

# MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 226

---

Wpływ zmian kursu walutowego  
na dynamikę procesów inflacyjnych

---

Radosław Cholewiński

Warszawa, marzec 2008 r.

Autor pragnie złożyć podziękowania promotorowi niniejszej pracy dr. Stanisławowi Kluzie z Instytutu Statystyki i Demografii Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie oraz jej recenzentowi prof. dr. hab. Andrzejowi Sławińskiemu z Katedry Skarbowości Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, a także anonimowemu recenzentowi z Narodowego Banku Polskiego.

Projekt graficzny:

Oliwka s.c.

Skład i druk:

Drukarnia NBP

Wydął:

Narodowy Bank Polski  
Departament Komunikacji Społecznej  
00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21  
tel. 022 653 23 35, fax 022 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2008

Materiały i Studia rozprowadzane bezpłatnie.

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>

---

## Spis treści

---

Spis tabel .....	4
Spis wykresów i schematów .....	6
Streszczenie .....	8
Wprowadzenie .....	10
1. Przegląd literatury .....	12
2. Model .....	16
2.1. Koncepcja łańcucha dystrybucji .....	16
2.2. Formalizacja systemu – strukturalny wektor autoregresji .....	19
2.3. Analiza kointegracji .....	21
2.4. Współczynniki <i>pass-through</i> .....	22
3. Dane .....	24
3.1. Definicje zmiennych. Źródła danych .....	24
3.2. Analiza stacjonarności szeregów czasowych .....	27
3.3. Analiza autokorelacji szeregów czasowych .....	31
3.4. Analiza kointegracji szeregów czasowych .....	35
4. Wyniki empiryczne .....	39
4.1. Modyfikacje postaci modelu. Uwagi przed estymacją .....	39
4.2. Estymacja modelu VECM .....	41
4.3. Analiza korelogramu reszt modelu .....	46
4.4. Faktoryzacja – estymacja modelu SVECM .....	49
4.5. Obliczenie współczynników <i>pass-through</i> .....	50
4.6. Dekompozycja wariancji .....	55
5. Aspekt polityki pieniężnej .....	60
6. Wnioski .....	66
Bibliografia .....	71

---

 Spis tabel
 

---

Tabele 1–2 Wyniki testu pierwiastka jednostkowego dla poziomów zmiennych	29
Tabele 3–4 Wyniki testu pierwiastka jednostkowego dla pierwszych przyrostów zmiennych	30
Tabela 5 Podsumowanie analizy stacjonarności szeregów czasowych wykorzystanych do estymacji modelu	31
Tabele 6–7 Oszacowanie funkcji ACF i PACF dla pierwszych przyrostów cen ropy naftowej oraz dla luki popytowej	32
Tabele 8–9 Oszacowanie funkcji ACF i PACF dla drugich przyrostów podaży pieniądza oraz dla pierwszych przyrostów kursu walutowego	33
Tabele 10–11 Oszacowanie funkcji ACF i PACF dla pierwszych przyrostów cen importu oraz dla drugich przyrostów cen producenta	34
Tabela 12 Oszacowanie funkcji ACF i PACF dla drugich przyrostów cen konsumenta	34
Tabela 13 Test kointegracji (statystyka testowa oparta na teście śladu macierzy)	37
Tabela 14 Test kointegracji (statystyka testowa oparta na teście maksymalnej wartości własnej)	37
Tabela 15 Test kointegracji dla rzędu opóźnień równego jeden (statystyka testowa oparta na teście śladu macierzy)	41
Tabela 16 Test kointegracji dla rzędu opóźnień równego jeden (statystyka testowa oparta na teście maksymalnej wartości własnej)	41
Tabela 17 Oszacowanie trzech liniowo niezależnych wektorów kointegrujących	42
Tabela 18 Oszacowanie trzech liniowo niezależnych wektorów kointegrujących przy dodatkowych restrykcjach	43
Tabela 19 Wyniki estymacji modelu po zastosowaniu kryterium informacyjnego Akaike	44
Tabela 20 Klasyczne statystyki regresji dla modelu VECM	45
Tabela 21 Reprezentacja VAR oszacowanego modelu	45
Tabela 22 Oszacowanie macierzy warunków strukturalnych <b>B</b>	49
Tabela 23 Oszacowanie macierzy warunków strukturalnych <b>B</b> po nałożeniu dodatkowych restrykcji	50

<b>Tabela 24</b> Wielkości współczynników <i>pass-through</i> dla cen krajowych . . . . .	52
<b>Tabela 25 i 26</b> Wielkości współczynników <i>pass-through</i> dla miesięcznej (m/m) oraz rocznej (r/r) stopy inflacji producenta oraz konsumenta . . .	55
<b>Tabela 24</b> Dekompozycja wariancji dla składnika losowego w równaniach cen importu oraz inflacji producenta . . . . .	58
<b>Tabela 25</b> Dekompozycja wariancji dla składnika losowego w równaniach cen importu oraz inflacji producenta . . . . .	58
<b>Tabela 26</b> Dekompozycja wariancji dla składnika losowego w równaniu inflacji konsumenta . . . . .	59

---

 Spis wykresów i schematów
 

---

<b>Schemat 1</b> Początek łańcucha dystrybucji .....	17
<b>Schemat 2</b> Koniec łańcucha dystrybucji .....	18
<b>Schemat 3</b> Pełen łańcuch dystrybucji .....	18
<b>Wykres 1</b> Ceny ropy naftowej $s$ , luka popytowa $d$ , podaż pieniądza $m$ , kurs walutowy $e$ , ceny importu $i$ , ceny producenta $p$ oraz ceny konsumenta $c$ .....	27
<b>Wykres 2</b> Pierwsze różnice cen ropy naftowej $s$ , luki popytowej $d$ , podaży pieniądza $m$ , kursu walutowego $e$ , cen importu $i$ , cen producenta $p$ oraz cen konsumenta $c$ .....	30
<b>Wykres 3</b> Korelogram reszt modelu – ceny ropy naftowej .....	47
<b>Wykres 4</b> Korelogram reszt modelu – dynamika wzrostu podaży pieniądza ...	47
<b>Wykres 5</b> Korelogram reszt modelu – kurs walutowy .....	47
<b>Wykres 6</b> Korelogram reszt modelu – ceny importu .....	48
<b>Wykres 7</b> Korelogram reszt modelu – inflacja producenta .....	48
<b>Wykres 8</b> Korelogram reszt modelu – inflacja konsumenta .....	48
<b>Wykres 9</b> Funkcja odpowiedzi cen importu na impuls walutowy .....	51
<b>Wykres 10</b> Funkcja odpowiedzi cen producenta na impuls walutowy .....	51
<b>Wykres 11</b> Funkcja odpowiedzi cen konsumenta na impuls walutowy .....	52
<b>Wykres 12</b> Funkcja autoodpowiedzi kursu walutowego .....	52
<b>Wykres 13</b> Funkcja odpowiedzi miesięcznej stopy inflacji producenta na impuls walutowy .....	54
<b>Wykres 14</b> Funkcja odpowiedzi miesięcznej stopy inflacji konsumenta na impuls walutowy .....	54
<b>Wykres 15</b> Funkcja odpowiedzi rocznej stopy inflacji producenta na impuls walutowy .....	54
<b>Wykres 16</b> Funkcja odpowiedzi rocznej stopy inflacji konsumenta na impuls walutowy .....	55
<b>Wykres 17</b> Dekompozycja wariancji dla składnika resztowego w równaniu cen importu .....	56
<b>Wykres 18</b> Dekompozycja wariancji dla składnika resztowego w równaniu inflacji producenta .....	56

<b>Wykres 19</b>	Dekompozycja wariancji dla składnika resztowego w równaniu inflacji konsumenta . . . . .	57
<b>Wykres 20</b>	Funkcja odpowiedzi kursu walutowego na szok monetarny . . . . .	62
<b>Wykres 21</b>	Funkcja odpowiedzi dynamiki podaży pieniądza na szok walutowy . . .	62
<b>Wykres 22</b>	Funkcja odpowiedzi cen importu na szok monetarny . . . . .	62
<b>Wykres 23</b>	Funkcja odpowiedzi dynamiki podaży pieniądza na szok w cenach importu . . . . .	63
<b>Wykres 24</b>	Funkcja odpowiedzi inflacji producenta (m/m) na szok monetarny . . .	63
<b>Wykres 25</b>	Funkcja odpowiedzi dynamiki podaży pieniądza na szok w inflacji producenta . . . . .	63
<b>Wykres 26</b>	Funkcja odpowiedzi dynamiki podaży pieniądza na szok w inflacji konsumenta . . . . .	64
<b>Wykres 27</b>	Funkcja odpowiedzi inflacji konsumenta (m/m) na szok monetarny . . .	64

---

## Streszczenie

---

Poniższa praca ma na celu analizę wpływu zmian kursu walutowego na dynamikę procesów inflacyjnych (ang. *exchange rate pass-through to domestic prices*) w gospodarce polskiej w latach 1995–2006. Proponowany jest formalny model opisujący transmisję impulsu kursowego w gospodarce, który jest następnie estymowany jako strukturalny wektorowy model korekty błędem (SVECM). Na podstawie funkcji reakcji agregatów cenowych generowanych przez model zostają obliczone współczynniki *pass-through*, mierzące siłę oddziaływania zmian kursu walutowego na te agregaty. Następnie wariancja poszczególnych indeksów cen jest poddawana dekompozycji, która ma określić, w jakim stopniu zmienność kursu determinuje zmienność cen. Uzyskane wyniki są interpretowane w kontekście stabilizacyjnej funkcji polityki pieniężnej.

**Słowa kluczowe:** inflacja, kurs walutowy, efekt *pass-through*, polityka pieniężna, model SVECM

**Klasyfikacja JEL:** C32, E31, E52, F31, F41



*Nawet rozczarowanie, jeśli jest tylko gruntowne i ostateczne, stanowi krok naprzód.*

Max Planck (1858–1947)

---

## Wprowadzenie

---

*Teorie ekonomiczne nie są po prostu narzędziami tworzenia dokładnych predykcji dotyczących zjawisk ekonomicznych, lecz rzeczywistymi próbami ujawnienia sił przyczynowych, działających w systemie ekonomicznym.*

Mark Blaug (ur. 1927)

Poniższa praca ma na celu analizę wpływu zmian kursu walutowego na dynamikę procesów inflacyjnych w Polsce w latach 1995–2006. Zjawisko to w literaturze anglojęzycznej jest znane pod nazwą *exchange rate pass-through* (lub krócej *pass-through*) i stanowi przedmiot zainteresowania ekonomistów od ponad 20 lat. Gwałtowny rozwój metod ekonometrycznych pozwolił na pomiar siły tej zależności. Znajomość natężenia, z jakim zmiany kursu walutowego wpływają na ścieżkę wzrostu cen w gospodarce, pozwala z kolei wyciągnąć wnioski o pożądanym kształcie polityki monetarnej w kraju.

Wpływ kursu walutowego na różne miary inflacji stał się jednym z istotniejszych zagadnień tzw. nowej makroekonomii gospodarki otwartej (ang. *New Open Economy Macroeconomics*) i doczekał się wielu teoretycznych i empirycznych ujęć, zarówno na poziomie makro-, jak i mikroanalizy. Od końca lat 90. minionego wieku datuje się szybki przyrost literatury omawiającej ten problem. Mimo to zjawisko *pass-through* nie doczekało się do tej pory ujęcia podręcznikowego, a jedyne monografie traktujące na ten temat dotyczą doświadczeń konkretnych krajów.

Występowanie zjawiska *pass-through* w Polsce zostało zbadane w kilku publikacjach zagranicznych<sup>1</sup>, nie doczekało się jednak kompleksowej i udokumentowanej analizy w kraju. Niniejsza praca stanowi próbę wypełnienia tej luki<sup>2</sup>.

Za pomocą współczesnych metod ekonometrycznych zostanie zaprezentowany wpływ zmian kursu na dynamikę procesów inflacyjnych w Polsce. Wnioski z przeprowadzonej analizy zostaną przedstawione w kontekście ich znaczenia dla kształtu polityki monetarnej w naszym kraju. Zanim to nastąpi, w rozdziale 1 niniejszej pracy zostanie zaprezentowana bardziej szczegółowo dostępna literatura przedmiotu.

W rozdziale 2 zostanie zaproponowany model oddziaływania zmian kursu walutowego na dynamikę procesów inflacyjnych w Polsce, który za pomocą koncepcji łańcucha dystrybucji wysuniętej przez Blancharda (1983) wiąże kurs walutowy z kolejnymi agregatami cenowymi (z uwzględnieniem innych źródeł zmian cen). Formalizacja zależności opisywanych przez łańcuch pozwoli na reprezentację układu równań modelu w formie wektora autoregresyjnego (VAR), który następnie będzie rozszerzony do wektorowego modelu korekty błędem (VECM). Nałożenie warunków strukturalnych wynikających z kolejności ogniw w łańcuchu dystrybucji pozwoli skonstruować macierz dekompozycji wariancji Cholesky'ego dla zmiennych modelu. Na koniec zostanie zaprezentowany sposób obliczenia współczynników *pass-through* na podstawie wartości funkcji reakcji (ang. *impulse response function*) poszczególnych zmiennych generowanych przez model.

