*Bank i Kredyt 45(6), 2014, 537–556*

BANK I KREDYT
BANK & CREDIT

# Przenoszenie zmian kursu walutowego na inflację w Polsce

Anna Woźniak *

Nadesłany: 12 maja 2014 r. Zaakceptowany: 1 października 2014 r.

## Streszczenie

Celem pracy jest analiza zjawiska przenoszenia zmian kursu walutowego na ceny importu i inflację w Polsce w latach 2000–2012. W badaniu wykorzystano model VEC, a oszacowania wartości współczynników przeniesienia otrzymano za pomocą uogólnionej funkcji odpowiedzi na impuls. Efekt przeniesienia zmian kursu na ceny importu okazał się kompletny, co oznacza, że spełnione jest prawo jednej ceny. Wartość współczynnika przeniesienia zmian kursu na inflację CPI wyniosła 0,02 po dwóch miesiącach i 0,002 po dwóch latach. Otrzymane wyniki świadczą o tym, że producenci krajowi ustalają ceny swoich produktów na polskim rynku według strategii *pricing to market*, a producenci zagraniczni – według strategii *producer currency pricing*.

**Słowa kluczowe:** efekt *pass-through*, inflacja, kurs walutowy

**JEL:** E31, F41

*Doktorantka w Katedrze Modeli i Prognoz Ekonometrycznych, Uniwersytet Łódzki; e-mail: wozniak.anna.b@gmail.com.

## 1. Wstęp

Wielkość współczynnika przeniesienia, w polskiej literaturze określanego również mianem *pass-through*, definiuje się jako procentową zmianę cen krajowych, wywołaną jednoprocentową zmianą nominalnego kursu walutowego.

Znajomość relacji zachodzących pomiędzy kursem walutowym a inflacją cen krajowych jest ważna z punktu widzenia polityki pieniężnej, szczególnie w krajach, w których podstawowym celem władz monetarnych jest utrzymanie niskiej stopy inflacji. Zapewnienie stabilnego poziomu cen jest również warunkiem przyszłej akcesji Polski do strefy euro. Dla krajów z systemem płynnego kursu walutowego duże wartości współczynnika *pass-through* mogą oznaczać, że nominalna aprecjacja kursu wpływa na obniżenie presji inflacyjnej, co pomaga utrzymać inflację na stabilnym poziomie lub wspomaga politykę dezinflazyjną.

Wahania kursu walutowego wpływają na krajową inflację bezpośrednio i pośrednio. Oddziaływanie bezpośrednie wiąże się z zewnętrznym sektorem gospodarki – cenami importu. Pośredni wpływ zmian kursu na ceny krajowe wyraża się np. przez zmiany konkurencyjności cenowej dóbr na rynkach międzynarodowych albo zmiany cen importu zaopatrzeniowego.

W warunkach doskonałej konkurencji spełnione jest prawo jednej ceny (*law of one price*). Współczynnik przeniesienia zmian kursu na ceny jest wówczas równy 1 (tzw. kompletny efekt *pass-through*). W rzeczywistości założenia definiujące konkurencję doskonałą nie są jednak spełnione i dlatego charakter konkurencji na rynkach lepiej opisuje się za pomocą modelu konkurencji oligopolistycznej, często stosowanego w badaniach zjawiska *pass-through*. Efekt przenoszenia zmian kursu na ceny przeważnie nie jest w nim kompletny, nawet w długim okresie. Powody tego są szczegółowo omówione w literaturze, a za jeden z najważniejszych można uznać strategie cenowe realizowane przez producentów. Jeżeli dla producentów najważniejsze jest utrzymanie stałej ceny, wyrażonej w walucie swojego kraju, to jedynym czynnikiem determinującym zmiany cen tego dobra na rynkach zagranicznych będą zmiany kursu walutowego (*producer currency pricing*). W takim przypadku efekt *pass-through* będzie kompletny, co jest zgodne z teorią parytetu siły nabywczej (*purchasing parity power*). Goldberg i Knetter (1997) sformułowali dwa warunki, które muszą być spełnione, aby zmiany kursu były w pełni przeniesione na zmiany cen: koszty krańcowe oraz marże muszą być stałe albo zmiany marż muszą być równoważone przez zmiany kosztów krańcowych. Oznacza to, że występowanie kompletnego efektu *pass-through* jest możliwe nawet wówczas, gdy producenci funkcjonują w niedoskonale konkurencyjnym środowisku.

Jeżeli jedynym celem producentów jest utrzymanie stałych cen na rynkach docelowych, to współczynnik *pass-through* będzie równy 0 (*local currency pricing*). Jeśli producenci dostosowują marżę tak, aby utrzymać ceny na rynkach zagranicznych na konkurencyjnym poziomie (*pricing to market*), to współczynnik przenoszenia zmian kursu na inflację będzie różny od 1.

McCarthy (1999) wyróżnił cztery czynniki determinujące skalę efektu *pass-through*: zmienność kursu walutowego i zagregowanego popytu, udział importu w popycie krajowym oraz konkurencyjność gospodarki. Konkurencyjność gospodarki warunkuje siłę cenową przedsiębiorstw i wpływa na skłonność przedsiębiorstw do dostosowywania marż. Jeżeli dobra importowane mają swoje bliskie substytuty wytwarzane przez producentów krajowych, to zagraniczni eksporterzy nie będą mogli podnieść cen w obawie przed utratą udziału w rynku. Duża zmienność kursu walutowego powoduje, że efekt *pass-through* jest słabszy. Mając na uwadze przejściowy charakter zmian kursu, producenci prawdo-

podobnie nie zdecydują się na dostosowania cen, m.in. ze względu na tzw. koszty menu. Podobnie jest w przypadku podaży dóbr na rynkach docelowych. Producenci zagraniczni mogą zmienić podaż swoich produktów dopiero wówczas, gdy będą przekonani, że zmiana kursu utrzyma się w długim okresie (Mann 1986; Menon 1994). Taylor (2000) wskazała na istnienie sprzężenia zwrotnego pomiędzy stopą inflacji w kraju a wielkością współczynnika przeniesienia. W krajach, w których inflacja utrzymuje się na niskim poziomie, efekt *pass-through* powinien być słabszy, m.in. dlatego, że możliwość zmian cen przez przedsiębiorstwa jest tam ograniczona.

Na wielkość współczynnika *pass-through* wpływa także postępująca globalizacja, a w szczególności rozwój handlu wewnątrzkorporacyjnego (Menon 1996), który ogranicza przenoszenie zmian kursu m.in. na koszty produkcji. Można oczekiwać, że wraz ze zwiększaniem się znaczenia międzynarodowych korporacji efekt przeniesienia zmian kursu na inflację będzie słabł.

## 2. Efekt *pass-through* w Polsce – przegląd badań

Można wskazać wiele sposobów badania zjawiska *pass-through*. Najczęściej stosowanym podejściem jest szacowanie wielkości współczynnika przeniesienia za pomocą modeli VAR oraz funkcji odpowiedzi na impuls. Analizy zjawiska *pass-through* dla Polski różnią się między sobą m.in. zestawem rozważanych zmiennych, częstością danych i okresem, który jest objęty badaniem. Trudno zatem porównywać wyniki liczbowe otrzymane przez różnych badaczy. Interesujące jednak są efekty empirycznej weryfikacji hipotez dotyczących natury tego zjawiska w odniesieniu do polskiej gospodarki.

