, ECB Working Paper, nr 1104.
- Lütkepohl H. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin.
- Majsterek M. 2003. *Zmienne zintegrowane w stopniu drugim w modelowaniu ekonometrycznym*, Przegląd Statystyczny, Vol.50(2).
- Majsterek M. 2008. *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Rozprawy habilitacyjne Uniwersytetu Łódzkiego, Wydawnictwo UŁ, Łódź.
- Malczyk K. 2010. *Analiza przenoszenia zmian kursu walutowego na ceny w Polsce*, maszynopis pracy magisterskiej napisanej pod kierunkiem prof. dra hab. Jacka Osiewalskiego, Kraków.
- McCarthy J. 1999. *Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies*, BIS Working Paper, nr 79.
- Mishkin F.S. 2008. *Exchange rate pass-through and monetary policy*, Conference on Monetary Policy "Jarle Berge Colloquium: Globalisation and Monetary Policy", Oslo, 7.03.2008.
- Misztal P. 2008. *Niepełne przenoszenie zmian kursu waluty na ceny w handlu zagranicznym*, Ekonomista, nr 5/08.
- Misztal P. 2009. *Zmiany kursu walutowego a dynamika cen w Polsce*, Ekonomista, nr 4/09.
- Osiewalski J. 2001. *Ekonometria Bayesowska w zastosowaniach*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Pollard P, Coughlin C. 2004. *Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-Through at the Industry Level*, Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper.

- Przystupa J., Wróbel E. 2009. *Asymmetry of the exchange rate pass-through: An exercise on the Polish data*, MPRA Paper 17660, University Library of Munich.
- Sims C. 1980. *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica*, Vol. 48(1).
- Sławiński A. 1999. *Ewolucja mechanizmu kursowego w Polsce*, *Gospodarka Narodowa*, nr 7– 8/99.
- Sławiński A. 2007. *Znaczenie czynników ryzyka towarzyszących wchodzeniu Polski do ERM2 i do strefy euro*, Referat na Kongres Polskich Ekonomistów, Warszawa 29–30 listopada 2007r.
- Syczewska E.M. 2007. *Ekonometryczne modele kursów walutowych*, Monografie i opracowania nr 547, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Taylor J. 2000. *Low Inflation, Pass-Through, and Pricing Power of Firms*, *European Economic Review*, Vol. 44(7).
- Wróblewska J. 2009. *Bayesian Model Selection in the Analysis of Cointegration*, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, Vol. 1(1)