W rozdziale 3 zostaną przedstawione dane wykorzystane do estymacji modelu oraz transformacje, którym je poddano. Po wyrównaniu sezonowym szeregów czasowych będzie zbadana ich stacjonarność oraz odpowiednie korelogramy, które umożliwią pozna-

<sup>1</sup> Dokładny wykaz tych publikacji podano w rozdziale 1.

<sup>2</sup> Niniejsza praca jest rozwinięciem idei zaprezentowanych w artykule pt. „Kurs a ceny” (*vide* Cholewiński (2006), s. 21–23).

nie struktury dynamicznej analizowanych procesów. W przypadku szeregów niestacjonarnych zostanie również zbadane zjawisko kointegracji, którego występowanie pozwoli na estymację modelu z klasy VECM.

Wyniki estymacji zaproponowanego modelu zostaną przedstawione w rozdziale 4. Na ich podstawie zostanie wyznaczona funkcja reakcji kolejnych agregatów cenowych na zmianę kursu walutowego, a następnie zostaną obliczone współczynniki *pass-through*. Oprócz tego zostanie przeprowadzona dekompozycja wariancji poszczególnych zmiennych modelu na podstawie wcześniej skonstruowanej macierzy warunków strukturalnych. Zabieg ten posłuży do oceny, jak poszczególne elementy łańcucha dystrybucji determinują zmienność kolejnych agregatów cenowych.

Rozdział 5 przedstawia wnioski z przeprowadzonej analizy zjawiska *pass-through* w kontekście polityki pieniężnej. Znajomość funkcji reakcji poszczególnych zmiennych modelu na impuls monetarny, jak również funkcji reakcji polityki pieniężnej na szoki zachodzące w gospodarce, pozwoli określić wzajemne zależności zachodzące pomiędzy efektem *pass-through* kursu walutowego na ceny krajowe a polityką pieniężną.

Rozdział 6 jest podsumowaniem najważniejszych wyników uzyskanych w tej pracy, na podstawie których zostaną sformułowane wnioski końcowe.

Na wszystkich wykresach – jeśli nie zaznaczono inaczej – osią odciętych jest oś czasu (przy czym za jednostkę czasu przyjęto miesiąc), natomiast na osi rzędnych umieszczono wartości analizowanych kategorii (określenie jednostek będzie tu umowne, ponieważ wielkości te będą miały charakter indeksów statystycznych, które z natury rzeczy są niemianowane, a dodatkowo poddawane licznym transformacjom). Dokładne opisy tychże wielkości podano zawsze w tytule wykresu.

Obliczenia niezbędne do analizy empirycznej przeprowadzono w programach: *Demetra* (usuwanie sezonowości występującej w części zmiennych), *EViews* (wstępna analiza statystyczna danych oraz analiza kointegracji zmiennych) oraz *JMulti* (właściwa estymacja modelu z oszacowaniem funkcji reakcji i dekompozycją wariancji).

## 1

## Przegląd literatury

*Prognozowanie jest bardzo trudne, zwłaszcza jeśli dotyczy przyszłości.*

Niels Bohr (1885–1962)

Zainteresowanie wpływem zmian kursu walutowego na dynamikę procesów cenowych w gospodarkach narodowych datuje się od upadku systemu z Bretton Woods. Wydarzenie to położyło kres trwającej od zakończenia II Wojny Światowej ery stabilnych kursów walutowych, opartych na stałym parytecie względem dolara amerykańskiego, który z kolei pozostawał wymienny na złoto również w stałej relacji.

Zmienność kursu walutowego, niekiedy bardzo znaczna, stała się jednym z elementów życia gospodarczego. Konsekwencją tego zjawiska były zmiany cen dóbr importowanych. Zainteresowanie ekonomistów wzbudziło pytanie, czy zmiany te są natychmiastowe oraz czy ich skala odpowiada zmianie kursu walutowego. Uzasadnienia wpływu zmian kursu na ceny dóbr importowanych poszukiwano na podłożu mikro- i makroekonomicznym.

Dornbusch (1985), wychodząc od zaproponowanego przez Cassela prawa jednej ceny (ang. *law of one price*) – zgodnie z którym w warunkach konkurencji doskonałej cena dobra denominowana w walucie kraju pochodzenia pozostaje jednakowa na wszystkich rynkach (w rozumieniu geograficznym) – stwierdził, że zmianie kursu walutowego powinna teoretycznie odpowiadać analogiczna zmiana ceny. Zmiana ta zyskała miano *pass-through* (przełożenia)<sup>3</sup>. Konsekwencją *law of one price* powinno być zatem pełne dostosowanie po stronie cen.

Dornbusch (1985) stwierdził jednak, że dostosowanie to nie zachodzi w sposób natychmiastowy i zupełny z wielu przyczyn. Po pierwsze, warunki stosowalności zasady Cassela nie są spełnione – konkurencja jest niedoskonała, a istniejące struktury rynkowe sprzyjają niepełnemu przełożeniu zmian kursu na ceny dóbr. Przedsiębiorstwa, dążąc do utrzymania udziału w rynku, mogą zrezygnować z części uzyskiwanej marży, by zapobiec podnoszeniu ceny w następstwie zwwyżki kursu. Co więcej, istnienie kosztów menu powoduje nominalną sztywność cen denominowanych w walucie lokalnej. Istnieje zatem pewien poziom progowy reakcji ceny na zmiany kursu. Autor konkluduje, że ruch cen produktów importowanych na rynkach krajowych w krótkim okresie jest zgodny z neokeynesowskimi modelami sztywności nominalnych, w długim okresie zachodzą zaś dostosowania zgodne z *law of one price*.

Późniejsze prace, np. Goldberg i Knetter (1996), Bacchetta i Wincoop (2002), Deveroux i Engel (2002, 2003), wskazują, że niepełny efekt *pass-through* kursu walutowego na ceny dóbr importowanych może wynikać nie tylko z obaw firm przed podnoszeniem cen oraz związanymi z tym kosztami transakcyjnymi, ale także z optymalizacji polityki cenowej przedsiębiorstwa, która dąży do utrzymania zróżnicowanych cen na poszczególnych rynkach (co w literaturze mikroekonomicznej jest określane mianem dyskryminacji cenowej trzeciego rzędu). Firmy mogą stosować strategię *local pricing* (utrzymywania stałej ceny w walucie lokalnej), co oczywiście przeczy prawu jednej ceny.

<sup>3</sup> Ze względu na brak dobrego odpowiednika słowa *pass-through* w języku polskim, w dalszej części pracy stosowana będzie nazwa angielska.

Do weryfikacji hipotez postawionych na gruncie analizy mikroekonomicznej posłużyły proste, jedno- lub dwurównaniowe modele ekonometryczne. Takie podejście, łączące analizę sztywności cen dóbr importowanych z podstawami mikroekonomicznymi, zapoczątkował Feinberg (1989), czerpiąc z teoretycznego modelu de Melo i Robinsona (1985). Rozwinięciem były prace Yanga (1997), Campy i Goldberga (2002) oraz Andertona (2003).

Próbkę empirycznej weryfikacji sztywności cen dóbr importowanych w skali makro najwcześniej podjęli Woo i Hooper (1984) dla gospodarki USA, estymując układ dwóch niezależnych równań wiążących bezpośrednio wpływ kursu walutowego z cenami odpowiednio importu i eksportu. Jak jednak wskazują Feinberg i Kaplan (1992), kurs walutowy nie jest egzogeniczny (może zależeć m.in. od cen), wobec czego bezpośrednia estymacja wpływu kursu na ceny jest obciążona błędem metodologicznym. Wyjściem może być zastosowanie podwójnej metody najmniejszych kwadratów (2MNK, 2SLS), która uwzględnia endogeniczność kursu. Autorzy ci dokonują estymacji modelu dla poszczególnych gałęzi przemysłu amerykańskiego. Takie sektorowe podejście, oparte na estymacji prostego, najczęściej właśnie dwurównaniowego modelu ekonometrycznego, spotkać można również w wspomnianej pracy Yanga (1997). Analogiczny model dotyczący całej gospodarki narodowej rozważają Goldberg i Knetter (1996).

Niepełne dostosowania krótkookresowe cen już w przypadku dóbr importowanych spowodowały zainteresowanie zachowaniem szerszych agregatów cenowych. Estymacji prostych jednorównaniowych modeli łączących kurs walutowy z cenami konsumenta dokonują Mihajlek i Klau (2001) oraz Campa i Goldberg (2005). Modele pomijają jednak związki pomiędzy poszczególnymi agregatami cenowymi, dokonując bezpośredniej obserwacji *pass-through*. Nie jest jednak jasne, czy zjawisko to jest w takich modelach rzeczywiście obserwowalne, gdyż, jak już stwierdzono, kurs walutowy będący tu zmienną objaśniającą nie jest egzogeniczny.

W analizie agregatów makroekonomicznych takich jak ceny producenta czy konsumenta alternatywą stał się zaproponowany przez Blancharda (1983) łańcuch dystrybucji, łączący zachowania firm na poziomie mikro z ruchem cen w gospodarce narodowej. Koncepcja ta wiąże ze sobą w sposób przyczynowo-skutkowy poszczególne agregaty cenowe, wskazując na inne możliwe źródła szoków oddziałujących na ceny, takich jak skok cen ropy naftowej czy szok popytowy. Sformalizowanie tej koncepcji daje układ równań, którego estymacji można dokonać, stosując metodologię VAR (ang. *vector autoregression*, wektor autoregresji) zaproponowaną przez Simsa (1980). Podejście takie zastosował jako pierwszy McCarthy (1999) analizując zjawisko *pass-through* w krajach OECD. Wychodząc od koncepcji Blancharda (1983) dokonał również dekompozycji wariancji Cholesky'ego dla poszczególnych agregatów cenowych, wyjaśniając udział kursu walutowego w kształtowaniu się cen.

Ujęcie wpływu zmian kursu walutowego na procesy inflacyjne w formie układu równań VAR dodatkowo eliminuje problem egzogeniczności zmiennych objaśniających, co jest zgodne z postulatem Simsa (1980). Szacunek oddziaływania zmian kursu na kolejne agregaty cenowe jest w ten sposób uwolniony od wpływu innych czynników, z którymi potencjalnie może być skorelowany kurs walutowy. Analiza dokonana przez McCarthy'ego była kontynuowana w pracach wielu innych ekonomistów, badających gospodarki właściwie wszystkich krajów świata, a w szczególności rynków wschodzących (ang. *emerging markets*), jak np. Darvas (2001), Billmeier (2002), Bhundia (2002), Belaisch (2003).

Strukturalny model VAR zaproponowany przez McCarthy'ego (1999) w przypadku występowania kointegracji między kursem walutowym a agregatami cenowymi można rozszerzyć i przekształcić w model VECM (ang. *vector error correction model*, wektorowy model korekty błędem), zaproponowany przez Engle'a i Grangera (1987). Model VECM oparty jest na równaniach kointegrujących, wyrażających długookresowy wpływ kursu walutowego na dynamikę procesów inflacyjnych w gospodarce oraz na krótkookresowych odchyleniach od stanu równowagi. Model taki rozważają Leigh i Rossi (2002), Hunt i Isard (2003) oraz Faruquee (2006).

Alternatywą dla modeli klasy VAR czy VECM pozwalającą wiarygodnie ocenić wpływ zmian kursu na ceny jest stworzenie modelu całej gospodarki narodowej, a następnie symulacja reakcji stopy inflacji na zmianę kursu walutowego. Podejście to jest spotykane, np. w pracach Papella (1994) czy Murgasovej (1996), jednak jego stosowanie ogranicza się – ze względu na trudność konstrukcji tak złożonego modelu – do organizacji takich jak Międzynarodowy Fundusz Walutowy czy banki centralne poszczególnych państw.

Ostatnie badania pokazały, że natężenie zjawiska *pass-through* nie jest stałe w czasie i w ostatnich kilku latach nastąpił jego spadek w większości gospodarek (Campa i Goldberg 2005). Modelami umożliwiającymi weryfikację tej hipotezy są m.in. modele z klasy *state space*, składające się z układu dwóch równań, z których jedno opisuje wpływ zmian kursu walutowego na wybrany agregat cenowy przy pomocy współczynnika *pass-through*, natomiast drugie określa samo zachowanie się tego współczynnika w zależności od różnych czynników (Sekine 2006). Alternatywnie, jak czyni to np. Gueorguiev (2003) w przypadku Rumunii, prawdziwość wysuwanej tu hipotezy można sprawdzić, badając stabilność parametrów modelu z klasy VAR czy VECM.