Zależność pomiędzy wielkościami współczynnika przeniesienia a cyklem koniunkturalnym dla Polski została wykazana przez Przystupę i Wróbel (2009). Autorzy zbadali nieliniowość reakcji inflacji CPI na zmiany kursu za pomocą modelu SETAR, wykorzystując dane kwartalne, obejmujące okres I kwartał 1997 r. – I kwartał 2008 r. Na podstawie otrzymanych wyników sformułowali wnioski o słabym oddziaływaniu zmian kursu na inflację w czasie, gdy występuje aprecjacja kursu i ożywienie gospodarcze, oraz o silnym *pass-through* w okresach deprecjacji kursu i spowolnienia gospodarczego. Wskazali także, że w przypadku Polski nie zachodzi zależność pomiędzy stopą inflacji a wielkością współczynnika przeniesienia. Konkluzja ta jest sprzeczna z wynikami otrzymanymi przez Ca'Zorzi, Hahna i Sáncheza (2007), którzy badali skalę zjawiska *pass-through* dla Polski i innych krajów rozwijających się za pomocą modeli VAR, rozważając okres I kwartał 1993 r. – IV kwartał 2003 r. Potwierdzili hipotezę zakładającą dodatnią zależność pomiędzy wielkością *pass-through* a stopą inflacji. Przeprowadzone porównanie wyników otrzymanych dla krajów wschodzących z wartościami współczynników *pass-through* w krajach rozwiniętych pozwoliło na podważenie ogólnie przyjętego założenia o słabszym *pass-through* w krajach uprzemysłowionych. Analiza współczynników korelacji pomiędzy współczynnikami przeniesienia a stopniem otwartości gospodarki pozwoliła ocenić, że wielkości te nie były ze sobą powiązane.

Związek pomiędzy zmiennością kursu walutowego a skalą zjawiska *pass-through* w Polsce potwierdził Darvas (2001). Autor ten badał zmienność w czasie wpływu zmian kursu walutowego na krajową inflację w krajach Grupy Wyszegradzkiej w okresie I kwartał 1993 r. – IV kwartał 2000 r. W tym celu wykorzystał model przestrzeni stanów oraz filtr Kalmana. Wartości współczynników przeniesienia w Polsce malały wraz ze stopniową rezygnacją z polityki sztywnego kursu walutowego i od 1998 r. były bliskie zera. Na występowanie zależności pomiędzy zmiennością kursu a efektem *pass-through* wska-

zują także Beirne i Bijsterbosch (2009). Analizowali oni wpływ zmian kursu na inflację, wykorzystując model VEC dla zmiennych o częstości miesięcznej, obejmujących okres styczeń 1995 – kwiecień 2008 r. W badaniu rozważono dziewięć krajów Europy Środkowo-Wschodniej, w tym Polskę. W przypadku Polski odrzucone zostały hipotezy zakładające kompletny i zerowy efekt przeniesienia zmian kursu na ceny krajowe. Autorzy zwrócili uwagę, że w krajach z płynnym kursem walutowym wielkość współczynnika *pass-through* była istotnie mniejsza niż w krajach z kursem stałym.

## 3. Metodyka badań efektu *pass-through*

Do modelowania zjawiska *pass-through* najczęściej stosuje się strukturalne modele VAR i analizę funkcji odpowiedzi na impuls (*impulse-response function*). Podejście to może jednak budzić wątpliwości co do konkluzywności wnioskowania na podstawie otrzymanych wyników. Aby zapewnić identyfikowalność modelu, konieczne jest nałożenie nieweryfikowalnych restrykcji identyfikujących na parametry macierzy zależności jednoczesnych i tym samym określenie rekursywnej kolejności rozchodzenia się szoków. Ponadto wnioskowanie o wielkości współczynnika przeniesienia na podstawie funkcji odpowiedzi na impuls wyprowadzonej z modelu SVAR jest możliwe tylko wtedy, gdy wszystkie zmienne w systemie są generowane przez procesy stacjonarne. Zmienne powszechnie wykorzystywane w badaniach efektu *pass-through* nie są zmiennymi stacjonarnymi. Dlatego często stosuje się modele SVAR dla pierwszych przyrostów zmiennych, co prowadzi do utraty informacji zawartych na ich poziomach i uniemożliwia wnioskowanie na temat kształtowania się badanego zjawiska w długim okresie.

Z uwagi na wiele ograniczeń związanych z wykorzystaniem modeli VAR w niniejszej pracy do zbadania efektu *pass-through* zastosowano analizę kointegracyjną. Wykorzystanie modeli uwzględniających występowanie kointegracji pozwala uzyskać zgodne wyniki estymacji dla zmiennych niestacjonarnych i jednocześnie nie prowadzi do utraty ważnych informacji zawartych w zmiennych na poziomach. Można wówczas rozróżnić przejściowe i trwałe zmiany kursu, co jest ważne w analizie zjawiska *pass-through*.

Model wektorowej korekty błędem (*vector error correction model*, VECM) jest izomorficzną reprezentacją modelu VAR (Johansen 1995a; Juselius 2006; Welfe 2009):

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \gamma D_t + u_t \tag{1}$$

gdzie $\Pi$ jest macierzą mnożników długookresowych, $\Gamma_i$ (dla $i = 1,\ldots, p-1$) są macierzami, których parametry opisują krótkookresowy wpływ zmian przeszłych wartości zmiennych, a $D_t$ to macierz zmiennych deterministycznych.

Jeżeli macierz $\Pi$ jest macierzą niepełnego rzędu, możliwa jest jej dekompozycja: $\Pi = \alpha\beta^T$, gdzie $\alpha$ jest macierzą dostosowań o wymiarach $M \times R$, a jej elementy $\alpha_{ij}$ są wagami, jakie należy przypisać $j$-tej bazowej relacji kointegrującej ($j$-tej kolumnie macierzy $\beta$) w objaśnianiu $i$-tej zmiennej, będącej elementem wektora $Y_t$. Z kolei $\beta$ jest macierzą o wymiarach $M \times R$, składającą się z liniowo niezależnych wektorów kointegrujących.

Jeżeli w analizowanym systemie obecne są zmienne zintegrowane w stopniu 2, to należy rozważyć model VEC o postaci (Johansen 1995a; Juselius 2006; Majsterek 2008):

$$\Delta^2 Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-2} \Psi_i \Delta^2 Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

gdzie $\Gamma = -(\mathrm{I} - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i)$ jest macierzą mnożników średniookresowych o wymiarach $M \times M$, a $\Psi_i = -\sum_{j=i+1}^{p-1} \Gamma_j$ to macierz parametrów krótkookresowych o wymiarach $M \times M$.

Istnienie trendów I(2) można zweryfikować, stosując łączny test rzędu kointegracji (Johansen 1995b; Paruolo 1996). Jego celem jest określenie liczby trendów stochastycznych I(1) oraz I(2) (szerzej w: Majsterek 2008; Majsterek, Welfe 2013a).

Obecność wspólnych trendów stochastycznych I(2) powoduje, że konieczne jest zastosowanie analizy kointegracyjnej dla zmiennych zintegrowanych w stopniu 2, co jednak wiąże się z pewnymi komplikacjami interpretacyjnymi. Jeżeli spełnione są warunki długookresowej homogeniczności, to można zastosować transformację systemu I(2) w system I(1) (*I*(2)-*in*-*I*(1) *analysis*), eliminując z modelu relacje średniookresowe występujące pomiędzy zmiennymi (szerzej w: Juselius 2006; także: Kelm 2013). Po przekształceniu modelu I(2) do postaci I(2)-w-I(1) wnioskowanie przebiega analogicznie jak w przypadku analizy I(1).

## 4. Opis danych

W celu zbadania skali zjawiska *pass-through* w Polsce rozważono system VEC złożony z pięciu zmiennych. Są to: indeks cen ropy naftowej nominowanych w euro (*oil*), średniomiesięczny nominalny kurs EUR/PLN (*e*), indeks cen transakcyjnych importu (*impp*), indeks cen producenta (*ppi*) oraz indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych (*cpi*).

Do obliczenia indeksu cen ropy naftowej wykorzystano średnie arytmetyczne cen ropy Brent, Dubai Fateh i WTI, przeliczone na euro według średniego kursu miesięcznego USD/EUR. Indeks cen producentów krajowych obejmuje ceny towarów kierowanych na rynek krajowy. Ceny importu, producenta i konsumenta wyrażono w złotych. Indeksy cen konsumenta (*cpi*) oraz cen producentów krajowych (*ppi*) zostały wyrównane sezonowo metodą TRAMO/SEATS. Źródła wykorzystanych danych zawarto w tabeli 1.

Wszystkie analizowane szeregi są indeksami jednopodstawowymi (okresem bazowym jest 2005 r.), które poddano transformacji logarytmicznej. Dane mają miesięczną częstość i obejmują okres od stycznia 2000 do grudnia 2012 r. (156 obserwacji). Kształtowanie się poszczególnych zmiennych w rozważanym okresie przedstawiono na wykresach 1–5.

Ceny ropy pełnią w modelu funkcję aproksymanty szoków podażowych. Oszacowanie wpływu zmian kursu na ceny producenta oraz ceny importu umożliwia identyfikację strategii cenowych stosowanych, odpowiednio, przez krajowe i zagraniczne przedsiębiorstwa. Ceny importu wiążą się ta że z bezpośrednim oddziaływaniem wahań kursu na inflację, a ceny producenta – z oddziaływaniem pośrednim.

Wyniki przeprowadzonych testów pierwiastków jednostkowych (ADF i KPSS, tabele 2–3) wskazują, że wszystkie zmienne wykorzystane w badaniu są zintegrowane w stopniu 1. Indeksy cen producenta i konsumenta mogą jednak wykazywać cechy zmiennych I(2), które nie są identyfikowane przez zwykłe (jednowymiarowe) testy pierwiastków jednostkowych, jeżeli proces generujący dane charakteryzuje się dużym szumem (szerzej w: Juselius 2013). W badaniu dopuszczono zatem możliwość występowania zmiennych I(2).

## 5. Model efektu *pass-through* dla Polski: specyfikacja, estymacja i wnioski

Wektor rozważanych zmiennych endogenicznych jest następujący:

$$Y = [oil, e, impp, ppi, cpi]^T \tag{3}$$

W modelu uwzględniono dodatkowo siedem zmiennych zero-jedynkowych:

$$D = [d_{2000:12}, d_{2001:07}, d_{2004;04}, d_{2004:06}, d_{2008:08-12}, d_{2009:02}, d_{2010:12}] \tag{4}$$

Pierwsza ze zmiennych ($d_{2000:12}$) odpowiada spadkowi cen ropy naftowej, którego przyczyną była pogłębiająca się recesja globalna. Zmienna $d_{2001:07}$ wiąże się z gwałtowną deprecjacją złotego, spowodowaną m.in. recesją na światowych rynkach. Zmienne $d_{2004:04}$ oraz $d_{2004:06}$ odpowiadają akcesji Polski do Unii Europejskiej i związanemu z tym wzrostowi cen importu oraz cen krajowych. Zmienna $d_{2009:12}$ jest istotna dla objaśnienia zmienności cen producentów krajowych i łączy się z podwyżką podatku VAT od stycznia 2011 r. Zmienne $d_{2008:08-12}$ oraz $d_{2009:02}$ obrazuja globalny kryzys finansowy, który przyczynił się do gwałtownego spadku cen ropy i deprecjacji złotego.

Testy rzędu kointegracji w modelu (3) przeprowadzono przy założeniu, że w systemie są obecne zmienne I(2) (tabela 4). Pierwszą hipotezą zerową, której (przy przyjęciu istotności na poziomie 0,10) nie można odrzucić, jest hipoteza wskazująca na istnienie jednego wektora kointegrującego oraz czterech trendów stochastycznych I(1). Jednak zbudowanie modelu, którego parametry miałyby sensowną interpretację ekonomiczną dla przyjętej hipotezy zerowej, okazało się problematyczne. Przede wszystkim wątpliwości budzi zidentyfikowanie tylko jednego wektora kointegrującego. Tymczasem można oczekiwać, że w modelu będą dwie relacje kointegrujące, opisujące pośredni i bezpośredni wpływ zmian kursu na CPI. Wyniki testu łącznego rzędu kointegracji przy założeniu, że w systemie nie występują trendy I(2), są równoważne wynikom klasycznego testu śladu, który często prowadzi do niedoszacowania rzędu macierzy Π w przypadku, gdy w modelu występują zmienne I(2) (Majsterek, Welfe 2013b). Występowanie niedoszacowania rzędu kointegracji może zatem sugerować obecność zmiennych I(2) w systemie.

W związku z powyższym zdecydowano się uwzględnić drugą hipotezę zerową, której nie można odrzucić w łącznym teście rzędu kointegracji. Hipoteza ta wskazuje na istnienie dwóch relacji kointegrujących, dwóch trendów stochastycznych I(1) i jednego trendu I(2). Jeśli uznamy tę hipotezę za prawdziwą, konieczne będzie przeprowadzenie analizy kointegracyjnej I(2). Ponieważ jednak CPI i PPI spełniają warunki długookresowej homogeniczności (graniczny poziom istotności wynosi 0,52), analizę I(2) można zastąpić analizą I(2)-w-I(1), w której rozważany jest następujący wektor zmiennych endogenicznych:

$$Y = [oil, e, impp, cpi - ppi, \Delta cpi]^T \tag{5}$$

Optymalny rząd opóźnień w modelu VAR (5) wynosi dwa miesiące. Oszacowania parametrów macierzy $\alpha$ oraz $\beta$ przedstawiono w tabeli 5. Normalizacji wektorów kointegrujących dokonano na podstawie analizy wartości parametrów dostosowań, tak by zapewnić sensowną interpretację ekonomiczną otrzymanych relacji długookresowych. Pierwszy wektor kointegrujący został znormalizowany względem zmiennej $\Delta cpi$, a na parametry przy zmiennych *e, impp* oraz *oil* nałożono restrykcje zerowe. Drugi

wektor kointegrujący znormalizowano względem zmiennej *cpi – ppi*, na parametry odpowiadające inflacji CPI oraz zmiennej czasowej zostały nałożone restrykcje zerowe, a na parametry związane ze zmiennymi *e*, *impp* oraz *oil* nałożono restrykcje proporcjonalności. Wynik testu ilorazu wiarygodności (graniczny poziom istotności równy 0,28) nie daje podstaw, aby uznać nałożone restrykcje za nieuzasadnione. Składniki losowe poszczególnych równań mają akceptowalne własności stochastyczne (tabela 6).

Zidentyfikowane relacje kointegrujące zapisano poniżej (w nawiasach znajdują się moduły wartości statystyki *t* Studenta; $ECT_{\Delta cpi}$ i $ECT_{cpi-ppi}$ to oszacowania parametrów korekty błędem):

$$\Delta cpi = \underset{(4,1)}{-0,050}\,(cpi - ppi) \underset{(3,7)}{-0,0001}\,t,\ ECT_{\Delta cpi} = \underset{(7,7)}{-0,67} \tag{6}$$

$$cpi - ppi = \underset{(13,9)}{0,157}\,(impp - oil - e),\ ECT_{cpi-ppi} = \underset{(2,3)}{-0,03} \tag{7}$$

Interpretacja równania (6) jest następująca. Inflacja cen konsumenta jest determinowana przez odchylenia od długookresowej relacji wiążącej CPI i PPI. Dodatnie odchylenie od poziomu równowagi powoduje spadek inflacji CPI. Ceny producenta są pierwotną przyczyną inflacji cen konsumenta – wzrost cen producenta stanowi impuls inflacyjny, na który ceny konsumenta reagują przez zmiany inflacji CPI. Postać równania (6) sugeruje, że dezinflacja może być spowodowane dostosowaniem cen producentów krajowych w ocenach producentów w strefie euro (wyrażonych w tej samej walucie). Ujemny trend może być skutkiem nieuwzględnienia w modelu czynników dezinflacyjnych, np. malejących jednostkowych kosztów pracy. Obecność zmiennej czasowej w relacji (6) może być także konsekwencją obecności w systemie zmiennych zintegrowanych stopniu 2 (szerzej w: Juselius 2006).

Równanie (7) wskazuje, że odchylenia cen konsumenta od cen producenta w długim okresie są determinowane przez odchylenia cen importu od poziomu definiowanego przez parytet siły nabywczej. Nadwyżkowe przełożenie cen importu na ceny konsumenta może być spowodowane dużym udziałem cen importu konsumpcyjnego w cenach importu ogółem albo niepełnym odzwierciedleniem zmian kosztów produkcji w cenach producentów. Na podstawie otrzymanych wyników można ocenić, że producenci krajowi ustalają ceny swoich produktów na rynku krajowym według strategii *pricing to market*. Proporcjonalność cen importu i cen ropy wyrażonych w złotych oznacza, że spełnione jest prawo jednej ceny, tj. przeniesienie zmian kursu walutowego na ceny importu jest kompletne.