Na spadek, czy ogólniej zmienność, współczynnika *pass-through* może wpływać kilka czynników. Wielu ekonomistów, jak np. Goldfajn i Werlang (2000), Ho i Cauley (2003), Baqueiro et al. (2004), Amato et al. (2005), Edwards (2006), wskazuje na negatywną zależność między stabilnością kursu walutowego a natężeniem badanego zjawiska<sup>4</sup>. Podobną rolę przypisują oni niskiej inflacji. Zdaniem przytoczonych autorów, przy stabilnym kursie walutowym dostosowania po stronie cen są słabsze. Dzieje się tak dlatego, ponieważ zmiany kursu traktowane są jako przejściowe odchylenia od stanu równowagi, a dodatkowo firmy w warunkach niskiej inflacji mają ograniczone możliwości podnoszenia cen.

Warto zauważyć, że powyższe rozumowanie dowodzi, że współczynnik *pass-through* jest endogeniczny. W szczególności oddziałuje na niego inflacja, a więc zmiana, która pierwotnie była celem analizy. Stanowi to argument za stosowaniem modeli z klasy VAR lub VECM, pozwalających wyodrębnić wpływ samej inflacji na zjawisko *pass-through*. Przykładem może być model dla krajów Azji Płd.-Wsch., który zaproponowali Ito i Sato (2006).

Innym czynnikiem mogącym oddziaływać na siłę, z jaką w następstwie zmian kursu dostosowują się ceny jest polityka pieniężna, zwłaszcza jeśli ma na celu stabilizację kursu walutowego (ang. *exchange rate targeting*). Na znaczenie polityki pieniężnej w ocenie zjawiska *pass-through* jako jeden z pierwszych wskazał Tille (1999), a następnie Cagnon i Ihrig (2001) oraz Monacelli (2003). Doprowadziło to do włączenia zmiennej charakteryzującej politykę monetarną (np. podaź pieniądza, stopa bazowa banku centralnego) do rozważanych modeli, jak np. we wspomnianej już pracy Ito i Sato (2006).

Pytanie o wzajemne oddziaływanie polityki pieniężnej oraz dostosowań cenowych w następstwie zmian kursu walutowego okazało się na tyle ważne, że zapoczątkowało badania nad optymalnym kształtem polityki monetarnej prowadzonej w gospodarce otwartej, których podstawą są modele tzw. nowej makroekonomii gospodarki otwartej (ang. *New Open Economy Macroeconomics*). Punktem wyjścia są tu reguły polityki pieniężnej sformułowane przez Taylora (2001), uwzględniające otwartość gospodarki, które są następnie rozważane z uwzględnieniem natężenia zjawiska oddziaływania zmian kursu walutowego na poziom cen. Zagadnienie to podejmują m.in. Corsetti i Pesenti (2001), Bogdanski et al. (2004) oraz Campa i Goldberg (2006).

Analiza optymalnej polityki monetarnej prowadzonej w warunkach gospodarki otwartej wymaga kalibracji parametrów proponowanych modeli. Można go dokonać przy pomocy omówionych wcześniej modeli ekonometrycznych, jak czynią to m.in. Smets i Wouters (2002), Hunt i Isard (2003) oraz Obstfeld (2003). Natomiast same modele teore-

<sup>4</sup> Zagadnienie to ma szczególne znaczenie w kontekście zmian reżimu kursowego na system kursów płynnych w krajach transformacji i na rynkach wschodzących.

tyczne, wywodzące się ze wspomnianej już klasy modeli nowej makroekonomii gospodarki otwartej, są bardzo silnie ugruntowane mikroekonomiczne. Zastosowanie mają tu w szczególności dynamiczne modele stochastyczne równowagi ogólnej (ang. *Dynamic Stochastic General Equilibrium Models*, DSGE) opisywane szerzej przez Amato et al. (2005).

Choudhri i Hakura (2001), Engel (2002), Lombardo i Sutherland (2004), Brissimis i Kosma (2005) oraz Corsetti i Persenti (2005), korzystając z wcześniejszych analiz zjawiska *pass-through* dotyczących pojedynczego przedsiębiorstwa, omawiają związki między zachowaniami podmiotów w skali mikro a kształtem optymalnej polityki pieniężnej w wymiarze gospodarki otwartej. Optymalizacja jest dokonywana z wykorzystaniem instrumentarium teorii gier.

Oprócz wspomnianej pracy Taylora (2001), kwestia polityki pieniężnej w aspekcie międzynarodowym doczekała się bardzo bogatej literatury. W tzw. dojrzałych gospodarkach wschodzących problem ten rozpatruje Filosa (2001). Mishkin i Savatano (2000) analizują politykę pieniężną w tym aspekcie w krajach Ameryki Łacińskiej, natomiast Mohanty i Klau (2004) – w krajach strefy euro. Ogólny przypadek małej gospodarki otwartej rozważa Clarida (2001). Podobnej analizy dla Polski dokonują Kłóś i Wróbel (2001).

Bogate przeglądy literatury na temat powyższej problematyki, które wychodzą poza ramy tej pracy, podają (w kolejności od najstarszej publikacji): Woo i Hooper (1984), Dornbusch (1985) – te dwie prace w szczególności zbierają dorobek naukowy dotyczący zjawiska *pass-through*, Goldberg i Knetter (1996), McCarthy (1999), Smets i Wouters (2002) oraz Ho i Cauley (2003). Ciekawym przewodnikiem po modelach stosowanych w analizie zjawiska *pass-through* jest wspomniana publikacja autorstwa Amato et al. (2005). Wśród najnowszych pozycji najbardziej wszechstronny wykaz literatury przedmiotu podają Brissimis i Kosma (2005).

Spośród przytoczonych autorów analizy zjawiska *pass-through* dla Polski dokonali dotychczas Darvas (2001), Mihajlek i Klau (2001), Baqueiro et al. (2002) oraz ostatnio Campa i Goldberg (2006).

## 2

## Model

*Ekonomia jest nauką myślenia w kategoriach modeli połączoną ze sztuką dokonywania wyboru takich modeli, które odpowiadają realiom współczesnego świata.*

John Maynard Keynes (1883–1946)

### 2.1. Koncepcja łańcucha dystrybucji

W tej części pracy sformalizujemy koncepcję łańcucha dystrybucji, wysuniętą przez Blancharda (1983), która wyjaśnia mechanizm transmisji szoków w gospodarce. Pozwoli to skonstruować model opisujący związki między kursem walutowym a cenami w gospodarce. Na tym etapie analizy nie będziemy zajmować się szczegółowo definicjami zmiennych oraz opisem transformacji, jakim zostały poddane, lecz posługiwać się jedynie ogólnymi nazwami kategorii makroekonomicznych. Dokładnemu omówieniu szeregów czasowych wykorzystanych do modelowania oraz analizie ich własności statystycznych będzie poświęcony rozdział 3 (Dane).

Do budowy modelu niezbędna jest formalizacja opisywanych zależności. Wcześniej omówimy jednak strategię modelowania. Dla samej strategii niezbędne jest jeszcze zdefiniowanie pojęcia szoku:

**Definicja 1.** Przez **szok** rozumiemy nieantycypowaną zmianę w czasie określonej wielkości makroekonomicznej.

Będziemy dalej zakładać, że szok jest procesem białoszumowym, to jest generowanym przez proces stochastyczny  $\{\varepsilon_t : \varepsilon_t \sim I(0)\}$  z rodziny ARMA(0,0), przy czym w szczególności zachodzą następujące warunki:

$$\forall t \in T : E(\varepsilon_t) = 0 \wedge \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad (1)$$

$$\forall t, s \in T : t \neq s \Rightarrow \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \quad (2)$$

gdzie  $T$  oznacza zbiór indeksów czasu. W literaturze ekonometrycznej zestaw warunków dotyczących identycznego w czasie i niezależnego od siebie rozkładu określa się często skrótem i.i.d. (ang. *identically independently distributed*). Zwróćmy uwagę, że są to standardowe warunki nakładane na składnik losowy w teorii estymacji.

Sformułowanie *składnik losowy* w modelowaniu ekonometrycznym oznacza, że na analizowany proces oprócz opisanych przez model wpływa też wiele innych czynników, których wypadkowa jest losowa. Natomiast słowo szok podkreśla występowanie nieprzewidywalnych w modelu zdarzeń losowych, które mogą znacznie wpłynąć na rozwój obserwowanej kategorii, których zaistnienie nie jest przewidywalne w ramach modelu. Mimo różnicy interpretacyjnej, ze względu na identyczne własności statystyczne między obiema strukturami występuje izomorfizm, stąd często traktowanie szoku jako składnika losowego będzie wskazane czy nawet nieuniknione.

McCarthy (1999), bazując na pracy Blancharda (1983), zidentyfikował trzy podstawowe rodzaje szoków występujących w gospodarce: zewnętrzny szok podaży, aproksymowany zmianami cen ropy naftowej, szok walutowy związany ze zmianami nominalnego kursu walutowego oraz wewnętrzny szok popytowy dający się mierzyć luką popytową, zdefiniowaną jako różnica między potencjalnym a faktycznym poziomem produkcji w gospodarce.



W opracowaniu autorstwa Choueiri et al. (2004) sporządzonym dla Polski przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy rozpatruje się dodatkowo wewnętrzny szok podaży związany ze zmianami kosztów siły roboczej. Natomiast Ito i Sato (2006) wskazują na podaż pieniądza jako potencjalne źródło szoku związanego ze zmianami polityki pieniężnej. Podobnie, Billmeier i Bonato (2002) postrzegają zmiany popytu na pieniądź jako źródło szoku, który oddziaływałby na decyzje podmiotów prywatnych. Ogólnie rzecz biorąc, źródła szoku są wielorakie i w zależności od autora, jak również realiów modelowanej gospodarki oraz celu przeprowadzanej analizy, można spotkać się z różnymi podejściami.

W niniejszej pracy, badając różne rodzaje szoków, wykorzystamy podejście McCarthy'ego (1999). Dodatkowo, podobnie jak Ito i Sato (2006), jako źródło potencjalnego szoku uwzględnimy zmianę podaży pieniądza, traktując tę kategorię jako instrument władz monetarnych. Pozwoli to na późniejsze skonstruowanie funkcji reakcji agregatów monetarnych na zachodzące w gospodarce wydarzenia i analizę postępowania banku w kontekście kształtu polityki pieniężnej. Nie będziemy natomiast rozpatrywać zmian kosztów siły roboczej (czynnik ten jest w znacznej mierze pochodną procesów inflacyjnych, choć oczywiście sprzężenie to jest zwrotne) czy popytu na pieniądź jako kategorii niezbyt istotnych z punktu widzenia celów modelowania.

Na wstępnym etapie analizy dobrze jest uporządkować wymienione źródła szoku. Da to początek łańcuchowi dystrybucji. Przed tym wprowadźmy jeszcze definicję samego łańcucha:

**Definicja 2. Łańcuchem dystrybucji** nazywamy ciąg źródeł szoków w gospodarce (**ogniw**), między którymi istnieje relacja przyczynowo-skutkowa obserwowalna w tej samej jednostce czasu, w której w jednym z wcześniejszych ogniw łańcucha wystąpił szok. Relację taką będziemy nazywać bezpośrednio<sup>5</sup>.

McCarthy (1999), podobnie jak inni autorzy wymienieni w tej pracy, za początek łańcucha – czyli zmienną w największym stopniu egzogeniczną, której zmienność objaśnia się *per se* – uznają zewnętrzny szok podaży. Następnym ogniwem w pracy McCarthy'ego (1999) jest wewnętrzny szok popytowy, który może reagować na takie czynniki jak np. zmiany cen paliw na światowych rynkach energetycznych. Dopiero w następstwie zmian tych dwóch czynników fundamentalnych, z których ostatni jest związany z gospodarką krajową, a pierwszy – z tzw. resztą świata, występują zmiany kursu walutowego.

Według Ito i Sato (2006) szok monetarny, który zdecydowaliśmy się uwzględnić w analizie, jest ogniwem poprzedzającym kurs walutowy. Autorzy argumentują, że władze monetarne reagują raczej na zmiany czynników fundamentalnych niż kursu walutowego, który jest obciążony ich decyzjami (wahania stóp procentowych banku centralnego mogą wywołać przepływy kapitałowe związane z potencjalnym dysparytetem stóp, co będzie skutkowało zmianą kursu walutowego). W realiach polskich, gdzie statutowym celem polityki pieniężnej nie jest stabilizacja kursu walutowego, a bank centralny prowadzi płynną politykę kursową, jest to podejście uzasadnione. Dlatego do oryginalnego łańcucha McCarthy'ego, między wewnętrznym szokiem popytowym a szokiem walutowym, zostanie dodany szok monetarny.

Graficzną ilustrację początku łańcucha przedstawia schemat 1.

#### Schemat 1

##### Początek łańcucha dystrybucji



Źródło: opracowanie własne.

<sup>5</sup> Jak słusznie zauważają Charemza i Deadman (1997, s. 157–158), w ekonomii nie istnieje natychmiastowa przyczynowość *sensu stricto* i zawsze skutek następuje z opóźnieniem. W niniejszej pracy chodzi jednak o uchwycenie bezpośrednich relacji przyczynowo-skutkowych, czyli obserwowalnych w możliwie krótkim odstępie czasu. Przyjmując czas dyskretny za taki odstęp można uznać pojedynczy odcinek czasu.