Wyniki rekursywnej estymacji parametrów modelu (wykresy 6–8) potwierdzają stabilność oszacowań parametrów w czasie. Estymacja rekursywna została przeprowadzona dla prób kończących się między styczniem 2003 a grudniem 2012 r. Wahania ocen parametrów mogą być konsekwencją małej liczebności próby, szczególnie w przypadku prób kończących się w początkowych okresach objętych analizą. Różnica między cenami importu a cenami ropy naftowej wyrażonymi w złotych (wykres 8) wywarła względnie duży wpływ na różnicę między CPI a PPI dla prób kończących się na przełomie 2008 i 2009 r. Może się to wiązać ze spadkami cen ropy i osłabieniem mechanizmu transmisji szoków zewnętrznych spowodowanym globalną recesją.

Niezbędnym etapem analizy kointegracyjnej jest rozważenie parametrów macierzy mnożników całkowitych (Π, por. model (1)), kwantyfikujących dostosowania do relacji długookresowych opisanych przez wektory kointegrujące. Zagregowany wpływ poszczególnych zmiennych w modelu (5) na zmiany inflacji CPI oraz wielkości odchyleń cen konsumenta od cen producenta wyrażają równania (8)–(9):

$$\Delta cpi = \underset{(3,3)}{0{,}007}\ (impp - e - oil) - \underset{(6,0)}{0{,}092}\ (cpi - ppi) - \underset{(7,7)}{0{,}0001}\ t \tag{8}$$

$$cpi - ppi = \underset{(2,4)}{0{,}190}\ (impp - e - oil) \tag{9}$$

W równaniu (8), objaśniającym inflację CPI, występuje kurs walutowy. Jednoznacznie wskazuje to, że zmiany kursu istotnie wpływają na zmiany inflacji, a tym samym efekt *pass-through* jest niezerowy.

Oszacowania parametrów krótkookresowych oraz parametrów związanych ze zmiennymi deterministycznymi zawarto w tabeli 7. Tempo zmian inflacji CPI jest determinowane przez odchylenia od ścieżek równowagi, zdefiniowanych przez obie relacje kointegrujące i zmiany cen ropy naftowej z poprzedniego okresu. Dodatnia i statystycznie istotnie różna od zera ocena parametru przy zmiennej zero-jedynkowej wyróżniającej czerwiec 2004 r. wskazuje, że impuls inflacyjny wywołany wejściem Polski do Unii Europejskiej nastąpił miesiąc po akcesji.

Nadwyżka inflacji CPI nad inflacją PPI jest determinowana przez odchylenia od stanu równowagi, zdefiniowanego przez drugi wektor kointegrujący, wzrost cen ropy naftowej oraz nadwyżkę inflacji CPI nad inflacją PPI z poprzedniego okresu. Wzrost cen ropy naftowej oddziałuje silniej na inflację CPI, co może wskazywać, że zmiany cen ropy z opóźnieniem wpływają na wzrost kosztów produkcji. Ujemne wartości parametrów przy zmiennych zero-jedynkowych wyróżniających kwiecień 2004 i grudzień 2010 r. sugerują, że producenci zdecydowali się podnieść ceny jeszcze przed akcesją Polski do Unii Europejskiej oraz przed zapowiadaną podwyżką podatków VAT. Globalny kryzys finansowy spowodował zwiększenie relacji inflacji CPI do inflacji PPI.

Oszacowania wartości współczynników przeniesienia otrzymano za pomocą uogólnionej funkcji odpowiedzi na impuls (*generalised impulse-response function*, szerzej w: Pesaran, Shin 1998). Analizowano reakcję poszczególnych zmiennych na impuls kursowy (deprecjację) o wielkości jednego odchylenia standardowego, tj. około 0,02 pkt proc. w skali miesięcznej (wykresy 9–10). Wnioski są następujące:

1. Zgodnie z otrzymanymi wynikami nieoczekiwana deprecjacja złotego względem euro powoduje dalszy spadek rynkowej wartości waluty krajowej. Maksymalna wartość współczynnika przeniesienia zmian kursu na zmiany cen wynosi 1,40 i jest osiągana po czterech miesiącach.

2. Efekt przeniesienia zmian kursu na ceny importu wyniósł 0,86 po pół roku, 0,78 po roku i 0,74 po dwóch latach. Największa wartość współczynnika wyniosła 0,98 (po dwóch miesiącach). Efekt *pass-through* dla cen importu jest zatem kompletny, co wskazuje na dużą siłę cenową przedsiębiorstw zagranicznych, a także małą cenową elastyczność popytu na dobra importowane i małą konkurencyjność dóbr krajowych w stosunku do dóbr importowanych bądź brak krajowych substytutów. Jak wskazują Beirne i Bijsterbosch (2009), przyczyną silnego oddziaływania zmian kursu na ceny importu może być także fakt, że duża część handlu zagranicznego jest fakturowana w walutach obcych, co skłania producentów zagranicznych do stosowania strategii *producer currency pricing*.

3. Nieantycypowana deprecjacja kursu silniej oddziałuje na ceny producenta niż konsumenta, co można uzasadnić większym udziałem dóbr niewymiennych w koszyku dóbr będących podstawą obliczania CPI. Największa co do modułu wartość współczynnika przeniesienia dla nadwyżki CPI nad PPI została osiągnięta po dwóch miesiącach.

4. Efekt przeniesienia deprecjacji kursu na inflację CPI jest słaby. Największa wartość współczynnika przeniesienia wyniosła 0,02 i została osiągnięta po dwóch miesiącach. Po sześciu i 12 miesiącach

współczynnik *pass-through* był równy około 0,006, a po dwóch latach – około 0,002. W pierwszym miesiącu po wystąpieniu szoku wartość współczynnika była ujemna, co wskazuje, że inflacja CPI reaguje na zmiany kursu z opóźnieniem. Słaby efekt *pass-through* sugeruje, że zmiany kursu walutowego mogą nie być skutecznym narzędziem łagodzenia presji inflacyjnej.

Szok kursowy spowodował trwałe zmiany kursu walutowego, cen importu oraz nadwyżki CPI nad PPI, co jest konsekwencją obecności zmiennych I(2) w systemie.

## 6. Podsumowanie

Celem pracy była analiza zjawiska przenoszenia zmian kursu walutowego na ceny importu oraz inflację w Polsce. W badaniu wykorzystano analizę kointegracyjną, dopuszczając możliwość występowania w systemie zmiennych zintegrowanych w stopniu 2. Oszacowania wartości współczynników przeniesienia otrzymano za pomocą uogólnionej funkcji odpowiedzi na impuls.

Efekt przeniesienia zmian kursu na inflację CPI okazał się słaby. Największa wartość współczynnika przeniesienia wyniosła 0,02 i została osiągnięta po dwóch miesiącach. Po dwóch latach wartość współczynnika *pass-through* wyniosła około 0,002. Słaby efekt *pass-through* wskazuje, że zmiany kursu walutowego mogą nie być skutecznym narzędziem łagodzenia presji inflacyjnej.

Otrzymane wyniki pozwoliły także na ocenę strategii cenowych realizowanych przez krajowe i zagraniczne przedsiębiorstwa. Zmiany kursu walutowego oraz cen ropy powodują zniwelowanie nadwyżki cen konsumenta nad cenami producenta, co może sugerować, że producenci krajowi ustalają ceny swoich produktów na rynku krajowym według strategii *pricing to market*. Największa wartość współczynnika przeniesienia zmian kursu na ceny importu wyniosła 0,98 (po dwóch miesiącach). Oznacza to, że producenci zagraniczni ustalają ceny swoich dóbr na polskim rynku zgodnie ze strategią *producer currency pricing* (efekt *pass-through* jest kompletny).

## Bibliografia

Beirne J., Bijsterbosch M. (2009), *Exchange rate pass-through in Central and Eastern European member states*, ECB Working Paper, 1120, European Central Bank, Frankfurt am Main.

Ca'Zorzi M., Hahn E., Sánchez M. (2007), *Exchange rate pass-through in emerging markets*, ECB Working Paper, 739, European Central Bank, Frankfurt am Main.

Darvas Z. (2001), *Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries*, Discussion Paper 10/01, Economic Research Centre of the Deutsche Bundensbank, Frankfurt am Main.

Goldberg P.K., Knetter M.M. (1997), Goods prices and exchange rates: What have we learned?, *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243–1272.

Johansen S. (1995a), *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*, Oxford University Press, Oxford.

Johansen S. (1995b), A statistical analysis for I(2) variables, *Econometric Theory*, 11, 25–29.

Juselius K. (2006), *The cointegrated VAR model*, Oxford University Press, New York.

Juselius K. (2013), *Testing for near I(2) trends when the signal to noise ratio is small*, Working Paper, 14-01, University of Copenhagen, Copenhagen.

Kelm R. (2013), *Kurs złoty/euro: teoria i empiria*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P., Shin Y. (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
Majsterek M. (2008), *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
Majsterek M., Welfe A. (2013a), Wielowymiarowa analiza kointegracyjna, w: A. Welfe (red.), *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
Majsterek M., Welfe A. (2013b), Modelowanie cen: analiza I(2), w: A. Welfe (red.), *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
McCarthy J. (1999), *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies*, Working Paper, 79, Bank for International Settlements, Basel.
Mann C.L. (1986), Prices, profit margins and exchange rates, *Federal Reserve Bulletin*, 72 (June), 366–379.
Menon J. (1994), *Flexible exchange rates and traded goods prices: a theory of the short-run*, General Paper, G-108, Centre of Policy Studies, Monash University, Melbourne.
Menon J. (1996), The degree and determinants of exchange rate pass-through: market structure, non-tariff barriers and multinational corporations, *The Economic Journal*, 106(435), 434–444.
Paruolo P. (1996), On the determination of integration indicies in I(2) systems, *Journal of Econometrics*, 72, 313–356.
Pesaran M.H., Shin Y. (1998), Generalised impulse response analysis in linear multivariate models, *Economics Letters*, 58(1), 17–29.
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.
Taylor J.B. (2000), Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms, *European Economic Review*, 44(7), 1389–1408.
Welfe A. (2009), *Ekonometria. Metody i zastosowania*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.

# Aneks

Tabela 1
Źródła danych

| **Dane** | **Źródło** |
|---|---|
| Ceny ropy naftowej | data.worldbank.org (ścieżka: Data Catalog -> GEM Commodities -> Databank -> Topic -> Index, 2005=100, nominal US$ -> Crude oil, avg, spot, $/bbl, nominal$) |
| Średniomiesięczne kursy nominalne EUR/PLN, EUR/USD | Eurostat, baza danych: Euro/ECU exchange rates |
| PPI w Polsce | Eurostat, baza danych: Producer prices in industry, domestic market |
| Ceny transakcyjne importu, CPI | Główny Urząd Statystyczny, Biuletyn Statystyczny, Tablica 1 |

Tabela 2
Wyniki testu ADF

| **Wyniki testu ADF (z wyrazem wolnym i trendem)** | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| zmienna | rząd opóźnień | graniczny poziom istotności | zmienna | rząd opóźnień | graniczny poziom istotności |
| *oil* | 1 | 0,062 | Δ*oil* | 0 | 0,000 |
| *e* | 1 | 0,132 | Δ*e* | 0 | 0,000 |
| *impp* | 2 | 0,475 | Δ*impp* | 1 | 0,000 |
| *ppi* | 1 | 0,483 | Δ*ppi* | 0 | 0,000 |
| *cpi* | 1 | 0,765 | Δ*cpi* | 0 | 0,000 |
| **Wyniki testu ADF (z wyrazem wolnym)** | | | | | |
| zmienna | rząd opóźnień | graniczny poziom istotności | zmienna | rząd opóźnień | graniczny poziom istotności |
| *oil* | 1 | 0,579 | Δ*oil* | 0 | 0,000 |
| *e* | 1 | 0,036 | Δ*e* | 0 | 0,000 |
| *impp* | 2 | 0,895 | Δ*impp* | 1 | 0,000 |
| *ppi* | 1 | 0,975 | Δ*ppi* | 0 | 0,000 |
| *cpi* | 1 | 0,935 | Δ*cpi* | 0 | 0,000 |

Tabela 3
Wyniki testu KPSS

| Wyniki testu KPSS (bez trendu) | | | | Wyniki testu KPSS (z trendem) | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | $k+0$ | $k+4$ | $k+13$ | | $k+0$ | $k+4$ | $k+13$ |
| *oil* | 12,35 | 2,622 | 1,051 | *oil* | 0,568 | **0,136** | **0,075** |
| Δ*oil* | **0,040** | **0,030** | **0,044** | Δ*oil* | **0,039** | **0,029** | **0,044** |
| *e* | 0,803 | **0,180** | **0,088** | *e* | 0,783 | 0,175 | 0,086 |
| Δ*e* | **0,079** | **0,047** | **0,053** | Δ*e* | **0,071** | **0,042** | **0,048** |
| *impp* | 10,93 | 2,379 | 0,960 | *impp* | 1,540 | 0,384 | 0,185 |
| Δ*impp* | **0,037** | **0,085** | **0,123** | Δ*impp* | **0,012** | **0,027** | **0,044** |
| *ppi* | 15,39 | 3,173 | 1,206 | *ppi* | 1,700 | 0,361 | 0,164 |
| Δ*ppi* | **0,201** | **0,100** | **0,077** | Δ*ppi* | **0,101** | **0,050** | **0,040** |
| *cpi* | 15,03 | 3,128 | 1,207 | *cpi* | 2,397 | 0,508 | 0,213 |
| Δ*cpi* | **0,355** | **0,171** | **0,115** | Δ*cpi* | 0,375 | 0,180 | **0,121** |

Uwagi: wartości krytyczne dla testu KPSS bez trendu wynoszą dla $\alpha = 0{,}1$: 0,349; $\alpha = 0{,}05$: 0,464; $\alpha = 0{,}01$: 0,737. Wartości krytyczne dla testu KPSS z trendem wynoszą: $\alpha = 0{,}1$: 0,120; $\alpha = 0{,}05$: 0,148; $\alpha = 0{,}01$: 0,216. Pogrubioną czcionką wyróżniono wartości, w przypadku których nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej przy ustalonym poziomie istotności równym 0,05. Trzy warianty szerokości pasma przenoszenia ($k$) zostały obliczone według wzorów zaproponowanych przez Kwiatkowskiego i in. (1992).

Tabela 4
Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji (graniczne poziomy istotności)

| $M-R$ | $R$ | $S_2 = M - R - S_1$ | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 5 | 4 | 3 | 2 | 1 | 0 |
| 5 | 0 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,025 |
| 4 | 1 | | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,085 | **0,326** |
| 3 | 2 | | | 0,000 | 0,086 | **0,495** | 0,709 |
| 2 | 3 | | | | 0,572 | 0,948 | 0,774 |
| 1 | 4 | | | | | 0,916 | 0,894 |

Uwagi:
$R$ – rząd kointegracji, $M$ – liczba zmiennych w modelu, $S_1$ – liczba trendów stochastycznych I(1), $S_2$ – liczba trendów stochastycznych I(2).
Testowany zestaw hipotez przy założeniu, że liczba wszystkich wspólnych trendów stochastycznych (I(1) i I(2)) jest równa $M-R$: $H_{0,i} : S_1 = i$, $H_{1,i} : \sim H_{0,i}$.

Tabela 5

Oszacowania parametrów modelu (5)

| | ***oil*** | ***e*** | ***impp*** | ***cpi − ppi*** | **Δ*cpi*** | ***trend*** |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $\beta(1)$ | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,050<br>(4,1) | 1,000 | 0,0001<br>(3,7) |
| $\beta(2)$ | 0,157<br>(13,9) | 0,157<br>(13,9) | -0,157<br>(13,9) | 1,000 | 0,000 | 0,000 |
| | **Δ*oil*** | **Δ*e*** | **Δ*impp*** | **Δ(*cpi – ppi*)** | **$\Delta^2$*cpi*** | |
| $\alpha(1)$ | -3,758<br>(1,4) | -1,725<br>(2,2) | -1,592<br>(1,5) | 0,121<br>(0,8) | -0,667<br>(7,7) | |
| $\alpha(2)$ | -0,990<br>(3,7) | 0,024<br>(0,3) | 0,143<br>(1,4) | -0,035<br>(2,4) | -0,028<br>(3,3) | |

Uwaga: w nawiasach znajdują się moduły wartości statystyki *t* Studenta.