Przed omówieniem budowy dalszej części łańcucha wprowadźmy jeszcze definicję innowacji:

**Definicja 3.** Część szoku powstającą w danym ogniwie łańcucha *per se* (samą przez się), nie wywołaną transmisją szoku z wcześniejszych ogniw, nazywamy **innowacją**.

Z każdym ogniwem łańcucha jest związane występowanie szoku. Jednak tylko w pierwszym ogniwie szok możemy utożsamiać z innowacją. W kolejnych ogniwach szok wynika zarówno z procesów zachodzących *per se* (innowacji), jak również transmisji szoku z wcześniejszych ogniw, zgodnie z definicją 2. Wobec tego szok zachodzący w następnych ogniwach będzie można zdekomponować na część autonomiczną oraz przeniesioną z wcześniejszych ogniw. Ustalenie siły, z jaką następuje to przeniesienie, jest kluczowe, aby zbadać zjawisko *pass-through*.

Następnym etapem analizy jest dołączenie do łańcucha dystrybucji agregatów cenowych opisujących procesy inflacyjne zachodzące w kraju. W podejściu zaproponowanym przez McCarthy'ego (1999) analizowane są (w kolejności) ceny importu, producenta oraz konsumenta. Jednak często analizę ogranicza się jedynie do cen towarów i usług konsumpcyjnych, będących umownym miernikiem inflacji (*vide* Billmeier i Bonato (2002), Ito i Sato (2006)). Wynika to z niedostępności lub niewystarczającej jakości danych statystycznych, jak również z dążenia do redukcji liczby szacowanych później parametrów modelu. Trzeba przy tym pamiętać, że zawężenie analizy do jednego agregatu cenowego zniekształca właściwy obraz zjawiska *pass-through*, ograniczając możliwości zrozumienia jego natury i dynamiki rozwoju.

#### Schemat 2

##### Koniec łańcucha dystrybucji

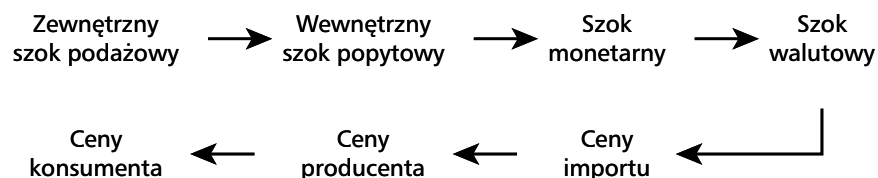


Źródło: opracowanie własne.

W naszym modelu pozostaniemy przy analizie trzech kolejnych agregatów cenowych, które kończą łańcuch (schemat 2). Łańcuchy widoczne na rysunkach 1–2 po połączeniu dają pełen łańcuch dystrybucji, opisujący wpływ różnych źródeł szoku na procesy cenowe w modelowanej gospodarce (schemat 3). Zgodnie z definicją 2 ogniwa te są powiązane zależnością przyczynowo-skutkową, która objawia się bezpośrednią transmisją szoku. Kumulacja tych szoków nie wyjaśnia jednak w pełni zmienności cen, ponieważ kształtowanie się cen nie jest wolne od czynników losowych. Proces losowy zachodzący na etapie agregatów cenowych można znów zdekomponować na szok przeniesiony z wcześniejszych ogniw oraz innowację zachodzącą w danym ogniwie (szok autonomiczny).

#### Schemat 3

##### Pełen łańcuch dystrybucji



Źródło: opracowanie własne.

W tym momencie warto podkreślić, że bez właściwego uporządkowania poszczególnych ogniw łańcucha dystrybucji, nie można ocenić siły i czasu oddziaływania poszczególnych źródeł szoku. W istocie, następstwem uszeregowania analizowanych zmiennych jest nałożenie na model restrykcji, które pozwalają zidentyfikować szoki w kolejnych ogniwach łańcucha dystrybucji.

## 2.2. Formalizacja systemu – strukturalny wektor autoregresji

Po skonstruowaniu łańcucha dystrybucji opisującego transmisję szoków w gospodarce możemy przejść do formalizacji systemu. Dla pierwszego ogniwa łańcucha, zewnętrznego szoku podaźowego, który zgodnie z podejściem McCarthy'ego (1999) można aproksymować zmianami cen ropy naftowej, możemy zapisać różnicę między faktyczną ceną ropy a jej warunkową wartością oczekiwaną z poprzedniego okresu:

$$\varepsilon_t^s = s_t - E_{t-1}(s_t) \quad (3)$$

gdzie przez  $s_t$  będziemy oznaczać ceny ropy naftowej w chwili  $t$ , symbol  $E_{t-1}(\cdot)$  będzie operatorem warunkowej wartości oczekiwanej. Symbol  $\varepsilon_t^s$  oznacza więc nieantycypowaną zmianę cen ropy naftowej, czyli na mocy definicji 1 – zewnętrzny szok podaźowy.

Przekształcając równanie (3), możemy zapisać równanie cen ropy naftowej w następujący sposób:

$$s_t = E_{t-1}(s_t) + \varepsilon_t^s \quad (4)$$

Zwróćmy uwagę, że składnik losowy tego równania jest tożsamy z szokiem podaźowym, ponieważ znajdujemy się w pierwszym ogniwie łańcucha. W następnych ogniwach będzie – zgodnie z tym, co napisano wcześniej – ulegał dekompozycji na część autonomiczną, związaną z danym ogniwem, oraz część przeniesioną z wcześniejszych ogniw.

Dla następnych ogniw możemy zatem zapisać równania analogiczne do (4). Wykorzystując podejście McCarthy'ego (1999) oraz Ito i Sato (2006), będziemy przyjmować, że wewnętrzny szok popytowy jest tożsamy z nieantycypowaną zmianą luki popytowej, szok monetarny – z nieantycypowaną zmianą podaży pieniądza, a szok walutowy – z nieantycypowaną zmianą kursu walutowego. Pamiętając o dekompozycji źródeł szoku, możemy zapisać równania, które opisują zachowanie trzech kolejnych ogniw łańcucha:

$$d_t = E_{t-1}(d_t) + \alpha_1 \varepsilon_t^s + \varepsilon_t^d \quad (5)$$

$$m_t = E_{t-1}(m_t) + \beta_1 \varepsilon_t^s + \beta_2 \varepsilon_t^d + \varepsilon_t^m \quad (6)$$

$$e_t = E_{t-1}(e_t) + \gamma_1 \varepsilon_t^s + \gamma_2 \varepsilon_t^d + \gamma_3 \varepsilon_t^m + \varepsilon_t^e \quad (7)$$

gdzie  $d_t$  będzie oznaczeniem luki popytowej,  $m_t$  – podaży pieniądza, a  $e_t$  – kursu walutowego. Symbolami  $\varepsilon_t^d$ ,  $\varepsilon_t^m$ ,  $\varepsilon_t^e$  oznaczono innowacje zachodzące w kolejnych ogniwach. Indeksowane litery greckie  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  dla kolejnych ogniw łańcucha określają proporcję, w jakiej innowacje, które wystąpiły we wcześniejszych ogniwach, przenoszą się do rozpatrywanego ogniwa łańcucha. Oczywiście, zgodnie z wprowadzonym porządkiem, szoki późniejsze nie mogą przenosić się do ogniw wcześniejszych.

Wyjaśnienie źródeł szoku w kolejnych ogniwach łańcucha prowadzi do dekompozycji składnika losowego każdego z równań (5)–(7). Fakt ten wykorzystamy później, konstruując macierz dekompozycji wariancji Cholesky'ego. W tej chwili zauważmy jednak, że wariancja składników losowych tych równań nie jest równa, co więcej, rośnie wraz z przesuwanym się wzdłuż łańcucha dystrybucji. Odnotujmy również, że składniki losowe występujące w równaniach (4)–(7) są w oczywisty sposób skorelowane ze sobą.

W podobny sposób możemy zapisać równania opisujące zachowanie się kolejnych agregatów cenowych, dokonując dekompozycji składnika losowego. Ponieważ pozostajemy wciąż w łańcuchu dystrybucji, szok, który wystąpił na etapie cen dóbr importowanych, będzie przenosił się do cen producenta oraz cen konsumenta, a szok związany z cenami producenta do cen konsumenta. Jedynie szok związany z cenami dóbr konsumpcyjnych nie przenosi się natychmiast dalej (agregat ten jest ostatnim elementem rozpatrywanego łańcucha). Możemy więc zapisać:

$$i_t = E_{t-1}(i_t) + \delta_1 \varepsilon_t^s + \delta_2 \varepsilon_t^d + \delta_3 \varepsilon_t^m + \delta_4 \varepsilon_t^e + \varepsilon_t^i \quad (8)$$

$$p_t = E_{t-1}(p_t) + \eta_1 \varepsilon_t^s + \eta_2 \varepsilon_t^d + \eta_3 \varepsilon_t^m + \eta_4 \varepsilon_t^e + \eta_5 \varepsilon_t^i + \varepsilon_t^p \quad (9)$$

$$c_t = E_{t-1}(c_t) + \theta_1 \varepsilon_t^s + \theta_2 \varepsilon_t^d + \theta_3 \varepsilon_t^m + \theta_4 \varepsilon_t^e + \theta_5 \varepsilon_t^i + \theta_6 \varepsilon_t^p + \varepsilon_t^c \quad (10)$$

gdzie symbolami  $i_t$ ,  $p_t$ ,  $c_t$  oznaczamy kolejno ceny: dóbr importowanych, produkcji sprzedanej przemysłu oraz towarów i usług konsumpcyjnych w chwili  $t$ . Indeksowane litery greckie  $\delta$ ,  $\eta$ ,  $\theta$  to parametry określające, w jakiej części szok występujący we wcześniejszym ogniwie łańcucha przenosi się do następnych ogniw, a symbole  $\varepsilon_t^i$ ,  $\varepsilon_t^p$ ,  $\varepsilon_t^c$  oznaczają odpowiednio innowację występującą w kolejnych agregatach cenowych.

Zachowując ustalony w łańcuchu dystrybucji porządek zmiennych, zapiszmy analizowane zmienne w chwili  $t$  oraz generowane przez nie innowacje w formie wektorowej:

$$\mathbf{X}_t = [s_t \quad d_t \quad m_t \quad e_t \quad i_t \quad p_t \quad c_t]^T \quad (11)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = [\varepsilon_t^s \quad \varepsilon_t^d \quad \varepsilon_t^m \quad \varepsilon_t^e \quad \varepsilon_t^i \quad \varepsilon_t^p \quad \varepsilon_t^c]^T \quad (12)$$

Możemy teraz zapisać układ równań (4)–(10) w formie macierzowej:

$$\mathbf{X}_t = E_{t-1}(\mathbf{X}_t) + \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (13)$$

gdzie macierz  $\mathbf{B}$  jest macierzą trójkątną dolną pełnego rzędu (jest to więc macierz ortogonalna) o elementach diagonalnych równych 1 (stopień tej macierzy jest równy liczbie analizowanych zmiennych):

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_1 & \beta_2 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \delta_1 & \delta_2 & \delta_3 & \delta_4 & 1 & 0 & 0 \\ \eta_1 & \eta_2 & \eta_3 & \eta_4 & \eta_5 & 1 & 0 \\ \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 & \theta_4 & \theta_5 & \theta_6 & 1 \end{bmatrix} \quad (14)$$

Macierz ta pozwala na ortogonalizację innowacji (Charemza i Deadman 1997). Elementy wyjściowego wektora losowego, który można przedstawić jako  $\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t$ , są – jak już wspomniano – wzajemnie skorelowane<sup>6</sup>. Natomiast elementy wektora  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  – innowacje występujące w kolejnych ogniwach łańcucha – są niezależne (ortogonalne).

Podobnie jak McCarthy (1999) zakładamy, że warunkową wartość oczekiwaną analizowanych zmiennych możemy wyrazić poprzez skończony rozkład opóźnień rzędu  $K$  zmiennych endogenicznych, czemu odpowiada reprezentacja:

$$\mathbf{X}_t = \sum_{i=1}^K \mathbf{A}_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (15)$$

gdzie  $\mathbf{A}_i$  to macierz wag (kwadratowa) z rozkładu opóźnień o stopniu równym liczbie zmiennych. Alternatywnie, związek (15) można opisać za pomocą wielomianu opóźnień<sup>7</sup>:

$$\mathbf{X}_t = \omega_K(L)(\mathbf{X}_t) + \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (16)$$

gdzie  $\omega_K(L)$  to wielomian opóźnień stopnia  $K$ , którego współczynnikami są macierze wag  $\mathbf{A}_i$  odpowiadające opóźnieniu rzędu  $i$ . Po uporządkowaniu równania (16) oraz pomnożeniu obu jego stron (lewostronnie) przez macierz odwrotną do macierzy  $\mathbf{B}$  (macierz odwrotna do  $\mathbf{B}$  istnieje, ponieważ macierz  $\mathbf{B}$  jest pełnego rzędu) uzyskujemy reprezentację modelu postaci:

<sup>6</sup> Ponadto wektor losowy tak opisanego systemu spełnia następujące założenia:  $\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$  dla  $t \in T$ , gdzie  $E(\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \mathbf{0}$  dla  $t \in T$ ,  $E((\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t)(\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_s)^T) = \boldsymbol{\Sigma}$  dla  $t=s$  oraz  $E((\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t)(\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_s)^T) = \mathbf{0}$  dla  $t \neq s$ , a  $\boldsymbol{\Sigma}$  oznacza macierz wariancji-kowariancji systemu.

<sup>7</sup> Operator opóźnień  $L$  stopnia  $k$  definiujemy jako  $L^k x_t \equiv x_{t-k}$  dla każdego  $k \in C$ .

$$\mathbf{B}^{-1}[\mathbf{I} - \omega_K(L)](\mathbf{X}_t) = \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (17)$$

gdzie  $\mathbf{I}$  jest macierzą jednostkową stopnia równego liczbie zmiennych.

Postać ta jest oczywiście równoważna równaniu (15) i wyraża strukturalny wektor autoregresji (SVAR). Użycie przymiotnika *strukturalny* wynika z istnienia macierzy  $\mathbf{B}$ , która przy przyjętych założeniach co do mechanizmu transmisji innowacji nie jest macierzą jednostkową, wobec czego na pierwotnie nieograniczony model VAR nakłada restrykcje. Reprezentacja (17) pokazuje, że po nałożeniu tychże po prawej stronie równości otrzymujemy proces *ex definitione* białoszumowy, którego macierz wariancji i kowariancji jest diagonalna i sferyczna<sup>8</sup>. Model taki możemy estymować, wykorzystując uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów.

Ortogonalna macierz  $\mathbf{B}$ , dzięki której możliwa jest diagonalizacja macierzy wariancji i kowariancji wyjściowego wektora składnika losowego  $\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t$ , pełni jeszcze jedną istotną z punktu widzenia modelowania funkcję. Pozwala na dekompozycję wariancji składnika losowego dla poszczególnych zmiennych, który odpowiada kolejnym elementom wektora  $\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t$ . Procedura ta nosi nazwę *dekompozycji wariancji Cholesky'ego* i została opisana m.in. przez Simsa (1980). Dzięki zastosowaniu tej dekompozycji potrafimy wyjaśnić źródła zmienności (w funkcji czasu) każdej analizowanej zmiennej. Tym samym możemy wskazać zmienne, które są mało wrażliwe na zachodzące w pozostałych procesach innowacje i których zmienność jest wyjaśniana *per se* (czyli są egzogeniczne), a także zmienne, których zmienność jest następstwem innowacji występujących w innych procesach, co stanowi o ich endogeniczności.

### 2.3. Analiza kointegracji

Zgodnie z tym, co napisano we wstępie tego rozdziału, dotychczas abstrahowaliśmy od właściwej postaci zmiennych i transformacji, którym są one poddawane przed estymacją modelu, zakładając *implicite*, że działamy na zmiennych stacjonarnych. Jeżeli wyjściowe szeregi czasowe są zintegrowane (analizie tego zjawiska będzie poświęcony rozdział 3), transformacją prowadzącą do szeregów stacjonarnych jest np. obliczenie przyrostów. Jak słusznie wskazują Choueiri et al. (2004), postępowanie takie prowadzi jednak do błędnej specyfikacji modelu, jeśli pomiędzy wyjściowymi zmiennymi występuje zjawisko kointegracji (czyli ich liniowa kombinacja jest stacjonarna). Następuje wówczas utrata istotnej informacji dotyczącej poziomów analizowanych zmiennych.

Zgodnie z twierdzeniem Grangera o reprezentacji<sup>9</sup> proces VAR opisujący zmienne skointegrowane ma reprezentację w postaci wektorowego mechanizmu korekty błędem (VECM), uwzględniającym zarówno skointegrowane poziomy, jak i stacjonarne przyrosty zmiennych. Postępowanie to nosi nazwę *transformacji kointegrującej* (Charemza i Deadman 1997). Zastosowanie tejże transformacji w stosunku do procesu SVAR opisanego równaniem (15) daje (w zapisie macierzowym):

$$\Delta \mathbf{X}_t = \sum_{i=1}^{K-1} \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{X}_{t-i} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{X}_{t-K} + \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (18)$$

przy czym zachodzą związki:  $\boldsymbol{\Gamma}_i = -\mathbf{I} + \sum_{j=1}^i \mathbf{A}_j$  oraz  $\boldsymbol{\Pi} = -\mathbf{I} + \sum_{j=1}^K \mathbf{A}_j$  (odpowiednie macierze są równe sumom macierzy wag z rozkładu opóźnień występującego w równaniu (15)).

Oczywiście *per analogiam* jest też możliwa reprezentacja z wykorzystaniem wielomianu opóźnień:

$$(1-L)\mathbf{X}_t = \omega_{K-1}(L)(1-L)(\mathbf{X}_t) + \boldsymbol{\Pi}L^K(\mathbf{X}_t) + \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (19)$$

<sup>8</sup> Uściślając, wektor szoków strukturalnych spełnia następujące założenia:  $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{I})$ , gdzie  $E(\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \mathbf{0}$ ,  $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_s^T) = \mathbf{I}$  dla  $t=s$  oraz  $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_s^T) = \mathbf{0}$  dla  $t \neq s$ . Macierz  $\mathbf{I}$  jest wówczas macierzą wariancji-kowariancji systemu SVAR.

<sup>9</sup> Dowód przywoływanego tu twierdzenia można znaleźć w pracy Engle'a i Grangera (1987).

gdzie  $\omega_{K-1}(L)$  to wielomian opóźnień stopnia  $K-1$ , którego współczynnikami są zdefiniowane powyżej macierze kwadratowe  $\Gamma_i$  o stopniu równym liczbie zmiennych. Porządkując równanie (19), otrzymujemy następującą reprezentację modelu VECM:

$$\mathbf{B}^{-1}[\mathbf{I} - \omega_{K-1}(L)](1-L)(\mathbf{X}_t) = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Pi}L^K(\mathbf{X}_t) + \varepsilon_t \quad (20)$$

gdzie odwrotność macierzy  $\mathbf{B}$  nakłada restrykcje strukturalne. Z twierdzenia Grangera o reprezentacji wynika, że jeśli rząd macierzy  $\mathbf{\Pi}$  jest mniejszy od liczby zmiennych w modelu (w naszym przypadku – 7), to macierz  $\mathbf{\Pi}$  można przedstawić jako iloczyn dwóch macierzy:

$$\mathbf{\Pi} = \alpha\beta^T \quad (21)$$

gdzie macierz  $\beta$  jest macierzą kointegrującą, która charakteryzuje się własnością  $\beta^T\mathbf{X}_t \sim I(0)$ . Estymacja elementów tej macierzy odpowiada oszacowaniu układu równań kointegrujących (za pomocą metody największej wiarygodności).

Wobec tego macierz  $\alpha$  jest macierzą parametrów związanych z procesem stacjonarnym wyrażonym przez układ równań kointegrujących  $\beta^T\mathbf{X}_t$  (tzw. macierz dostosowań, ang. *adjustment matrix*), które podlegają estymacji w procesie oszacowania modelu (20). Model ten ma niezmiennie wektor składnika losowego o diagonalnej i sferycznej macierzy wariancji i kowariancji. Lewa strona równania odpowiada za krótkookresową dynamikę układu, natomiast prawa strona równania opisuje stan równowagi długookresowej. W analizowanym przypadku postać tej równowagi będzie określała siłę długotrwałego oddziaływania kursu walutowego na poziom cen krajowych.

Jeżeli zatem między zestawem analizowanych zmiennych będzie zachodzić relacja kointegrująca, model VECM pozwoli na przejście od analizy krótkookresowych związków (opierających się na badaniu dynamik) do relacji długookresowych wiążących poziomy.

#### 2.4. Współczynniki *pass-through*

Po sformalizowaniu systemu łańcucha dystrybucji możemy przejść do sedna problemu analizowanego w pracy – pomiaru siły zjawiska *pass-through* (przekładania się) kursu walutowego na ceny krajowe. Służy do tego funkcja reakcji danego agregatu cenowego na impuls w postaci innowacji zachodzącej w kursie walutowym (ang. *impulse response function*).

Formalnie, współczynnik *pass-through* kursu walutowego na ceny po czasie  $s$  definiujemy jako (McCarthy 1999, Choueiri et al. 2004):

$$PT(z_t)_s = \frac{\Delta z_{t,t+s}}{\Delta e_{t,t+s}} \quad (22)$$

gdzie symbolami  $\Delta z_{t,t+s}$  oraz  $\Delta e_{t,t+s}$  oznaczono zmianę odpowiednio analizowanego agregatu cenowego (cen importu, producenta lub konsumenta) oraz kursu walutowego, jaka zaszła od chwili  $t$  do chwili  $t+s$ . Zmiany te są równe odpowiednio wartościom funkcji odpowiedzi impulsowej analizowanego agregatu cenowego na szok kursowy oraz funkcji odpowiedzi impulsowej kursu walutowego na szok kursowy<sup>10</sup>. Jak słusznie zauważają Choueiri et al. (2004), innowacja w kursie walutowym będzie powodować zmiany kursu w kolejnych okresach, stąd konieczne jest odniesienie do całkowitej zmiany kursu, jaką wywołała innowacja, a nie do samej innowacji, jak proponują przykładowo Billmeier i Bonato (2002).

Współczynnik *pass-through* jest więc funkcją danego agregatu cenowego i czasu. Z ekonomicznego punktu widzenia określa elastyczność cen krajowych na zmiany kursu.

<sup>10</sup> Funkcję odpowiedzi impulsowej można zdefiniować, biorąc odpowiednie elementy macierzy opisującej system VAR w reprezentacji wektorowej średniej ruchomej rzędu  $+\infty$ , czyli VMA( $+\infty$ ). Funkcja odpowiedzi impulsowej dla opóźnienia  $s$  jest wówczas interpretowana jako odpowiedź  $i$ -tej zmiennej w systemie w momencie  $t+s$  na jednostkowe zaburzenie składnika losowego  $j$ -tej zmiennej w systemie z okresu  $t$ , przy braku analogicznych zaburzeń składników losowych pozostałych zmiennymi, gdzie  $i=1,2,\dots,n$  oraz  $j=1,2,\dots,n$ , a  $n$  jest liczbą zmiennych modelu VAR.

W naszym przypadku oszacujemy wartości trzech klas elastyczności, odpowiadających kolejnym agregatom cenowym. Wybór horyzontu czasowego jest tu dowolny, ważne jest jednak, by był na tyle długi, aby uchwycić pełen obraz zjawiska *pass-through* (aż do ustabilizowania się cen). Zakończenie analizy zjawiska *pass-through* w chwili, gdy jeszcze trwa, powodowałoby utratę istotnej części rezultatów. Większość badaczy rozważa więc okres przynajmniej dwóch lat.

## 3

## Dane

*Myszę, że problem stanowi raczej to, iż ekonomiści nie chcą zadać poważnie pytania:  
„Czy moje dane wytrzymają ciężar wniosków, które chcę na nich oprzeć?  
Czy nie stawiam pytań, które są tak subtelne, że metody statystyczne  
dostarczą odpowiedzi uzależnionych od mało istotnych cech tych danych?”*

Robert Solow (ur. 1924)

### 3.1. Definicje zmiennych. Źródła danych

W rozdziale 2 (Model) formalizując system łańcucha dystrybucji, wyodrębniliśmy zbiór analizowanych zmiennych. W procesie tym nie koncentrowaliśmy się jednak na ich dokładnych charakterystykach, czy – tym bardziej – omówieniu własności statystycznych interesujących nas zmiennych, ograniczając się do nazw agregatów makroekonomicznych, których zachowanie będziemy modelować. Oczywiście, na etapie estymacji modelu konieczne jest precyzowanie definicji zmiennych, a następnie wskazanie szeregów czasowych, które zostaną wykorzystane. Co więcej, na podstawie przeprowadzonej analizy statystycznej często konieczne staje się zastosowanie rozmaitych transformacji w stosunku do wyjściowych szeregów, zanim właściwy model będzie mógł być estymowany. Tym właśnie zagadnieniom będzie poświęcony niniejszy rozdział.

Przypomnijmy, że zbiór rozważanych zmiennych składa się z następujących elementów:

$s_t$  – cena ropy naftowej,

$d_t$  – luka popytowa,

$m_t$  – podaż pieniądza,

$e_t$  – kurs walutowy,

$i_t$  – ceny importu,

$p_t$  – ceny producenta,

$c_t$  – ceny konsumenta.