Tabela 6

Własności stochastyczne składników losowych w modelu (5)

| | **Skośność** | **Kurtoza** | **Normalność** |
|---|---|---|---|
| *oil* | -0,574 | 3,560 | 0,246 |
| *e* | 0,189 | 2,573 | 0,912 |
| *impp* | -0,240 | 3,828 | 0,000 |
| *cpi – ppi* | 0,368 | 3,449 | 0,375 |
| Δ*cpi* | 0,115 | 2,802 | 0,442 |
| **LM(1)** | **LM(2)** | **LM(3)** | **LM(4)** |
| 0,169 | 0,054 | 0,912 | 0,287 |

Uwaga: w kolumnach „normalność" oraz „LM(*i*)" znajdują się graniczne poziomy istotności, odpowiednio, dla testu normalności rozkładu Doornika-Hansena oraz wielowymiarowych testów autokorelacji *i*-tego rzędu mnożnika Lagrange'a.

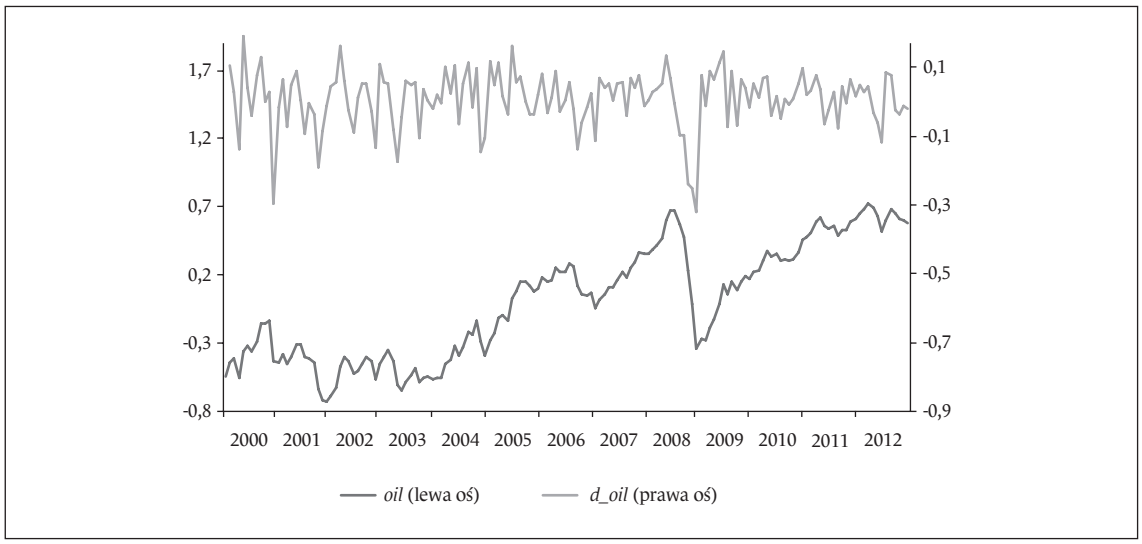
Tabela 7
Oszacowania parametrów macierzy mnożników krótkookresowych i macierzy przy zmiennych deterministycznych

| | $\Delta oil$ | $\Delta e$ | $\Delta impp$ | $\Delta(cpi - ppi)$ | $\Delta^2 cpi$ |
|---|---|---|---|---|---|
| $\Delta oil\ (-1)$ | **0,184** (2,3) | -0,016 (0,7) | 0,051 (1,6) | **0,015** (3,5) | **0,006** (2,5) |
| $\Delta e(-1)$ | -0,151 (0,6) | **0,333** (4,3) | **0,696** (6,7) | 0,007 (0,5) | 0,006 (0,7) |
| $\Delta impp(-1)$ | -0,298 (1,9) | -0,049 (1,1) | **-0,560** (9,4) | 0,014 (1,7) | 0,001 (0,2) |
| $\Delta(cpi - ppi)(-1)$ | 0,590 (0,4) | 0,297 (0,7) | **-1,263** (2,1) | **0,198** (2,3) | **-0,212** (4,3) |
| $\Delta^2 cpi(-1)$ | 0,812 (0,4) | 0,966 (1,5) | 0,683 (0,8) | -0,036 (0,3) | 0,0002 (0,0) |
| $d_{2000:12}$ | **-0,301** (4,6) | 0,002 (0,1) | 0,026 (1,0) | 0,006 (1,5) | 0,0002 (0,1) |
| $d_{2001:07}$ | -0,109 (1,6) | **0,080** (4,1) | 0,029 (1,1) | 0,005 (1,4) | 0,001 (0,4) |
| $d_{2004:04}$ | -0,013 (0,2) | 0,013 (0,7) | -0,020 (0,8) | **-0,018** (4,9) | 0,001 (0,5) |
| $d_{2004:06}$ | -0,100 (1,5) | -0,015 (0,8) | **0,145** (5,6) | 0,005 (1,4) | **0,005** (2,2) |
| $d_{2008:8–12}$ | **-0,185** (5,8) | **0,032** (3,5) | 0,015 (1,3) | **0,005** (2,8) | 0,0005 (0,5) |
| $d_{2009:02}$ | -0,103 (1,5) | **0,081** (4,0) | 0,047 (1,7) | -0,005 (1,4) | 0,001 (0,5) |
| $d_{2010:12}$ | 0,071 (1,1) | 0,016 (0,8) | 0,036 (1,4) | **-0,013** (3,7) | 0,002 (1,1) |

Uwaga: w nawiasach znajdują się moduły wartości statystyki *t* Studenta.

Wykres 1

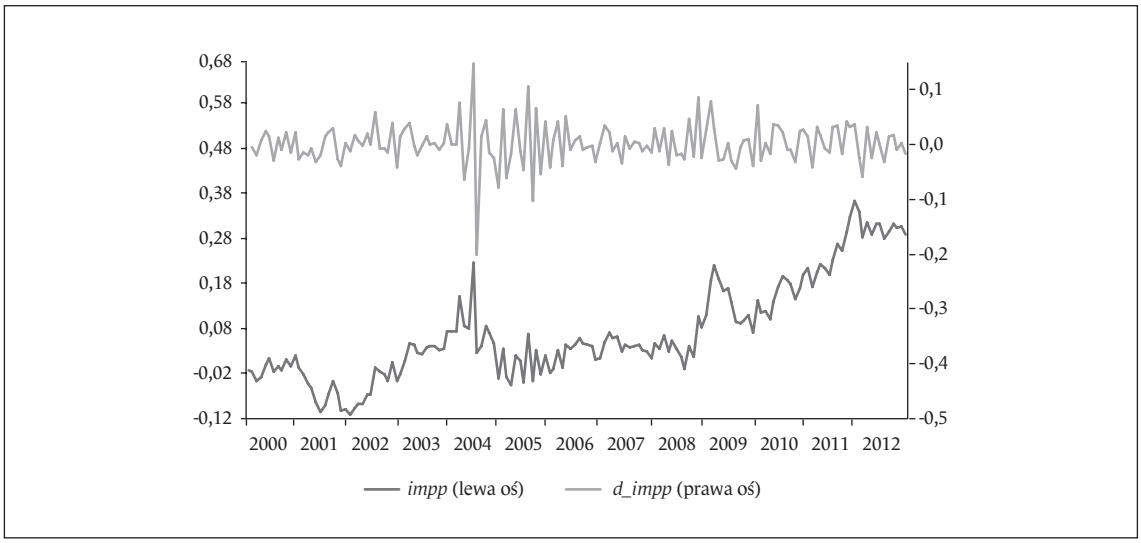
Indeks cen ropy naftowej (*oil*); 2005 = 1,00; logarytm naturalny



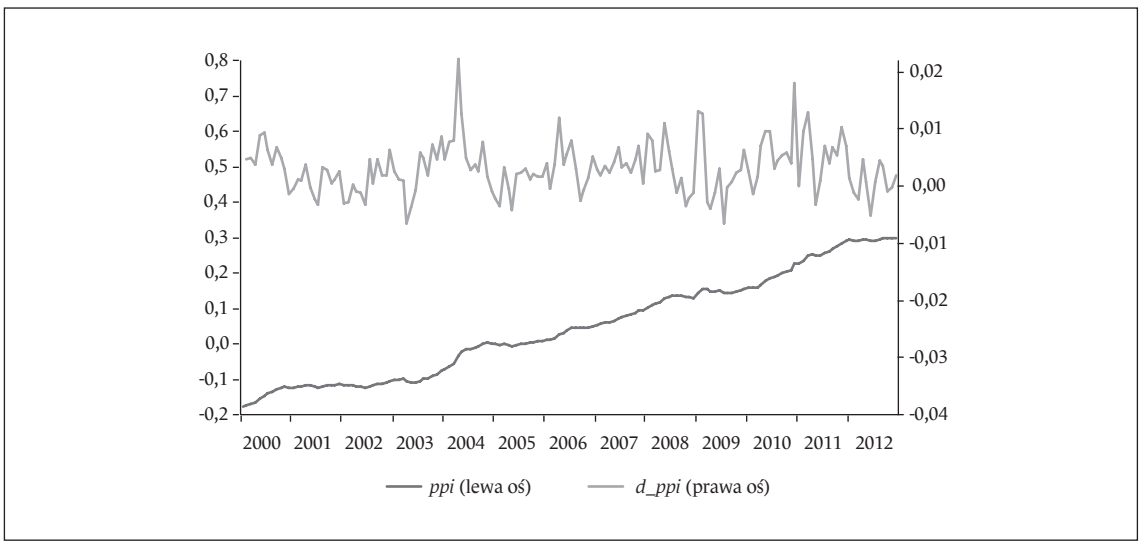

Wykres 2

Nominalny kurs EUR/PLN (*e*); indeks, 2005 = 1,00; logarytm naturalny

Wykres 3
Indeks cen importu (*impp*), 2005 = 1,00; logarytm naturalny

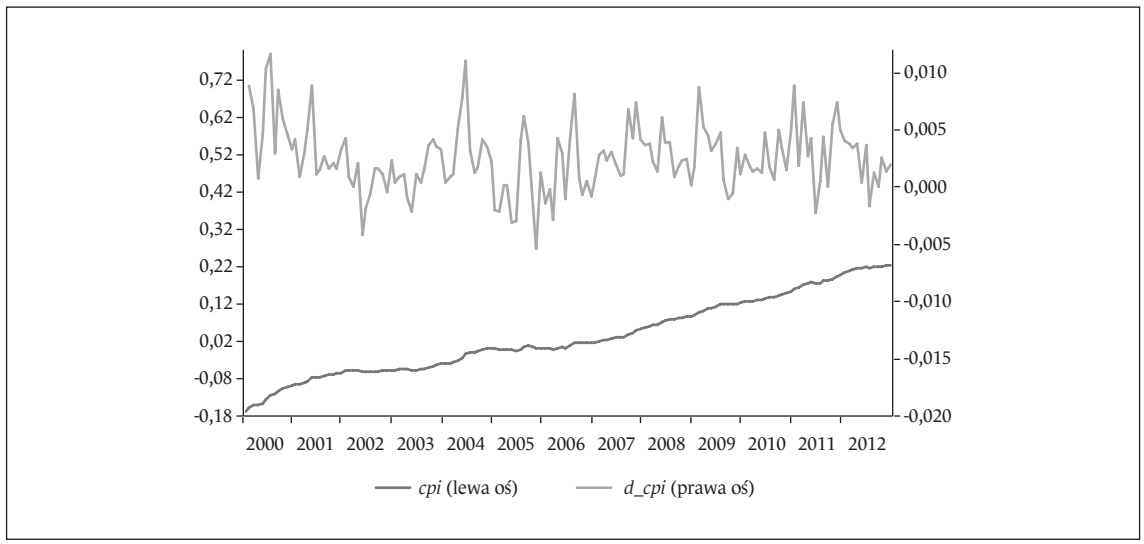



Wykres 4
Indeks cen producenta (*ppi*), 2005 = 1,00; logarytm naturalny



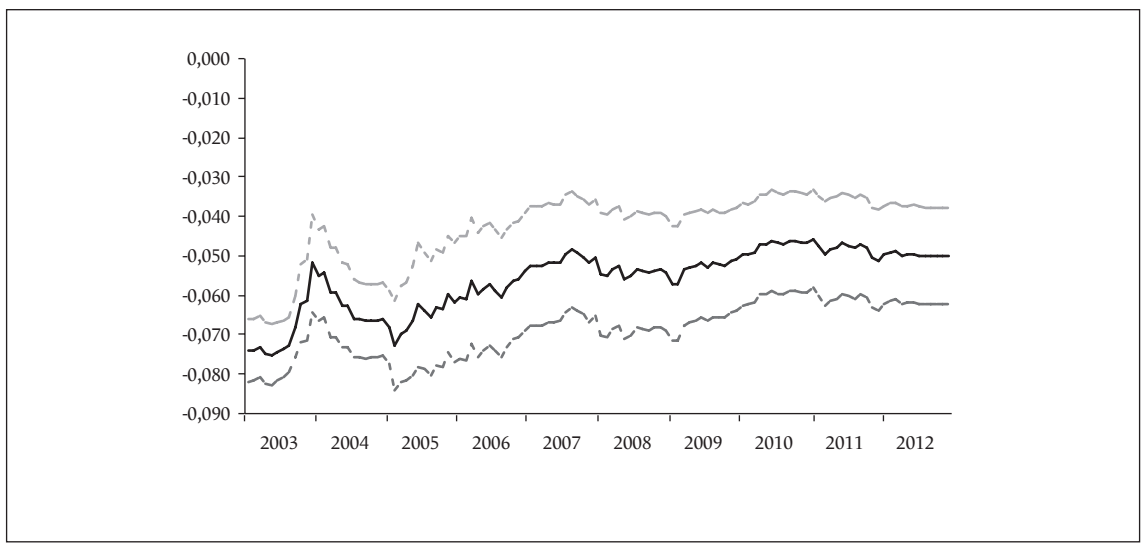
Wykres 5

Indeks cen konsumenta (*cpi*), 2005 = 1,00; logarytm naturalny




Wykres 6

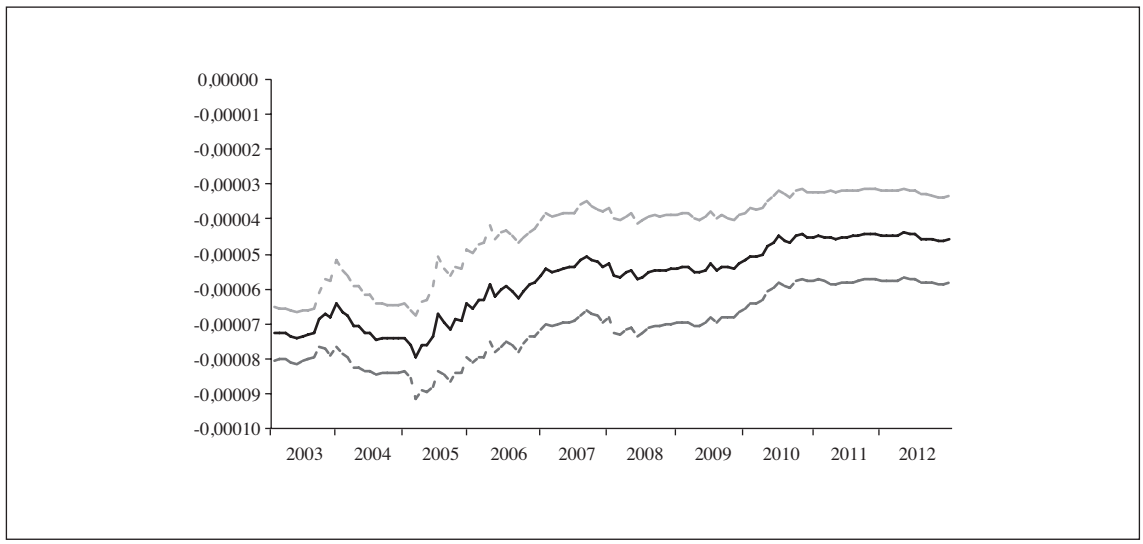
Estymacja rekursywna parametru przy wyrażeniu *cpi* – *ppi* w równaniu (6)




Uwaga: linia ciągła – oszacowana wartość parametru, linie przerywane – oszacowana wartość parametru +/- odchylenie standardowe.