Zmiennym tym możemy teraz przyporządkować następujące definicje:

$s_t$  – logarytm naturalny średniej arytmetycznej cen spot baryłki ropy: Brent, West Texas Intermediate oraz Dubai Fateh (w dolarach), źródło: Międzynarodowy Fundusz Walutowy – IMF (baza dostępna na stronie <http://www.imf.org>).

$d_t$  – składowa cykliczna logarytmu naturalnego wyrównanego sezonowo indeksu produkcji sprzedanej przemysłu<sup>11</sup> (2000=100)<sup>12</sup> uzyskana za pomocą filtra Hodricka-Prescotta, źródło: Organizacja ds. Współpracy Gospodarczej i Rozwoju – OECD (baza dostępna na stronie <http://www.oecd.org>) oraz obliczenia własne.

<sup>11</sup> Zmienna ta stanowi jedynie przybliżenie luki popytowej, która dotyczy różnicy między rzeczywistym a potencjalnym PKB. Dane o PKB nie są jednak dostępne z miesięczną częstotliwością, w przeciwieństwie do pozostałych danych użytych w badaniu, wobec czego zdecydowano się na wykorzystanie danych o produkcji przemysłowej.

<sup>12</sup> Zapis taki będzie oznaczał w dalszym ciągu pracy, że średnia arytmetyczna w 2000 r. z miesięcznych indeksów była równa 100. Innymi słowy, poziomem odniesienia (ang. *reference period*) jest „przeciętny” miesiąc 2000 r.



- $m_t$  – wyrównany sezonowo logarytm naturalny indeksu podaży pieniądza M3 (tzw. pieniądź szeroki, *broad money*), (2000=100), źródło: OECD oraz obliczenia własne.
- $e_t$  – logarytm naturalny średniomiesięcznego kursu koszyka powstałego z kursów walutowych w kwotowaniu EUR/PLN (65%) oraz USD/PLN (35%), źródło: Narodowy Bank Polski – NBP (baza dostępna jest na stronie <http://www.nbp.gov.pl>) oraz obliczenia własne.
- $i_t$  – wyrównany sezonowo logarytm naturalny indeksu cen dóbr importowanych (2000=100), źródło: *Biuletyn Statystyczny* publikowany przez Główny Urząd Statystyczny – GUS oraz obliczenia własne.
- $p_t$  – wyrównany sezonowo logarytm naturalny indeksu cen produkcji sprzedanej przemysłu (2000=100), źródło: OECD (jw.) oraz obliczenia własne.
- $c_t$  – wyrównany sezonowo logarytm naturalny indeksu cen towarów i usług konsumpcyjnych (2000=100), źródło: OECD (jw.) oraz obliczenia własne.

Wszystkie wymienione tu szeregi czasowe mają częstotliwość miesięczną i obejmują okres od stycznia 1995 do lipca 2006 r. (co daje łącznie 139 obserwacji). Początek rozpatrywanego okresu jest powszechnie przyjętą cezurą, rozpoczynającą okres, w którym są dostępne dla polskiej gospodarki wiarygodne dane makroekonomiczne. Koniec okresu wynika z dostępności danych w chwili powstania tego rozdziału (listopad 2006). To kwartalne opóźnienie dotyczy danych o cenach dóbr importowanych, dane o kształtowaniu się pozostałych wielkości są publikowane po upływie miesiąca od zakończeniu okresu sprawozdawczego.

Zastosowanie indeksów dynamik oraz indeksów cen (oprócz przypadku kursu walutowego oraz cen ropy) ma zapewnić porównywalność analizowanych tu agregatów. Przyjęcie „przeciętnego” miesiąca 2000 r. za punkt odniesienia, względem którego jest obliczany indeks, wyeliminuje potencjalne zjawisko powielania sezonowości roku bazowego, charakteryzujące się tym, że ścieżki wzrostu cen w roku bazowym rzutują na wartości indeksów w pozostałych latach (Bloem et al. 2001). Co więcej, dane o kształtowaniu się indeksów są często jedynymi równocześnie wiarygodnymi i dostępnymi danymi statystycznymi, stąd w praktyce makromodelowania trudno by przyjąć inne mierniki.

Wzięcie logarytmów naturalnych zmiennych ma z kolei wyeliminować niebezpieczeństwo regresji na poziomach. Regresja taka objawia się pozornie dużym dopasowaniem modelu do danych empirycznych, które jednak wynika wyłącznie z tego, że analizowane wielkości zmieniają się w podobnym przedziale wahań. Zjawisko to dotyczy w szczególności agregatów makroekonomicznych takich jak indeksy cen.

Zastosowanie do modelowanych wielkości logarytmów naturalnych ma jeszcze jedną niewątpliwą zaletę. Ich pierwsze różnice są bardzo dobrym przybliżeniem stóp wzrostu wyjściowych zmiennych  $r_t$  (w ujęciu miesięcznym), co wynika z rozwinięcia różnicy logarytmów w szereg Taylora pierwszego rzędu wokół punktu  $r_{t+1}=0$ :

$$\Delta \ln x_{t+1} = \ln x_{t+1} - \ln x_t = \ln \frac{x_{t+1}}{x_t} = \ln(1 + r_{t+1}) \approx r_{t+1} \quad (23)$$

gdzie  $x_t$  oznacza analizowaną zmienną w chwili  $t$ ,  $\Delta$  jest operatorem pierwszych różnic, a  $r_{t+1}$  jest stopą wzrostu danej wielkości z okresu  $t$  na okres  $t+1$ .

Wyrównanie sezonowe zmiennych wiąże się z występowaniem efektów sezonowych o rocznym cyklu takich wielkości jak podaż pieniądza czy indeksy cen, jak również czynników specyficznych, jak np. różna liczba dni roboczych w analizowanych latach. Najbardziej kompleksowa procedura eliminacji takich czynników TRAMO/SEATS jest dostępna m.in. w aplikacji *Demetra* stosowanej przez Eurostat. Opis istoty wyrównania sezonowego nie jest jednak przedmiotem tej pracy, szczegółowe objaśnienia omawianej procedury można znaleźć w instrukcji użytkownika programu (Gomez i Marvall 2002).

Zastosowanie filtru Hodricka-Prescotta ma na celu dekompozycję produkcji na produkcję potencjalną gospodarki oraz część cykliczną (nie chodzi tu jednak o wahania sezonowe – te zostały już wyeliminowane), *vide* Hodrick, Prescott (1997). Przyjmujemy, że fluktuacje te są związane ze stroną popytową gospodarki, stąd lukę popytową będziemy utożsamiać z różnicą między produktem potencjalnym gospodarki a produktem wynikającym z istnienia fluktuacji. Podejście to jest właściwe badaczom zjawiska *pass-through* stosującym modele klasy VAR (por. McCarthy 1999, Billmeier i Bonato 2002). Do obliczeń wykorzystano program *Eviews*, przyjmując parametr wygładzania  $\lambda=14400$ <sup>13</sup>. Podobnie jak wyrównanie sezonowe, również działanie filtru Hodricka-Prescotta nie będzie przedmiotem tej pracy. Dokładny opis filtru wraz z omówieniem alternatywnych miar luki popytowej można znaleźć w pracy Billmeiera (2004).

W przypadku podaży pieniądza M3 należy pamiętać, że aż do końca 1996 r. dane o kształtowaniu się tej wielkości są dla Polski szacunkowe. Zastosowanie indeksów dynamiki podaży pieniądza przy systematycznej metodologii szacunku powinno jednak wyeliminować ewentualne obciążenia.

W przypadku kursu walutowego wybór koszyka wynika ze struktury dewizowej handlu zagranicznego Polski. Dane o tej strukturze publikuje Międzynarodowy Fundusz Walutowy. Taki skład koszyka proponują m.in. Choueiri et al. (2004). Alternatywnie, zamiast kursu dwuwalutowego koszyka, można by zastosować kurs tylko jednej waluty lub nominalny efektywny kurs walutowy (ang. *nominal effective exchange rate*, NEER), jak czyni to przykładowo Murgasova (1996). Kurs NEER jest jednak ważony strukturą geograficzną handlu zagranicznego, która w przypadku Polski nie pokrywa się jednak ze strukturą dewizową (przykładowo, wymiana z Czechami nie jest rozliczana w koronach czeskich, lecz w euro).

Jeszcze inną możliwością byłoby zastosowanie realnego kursu walutowego, czyli kursu zdeflowanego którąś z miar inflacji. Podejście to jest właściwe badaczom badającym zjawisko *pass-through* w oparciu o modele klasy DSGE (Campa et al. 2005) oraz inne modele o mikropodstawach (Feinberg i Kaplan 1992, Papell 1994, Goldfajn i Werlang 2000). Zauważmy jednak, że wówczas dokonujemy endogenizacji kursu walutowego (realny kurs walutowy będzie *ex definitione* skorelowany z agregatami cenowymi). W efekcie, koncepcja łańcucha dystrybucji nie może pozostać spójna, gdyż szok inflacyjny na końcu łańcucha będzie oddziaływać na szoki walutowe na początku łańcucha, co jest sprzeczne z warunkami formalizacji systemu podanymi w rozdziale 2. Podejścia tego nie będziemy więc dalej rozważać.

Pozostając przy kursie koszyka złożonego z kwotowań kursów EUR/PLN (65%) oraz USD/PLN (35%) musimy jeszcze rozstrzygnąć kwestię okresu sprzed wprowadzenia wspólnej waluty europejskiej, czyli lat 1995–1998 (48 obserwacji). Dla tego okresu wprowadzimy sztuczny kurs euro, mnożąc kurs marki niemieckiej (DEM), w której wówczas denominowana była znacząca część polskiego handlu zagranicznego, przez stały parytet marki do euro równy 1,95583.

Odnotujmy jednak, że wybór odpowiedniego miernika kursu walutowego jest kwestią arbitralną, specyficzną dla modelowanej gospodarki i dlatego zaproponowane tu podejście nie jest jedynym uprawnionym, a zastosowanie mierników alternatywnych może w oczywisty sposób wpłynąć na uzyskiwane rezultaty.

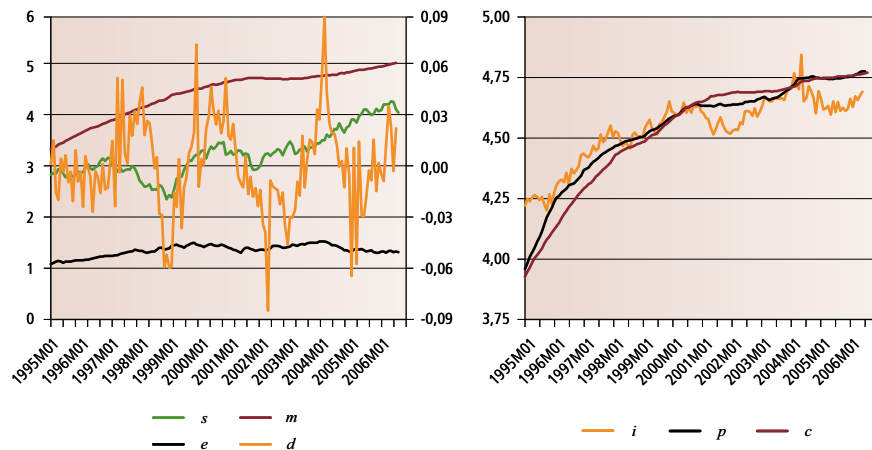
Przyjęcie złotego jako waluty kwotowanej, na co wskazują zapisy EUR/PLN i USD/PLN, oznacza, że wzrost wartości zmiennej  $e_t$  należy interpretować jako deprecjację złotego.

<sup>13</sup> Jest to domyślna wartość dla danych miesięcznych przyjmowana przez program *EViews* i odpowiada rozgraniczeniu między trendem a cyklem na poziomie 6 lat, tzn. wahania dłuższe niż 6 lat traktowane są jako trend, krótsze zaś – jako element cykliczny. Jednakże Ravn i Uhlig (2002) wskazują, że dla danych miesięcznych stała wygładzania powinna być równa  $\lambda=129600$ , natomiast Kaiser i Maravall (1999) proponują wartość tego parametru równą  $\lambda=129119$ , co pozwala rozgraniczyć trend od wahań cyklicznych na poziomie 10 lat. Poziom ten sugerowali Hodrick i Prescott dla danych kwartalnych, przyjmując stałą wygładzania  $\lambda=1600$ .

Wykres kształtowania się analizowanych zmiennych zgodnie z ich wyżej przytoczonymi definicjami przedstawia wykres 1.

**Wykres 1**

**Ceny ropy naftowej  $s$ , luka popytowa  $d$ , podaż pieniądza  $m$ , kurs walutowy  $e$ , ceny importu  $i$ , ceny producenta  $p$  oraz ceny konsumenta  $c$ .**



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu EViews).

### 3.2. Analiza stacjonarności szeregów czasowych

Przed przystąpieniem do estymacji modelu niezbędne jest rozstrzygnięcie, czy rozpatrywane szeregi czasowe są stacjonarne. Na etapie specyfikacji modelu w rozdziale 2 założyliśmy najpierw, że zmienne występujące w równaniach systemu są stacjonarne, uchyłając to założenie przy analizie możliwości wykorzystania wektorowego modelu korekty błędem (VECM).