Wykres 7

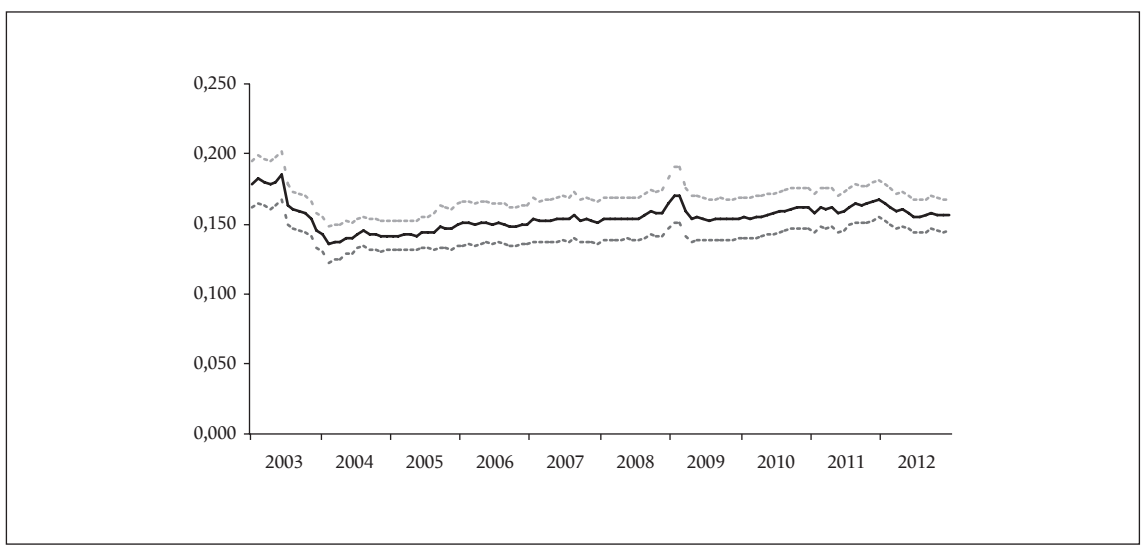
Estymacja rekursywna parametru przy trendzie w równaniu (6)




Uwaga: linia ciągła – oszacowana wartość parametru, linie przerywane – oszacowana wartość parametru +/- odchylenie standardowe.

Wykres 8

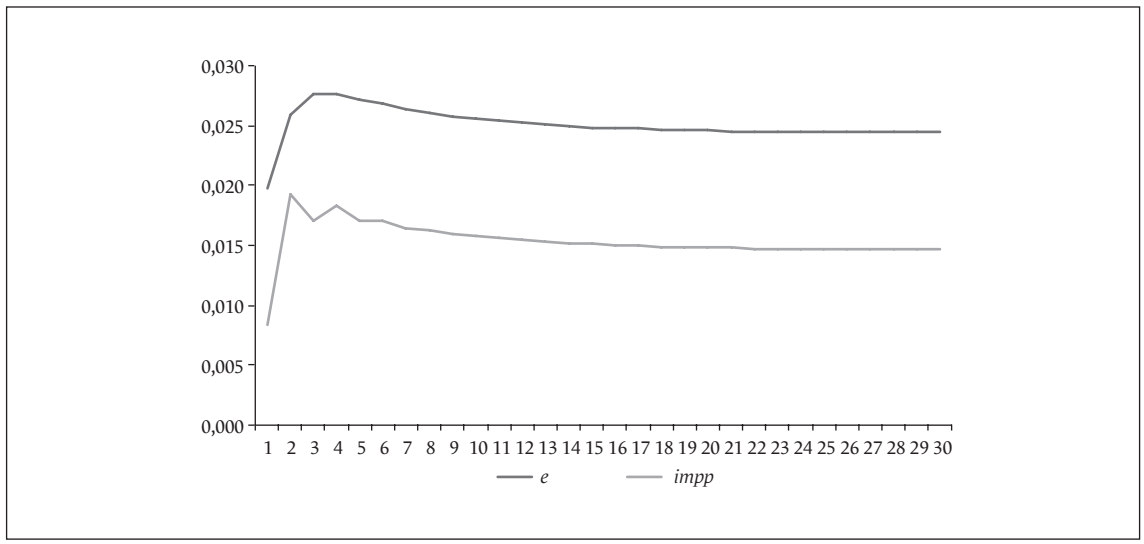
Estymacja rekursywna parametru przy wyrażeniu *impp – e – oil* w równaniu (7)




Uwaga: linia ciągła – oszacowana wartość parametru, linie przerywane – oszacowana wartość parametru +/- odchylenie standardowe.

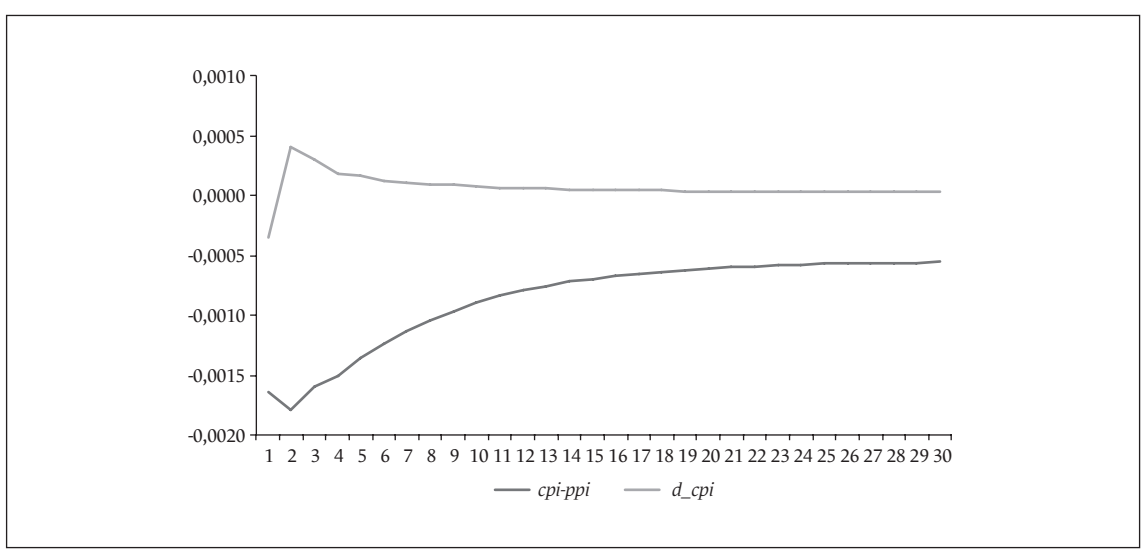
Wykres 9

Uogólniona funkcja odpowiedzi na impuls kursowy: kurs walutowy i ceny importu




Wykres 10

Uogólniona funkcja odpowiedzi na impuls kursowy: relacja CPI do PPI i inflacja CPI



# Exchange rate pass-through to domestic inflation in Poland

## Abstract

This paper aims to examine an exchange rate pass-through to import prices and domestic inflation in Poland over the period from 2000 to 2012. The analysis is based on vector error correction model, the generalised impulse response function is used to estimate the degree of pass-through. Exchange rate pass-through to import prices appears to be complete, thus the law of one price holds. The degree of pass-through for domestic inflation is about 0.02 after two months and about 0.002 after two years. The results exhibit pricing to market behaviour of Polish producers in Polish market, while foreign producers apply producer currency pricing.

**Keywords**: pass-through effect, inflation, exchange rate