W gospodarce bardzo rzadko spotykamy się z sytuacją, gdy analizowane szeregi czasowe po podstawowych transformacjach są stacjonarne. Większości wielkości makroekonomicznych, które stanowią przedmiot analizy tej pracy, towarzyszy występowanie (stochastycznego) trendu. Nieuwzględnienie tego powodowałoby regresję pozorną, objawiającą się oszacowaniami o wątpliwej precyzji mimo zadowalającego dopasowania modelu do danych empirycznych, które są prostą konsekwencją tego, że rozpatrywane kategorie zmieniają się w czasie w podobny sposób.

Niestacjonarność szeregów czasowych wykorzystanych w estymacji powoduje więc konieczność modyfikacji postaci funkcyjnej modelu. W przypadku wektora autoregresji jest to zwyczajowo zastąpienie poziomów zmiennych przez ich pierwsze różnice (transformacja ogranicza się do zróżnicowania stron obu stron równań modelu). Podejście to zostało zaadoptowane przez większość badaczy zjawiska *pass-through*.

Jednak – jak już wspomniano w podrozdziale 1.3. – zabieg ten nie jest poprawny, jeśli między elementami zbioru zmiennych modelu występuje kointegracja, czyli gdy istnieje stacjonarna kombinacja liniowa pierwotnie niestacjonarnych zmiennych. Następuje wówczas utrata informacji o poziomach zmiennych, a składnik losowy ze względu na zróżnicowanie może wykazywać autokorelację (Engle i Granger 1991, Charemza i Deadman 1997, Choueiri et al. 2004). W takiej sytuacji poprawne staje się zastosowanie omówionego w podrozdziale 1.3. modelu VECM opartego na badaniu odchylenia od długookresowej dynamiki wyznaczonej przez równanie kointegrujące. Problemowi identyfikacji takiego równania w naszym przypadku będzie poświęcony podrozdział 2.3.

Do sprawdzenia, czy dany szereg jest stacjonarny służy test pierwiastka jednostkowego, nazwany od nazwisk jego twórców testem Dickeya-Fullera (vide Dickey i Fuller 1979, Engle i Granger 1987). W podstawowym wariantcie tego testu estymowane jest równanie postaci:

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + v_t \quad (24)$$

gdzie  $x_t$  oznacza realizację procesu stochastycznego  $\{x_t\}$  w chwili  $t$ , natomiast  $\rho$  jest parametrem, a  $v_t$  to białoszumowy składnik losowy. Jeśli wyjściowy szereg czasowy  $x_t$  ma pierwiastek jednostkowy (czyli jest zintegrowany rzędu 1), wówczas po zróżnicowaniu  $x_t$  parametr  $\rho$  musi być równy zero. Hipoteza zerowa przyjmuje zatem postać:

$$H_0: \rho = 0 \quad (25)$$

co odpowiada sytuacji, w której po prawej stronie równania (24) występuje jedynie biały szum. Statystyka testowa ma postać analogiczną do testu  $t$ , jednak jej rozkład jest asymetryczny i nie może zostać wyznaczony w sposób analityczny (Engle i Granger 1991, Charemza i Deadman 1997). Odrzucenie  $H_0$  powoduje przyjęcie hipotezy alternatywnej postaci:

$$H_1: \rho < 0 \quad (26)$$

co implikuje, że wyjściowy szereg jest stacjonarny.

Jeżeli wyjściowy szereg ma pierwiastek jednostkowy, wówczas nie ma podstaw do odrzucenia  $H_0$ . Jeżeli jednak szereg ten wykazuje wyższy rząd integracji, hipoteza zerowa również nie zostanie odrzucona. Hipoteza zerowa testu DF nie rozstrzyga więc rzędu integracji wyjściowego szeregu, jeśli jest on wyższy niż zero. W praktyce modelowania rzadko spotykamy się z szeregami o rzędzie integracji wyższym niż dwa, więc jeśli nie odrzucimy hipotezy zerowej testu Dickeya-Fullera dla poziomów oraz dla przyrostów zmiennej, możemy zakończyć procedurę testowania. Potwierdzeniem intuicji może być tu graficzna analiza przebiegu szeregu.

W tym miejscu warto odnotować, że składnik losowy równania (24) może podlegać autokorelacji. Zjawisko to powoduje, że oszacowanie parametru  $\rho$  jest obciążone, co w sposób istotny utrudnia ocenę, czy badany szereg ma pierwiastek jednostkowy. Dlatego równanie (24) rozszerza się o opóźnione różnice badanej zmiennej:

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \varphi_1 \Delta x_{t-1} + \varphi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \varphi_K \Delta x_{t-K} + v_t \quad (27)$$

gdzie  $K$  to rząd opóźnień, a indeksowane litery  $\varphi$  są parametrami rozkładu. Oszacowanie parametru  $\rho$  równania (28) jest podstawą do konstrukcji statystyki tzw. rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ang. *Augmented Dickey-Fuller Test*, ADF). Konstrukcja ta jest analogiczna do statystyki  $t$ , jednak rozkład jej jest wciąż asymptotyczny. Natomiast uwzględnienie rozkładu (rozszerzenie testu) usuwa problem autokorelacji składnika losowego, a co za tym idzie – obciążenie estymatora. Optymalny rząd opóźnienia można ustalić na podstawie kryteriów informacyjnych. W niniejszej pracy wykorzystano kryterium Schwarza (ang. *Schwarz Information Criterion*, SIC).

Przeprowadzając test ADF na etapie estymacji równania (27) należy też uwzględnić, oprócz opóźnień, możliwość występowania wyrazu wolnego oraz trendu, które mogą być pochodną występowania trendów odpowiednio liniowego i kwadratowego w wyjściowych szeregach. Wobec tego, zgodnie z używaną w ekonometrii szeregów czasowych koncepcją modelowania *from general to specific*, badając pierwiastek jednostkowy, należy wyjść od jak najbardziej ogólnej postaci równania, uwzględniającej te czynniki:

$$\Delta x_t = \mu_0 + \mu_1 t + \rho x_{t-1} + \varphi_1 \Delta x_{t-1} + \varphi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \varphi_K \Delta x_{t-K} + v_t \quad (28)$$

Dopiero po sprawdzeniu istotności stałej oraz trendu w oszacowaniu równania (28) można przyjąć określoną postać statystyki testu ADF. Analogiczne postępowanie należy przeprowadzić, aby ustalić istotność maksymalnego rzędu opóźnień. Pominięcie tych czynników mogłoby prowadzić do otrzymania zafałszowanych wartości statystyki testowej i przyjęcia niewłaściwych wniosków co do własności analizowanych procesów.

W dalszej części przeprowadzimy zatem test ADF dla wszystkich rozpatrywanych szeregów czasowych. Wyniki przeprowadzonych testów przedstawiają tabele 1–2. W tabelach podano ostateczne postaci testu ADF (bez wyrazu wolnego, z wyrazem wolnym, z wyrazem

wolnym i trendem, a także maksymalny istotny rząd opóźnień) oraz (w nawiasach) odpowiadające im wartości krytyczne statystyk testowych (dla poziomu istotności 0,01).

Na podstawie graficznej analizy wykresów przebiegu zmiennych (wykres 1) możemy wstępnie przypuszczać, że luka popytowa jest procesem stacjonarnym, co wynika zresztą z zastosowania filtru Hodricka-Prescotta, który usuwa pierwiastki jednostkowe. Wobec tego z dalszej analizy wyłączymy lukę popytową, uznając ją za proces stacjonarny. Natomiast pozostałe procesy są niestacjonarne i mogą mieć pierwiastek jednostkowy.

Dla cen konsumenta uzyskana wartość statystyki testu ADF jest zbliżona do wartości krytycznej. Mamy tu niewątpliwie do czynienia z przypadkowym wynikiem spowodowanym popełnieniem błędu pierwszego rodzaju, który polega na odrzuceniu hipotezy zerowej, podczas gdy jest ona prawdziwa, czego prawdopodobieństwo jest równe 0,01. Dla pozostałych zmiennych statystyka testu ADF znajduje się poza obszarem odrzucenia hipotezy zerowej. Test wskazuje, że obecny jest co najmniej jeden pierwiastek jednostkowy. Oznacza to, że zmienne te są niestacjonarne, nieznanym jest jednak ich rząd integracji.

**Tabele 1–2**

**Wyniki testu pierwiastka jednostkowego dla poziomów zmiennych**

Zmienna	$s_t$	$m_t$	$e_t$
$t$	-1,94 (-4,03)	-3,38 (-3,48)	-2,21 (-3,48)
Test ADF	Z wyrazem wolnym i trendem	Z wyrazem wolnym	Z wyrazem wolnym
Maksymalny rząd opóźnień	0	3	2

Zmienna	$i_t$	$p_t$	$c_t$
$t$	-2,12 (-3,48)	-3,06 (-3,48)	-3,79 (-3,48)
Test ADF	Z wyrazem wolnym	Z wyrazem wolnym	Z wyrazem wolnym
Maksymalny rząd opóźnień	2	3	4

Źródło: opracowanie własne (obliczeń dokonano przy pomocy pakietu EViews).

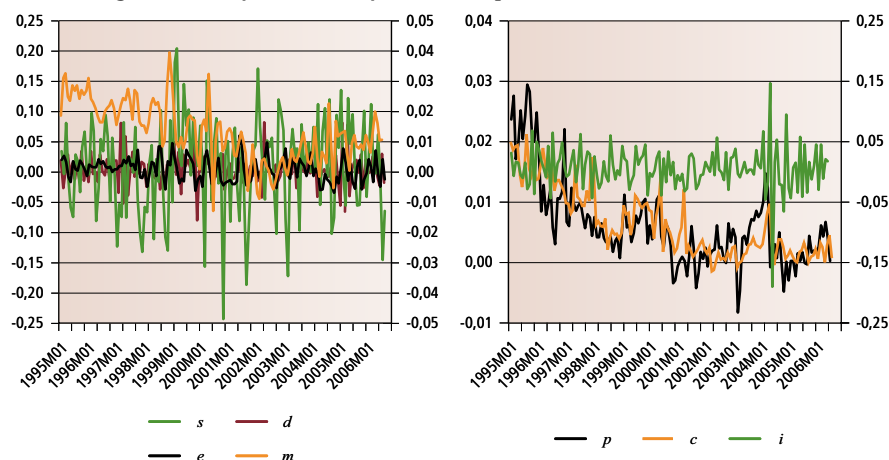
By zweryfikować przypuszczenia wysunięte na podstawie testu ADF dla poziomów zmiennych, rozpatrzmy szeregi czasowe zbudowane na przyrostach odpowiednich zmiennych (wykres 2). Dla szeregów tych przeprowadzimy w sposób analogiczny do poprzedniego przypadku test pierwiastka jednostkowego. Wyniki testu przedstawiają tabele 3–4.

Graficzna analiza wykresu 2 pozwala przypuszczać, że szeregi pierwszych różnic (czyli – ponieważ analizujemy logarytmy – miesięczne dynamiki) dla cen ropy naftowej, kursu walutowego oraz cen importu (nie uwzględniając obserwacji odstającej – przypadającej na czerwiec 2004 r. – bezpośrednio po akcesji Polski do Unii Europejskiej) są stacjonarne. Tak samo można przypuszczać, że niestacjonarne są przyrosty cen producenta i konsumenta oraz podaży pieniądza.

Na podstawie analizy wyników testu konkludujemy, że pierwsze przyrosty (logarytmów) cen ropy naftowej, luki popytowej, kursu walutowego oraz cen konsumenta nie mają pierwiastka jednostkowego. Potwierdza to nasze przypuszczenie o stacjonarności szeregów pierwszych różnic. To z kolei nie stoi w sprzeczności z hipotezami dotyczącymi rzędów integracji wyjściowych szeregów. Skoro luka popytowa jest stacjonarna (czyli nie jest zintegrowana), a ceny ropy naftowej, kurs walutowy oraz ceny importu są zintegrowane w stopniu 1, to szeregi zbudowane z ich pierwszych różnic powinny być stacjonarne (nie być zintegrowane).

Wykres 2

Pierwsze różnice cen ropy naftowej  $s$ , luki popytowej  $d$ , podaży pieniądza  $m$ , kursu walutowego  $e$ , cen importu  $i$ , cen producenta  $p$  oraz cen konsumenta  $c$ .



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu EViews).

Natomiast w przypadku cen producenta i cen konsumenta test ADF stwierdza, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że szeregi pierwszych różnic tychże zmiennych mają pierwiastek jednostkowy, czyli wyjściowe szeregi są zintegrowane w stopniu co najmniej 2. Analogiczny wniosek płynie z analizy szeregu przyrostów podaży pieniądza, co jest spójne z przypuszczeniem wysuniętym podczas graficznej analizy przebiegu zmiennych. Dodatkowo potwierdza to przypadkowość wyniku testu uzyskanego dla pierwszego przyrostu cen konsumenta (wyjściowy szereg nie może być stacjonarny, jeśli niestacjonarne są jego przyrosty). Przeprowadzenie testu ADF dla drugich przyrostów tych zmiennych pokazuje, że są one już stacjonarne, wobec czego ich faktyczny rząd integracji jest równy 2.

Tabele 3–4

Wyniki testu pierwiastka jednostkowego dla pierwszych przyrostów zmiennych

Zmienna	$\Delta s_t$	$\Delta m_t$	$\Delta e_t$
$t$	-10,47 (-2,58)	-1,53 (-2,58)	-8,61 (-2,58)
Test ADF	Bez wyrazu wolnego	Bez wyrazu wolnego	Bez wyrazu wolnego
Maksymalny rząd opóźnienia	0	4	1

Zmienna	$\Delta i_t$	$\Delta p_t$	$\Delta c_t$
$t$	-12,19 (-3,48)	-2,43 (-2,58)	-2,29 (-2,58)
Test ADF	Z wyrazem wolnym	Bez wyrazu wolnego	Bez wyrazu wolnego
Maksymalny rząd opóźnienia	1	2	4

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu EViews).

W zbiorze danych, które posłużą do estymacji modelu, znajdują się więc szeregi o rzędach integracji 0, 1 i 2. Podsumowanie przeprowadzonej analizy przedstawiono w tabeli 6. Płynące stąd implikacje dla analizy kointegracji zostaną omówione w podrozdziale 3.4. W tej chwili odnotujemy tylko, że rząd integracji równy 2 dla cen producenta oraz konsumenta jest tożsamy z tym, że stopa inflacji odpowiednio producenta i konsumenta jest zintegrowana w stopniu 1. Podobnie dynamika podaży pieniądza (przyrosty logarytmów) będzie zintegrowana w stopniu 1.

**Tabela 5**  
**Podsumowanie analizy stacjonarności szeregów czasowych wykorzystanych do estymacji modelu**

Szereg czasowy	Rząd integracji
Ceny ropy naftowej $s_t$	$I(1)$
Luka popytowa $d_t$	$I(0)$
Podaż pieniądza $m_t$	$I(2)$
Kurs walutowy $e_t$	$I(1)$
Ceny importu $i_t$	$I(1)$
Ceny producenta $p_t$	$I(2)$
Ceny konsumenta $c_t$	$I(2)$

Źródło: opracowanie własne.

### 3.3. Analiza autokorelacji szeregów czasowych

Po przeprowadzeniu analizy stacjonarności dysponujemy już wiedzą na temat rzędów integracji wyjściowych szeregów. Różnicując wyjściowy szereg tyle razy, ile równy jest jego rząd integracji, otrzymujemy szeregi stacjonarne. Przed przeprowadzeniem analizy kointegracji warto zatrzymać się nad strukturą analizowanych tu (stacjonarnych) procesów z punktu widzenia występowania autokorelacji. Innymi słowy, chodzi tu o poznanie struktury ARMA (ang. *Auto-Regressive Moving Average*) badanych szeregów czasowych. Pozwoli to później, przy analizie kointegracji, na właściwy wybór rzędu opóźnień.

Narzędziem służącym do identyfikacji struktury procesu ARMA jest funkcja autokorelacji (ang. *Auto-Correlation Function*, ACF) mierząca współczynniki (auto)korelacji między zmienną a jej kolejnymi opóźnieniami (korzystamy z tego, że analizujemy proces stacjonarny, którego wariancja jest *ex definitione* stała):

$$ACF(s) = \text{cor}(x_t, x_{t-s}) = \frac{\text{cov}(x_t, x_{t-s})}{\sqrt{\text{var}(x_t) \text{var}(x_{t-s})}} = \frac{\text{cov}(x_t, x_{t-s})}{\text{var}(x_t)} \quad (29)$$

gdzie  $x_t$  oznacza analizowaną zmienną, a  $s$  jest rzędem opóźnień. Zauważmy teraz, że zjawisko autokorelacji będzie się przenosić na kolejne opóźnienia. Jeśli bowiem przykładowo zachodzi związek (Hauser 2003):

$$x_t = \mu x_{t-1} + v_t \quad (30)$$

gdzie  $v_t$  jest procesem białoszumowym, a  $E(x_t) = 0$  dla  $t = 0, 1, \dots, T$ , wówczas  $\mu$  jest współczynnikiem autokorelacji (w tym przypadku – pierwszego rzędu) i z równania tego wynika, że:

$$x_t = \mu^t x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \mu^{t-i} v_i \quad (31)$$

tak więc współczynnik autokorelacji maleje w sposób geometryczny (ponieważ proces jest stacjonarny, to  $-1 < \mu < 1$ , stąd też szereg będący drugim składnikiem sumy równania (31) jest zbieżny).

Powstaje pytanie, które rzędy opóźnień są odpowiedzialne za powstawanie wynikowej autokorelacji. Do ustalenia tego służy funkcja autokorelacji cząstkowej (ang. *Partial Auto-Correlation Function*, PACF) określająca, w jakim stopniu autokorelacja danego rzędu nie wynika z „przeniesienia” wcześniejszej autokorelacji, lecz jest rezultatem występowania autokorelacji istotnego rzędu.

**Tabele 6–7**  
**Oszacowanie funkcji ACF i PACF dla pierwszych przyrostów cen ropy naftowej oraz dla luki popytowej**

$\Delta s_t$						
Autokorelacja	Korelacja cząstkowa		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *	. *	1	0.104	0.104	1.5485	0.213
* .	* .	2	-0.082	-0.094	2.5286	0.282
. .	. .	3	0.025	0.045	2.6182	0.454
. .	. .	4	-0.031	-0.048	2.7586	0.599
. .	. *	5	0.061	0.078	3.3032	0.653
. .	. .	6	0.010	-0.016	3.3179	0.768
. .	. .	7	-0.022	-0.006	3.3929	0.846
. .	. .	8	-0.029	-0.034	3.5188	0.898
. .	. .	9	-0.039	-0.029	3.7518	0.927
. **	. **	10	0.218	0.224	11.041	0.354
. *	. *	11	0.175	0.125	15.791	0.149
. .	. .	12	0.001	0.013	15.792	0.201
$d_t$						
Autokorelacja	Korelacja cząstkowa		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. ****	. ****	1	0.550	0.550	43.513	0.000
. *****	. ***	2	0.616	0.450	98.525	0.000
. ***	. .	3	0.446	0.023	127.61	0.000
. ***	. .	4	0.389	-0.047	149.92	0.000
. **	. .	5	0.327	0.018	165.82	0.000
. **	* .	6	0.234	-0.060	173.97	0.000
. *	* .	7	0.159	-0.091	177.77	0.000
. *	* .	8	0.084	-0.063	178.85	0.000
. .	* .	9	-0.014	-0.111	178.88	0.000
* .	** .	10	-0.136	-0.198	181.70	0.000
** .	* .	11	-0.211	-0.131	188.64	0.000
** .	* .	12	-0.280	-0.064	200.87	0.000

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *EViews*).

Poddamy teraz analizie wykresy funkcji ACF oraz PACF (tzw. korelogramy) rozważanych szeregów czasowych, odpowiednio zróżnicowanych do uzyskania szeregów stacjonarnych. Tabele 6–13 przedstawiają wyniki oszacowań tych funkcji dla poszczególnych zmiennych. W pierwszej kolumnie podane są (w postaci gwiazdek) wykresy autokorelacji, w drugiej zaś – autokorelacji cząstkowej. W kolumnie trzeciej podane są rzędy opóźnień, natomiast w następnych dwóch kolumnach – wartości funkcji ACF i PACF. W przedostatniej kolumnie podano wartość statystyki testu  $Q$  (Ljunga-Boxa), natomiast w ostatniej kolumnie krytyczny poziom istotności odpowiadający odrzuceniu hipotezy zerowej mówiącej o zerowej wartości współczynnika autokorelacji (czyli funkcji ACF).

Spśród analizowanych zmiennych całkowitym brakiem autokorelacji charakteryzuje się jedynie dynamika (pierwszy przyrost logarytmów) cen ropy naftowej – jest to więc proces białoszumowy. Luka popytowa wykazuje znaczną autokorelację sięgającą sześciu okresów wstecz, przy czym za jej powstawanie odpowiedzialne są opóźnienia rzędu 1 i 2. Drugie przyrosty podaży pieniądza (pierwsze przyrosty dynamiki) wykazują istotną autokorelację rzędu 2, natomiast dynamika (pierwsze przyrosty logarytmów) kursu walutowego, podobnie jak dynamika cen importu – rzędu 1. Drugie przyrosty cen producenta



(pierwsze przyrosty inflacji producenta) wykazują istotną autokorelację rzędu 1 oraz 2, zaś drugie przyrosty cen konsumenta (pierwsze przyrosty inflacji konsumenta) – rzędu 1. Oprócz tego dla części szeregów występują istotne autokorelacje cząstkowe wyższych rzędów (3 lub 4), które nie mają jednak wpływu na powstanie istotnej całkowitej autokorelacji danego rzędu.

Przeprowadzona analiza korelogramów pokazuje, że jedynie w przypadku jednego szeregu (dynamiki cen ropy) mamy do czynienia z procesem typu *white noise*. Pozostałe procesy (już po zróżnicowaniu) są procesami typu ARMA przy rzędzie opóźnienia nieprzekraczającym dwa. Jest to istotna wskazówka przy analizie kointegracji, wymagającej specyfikacji rzędu opóźnień na etapie estymacji równania kointegrującego.

Tabele 8–9

Oszacowanie funkcji ACF i PACF dla drugich przyrostów podaży pieniądza oraz dla pierwszych przyrostów kursu walutowego

$\Delta^2 m_t$						
Autokorelacja	Korelacja cząstkowa		AC	PAC	Q-Stat	Prob
* .	* .	1	-0.075	-0.075	0.7994	0.371
**** .	**** .	2	-0.485	-0.494	34.473	0.000
. .	. .	3	0.052	-0.052	34.863	0.000
. .	*** .	4	-0.055	-0.393	35.308	0.000
. .	* .	5	-0.044	-0.155	35.597	0.000
. *	* .	6	0.168	-0.136	39.747	0.000
. .	. .	7	0.062	-0.031	40.312	0.000
* .	** .	8	-0.162	-0.195	44.242	0.000
. .	. .	9	0.037	0.028	44.444	0.000
. *	. *	10	0.160	0.082	48.320	0.000
. .	. *	11	-0.031	0.152	48.467	0.000
* .	* .	12	-0.187	-0.088	53.864	0.000

$\Delta e_t$						
Autokorelacja	Korelacja cząstkowa		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **	. **	1	0.293	0.293	12.365	0.000
* .	** .	2	-0.101	-0.204	13.843	0.001
* .	. .	3	-0.084	0.013	14.874	0.002
* .	* .	4	-0.123	-0.135	17.090	0.002
. .	. .	5	-0.040	0.034	17.333	0.004
. *	. *	6	0.130	0.113	19.873	0.003
. *	. .	7	0.132	0.047	22.484	0.002
. .	. .	8	0.065	0.037	23.130	0.003
* .	* .	9	-0.078	-0.099	24.061	0.004
. .	. *	10	-0.018	0.096	24.110	0.007
. *	. *	11	0.095	0.083	25.516	0.008
. .	. .	12	0.014	-0.048	25.547	0.012

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *EViews*).

Tabele 10–11

Oszacowanie funkcji ACF i PACF dla pierwszych przyrostów cen importu oraz dla drugich przyrostów cen producenta

$\Delta i_t$							
Autokorelacja	Korelacja cząstkowa		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*** .	*** .	1	-0.401	-0.401	22.679	0.000	
. .	** .	2	-0.031	-0.228	22.814	0.000	
. *	. .	3	0.126	0.025	25.095	0.000	
. .	. .	4	-0.017	0.060	25.137	0.000	
. .	. .	5	-0.024	0.024	25.219	0.000	
* .	* .	6	-0.077	-0.110	26.078	0.000	
. *	. .	7	0.104	0.015	27.666	0.000	
. .	. *	8	0.009	0.068	27.678	0.001	
* .	. .	9	-0.069	0.001	28.389	0.001	
. *	. .	10	0.084	0.055	29.459	0.001	
. .	. *	11	0.048	0.102	29.810	0.002	
* .	. .	12	-0.101	-0.028	31.365	0.002	

$\Delta^2 p_t$							
Autokorelacja	Korelacja cząstkowa		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
** .	** .	1	-0.210	-0.210	6.2384	0.013	
*** .	*** .	2	-0.355	-0.418	24.132	0.000	
. **	. .	3	0.223	0.038	31.275	0.000	
* .	** .	4	-0.147	-0.280	34.403	0.000	
. .	. .	5	0.027	0.041	34.512	0.000	
. *	. .	6	0.147	-0.006	37.677	0.000	
. .	. *	7	-0.021	0.140	37.743	0.000	
* .	* .	8	-0.158	-0.157	41.462	0.000	
. .	* .	9	-0.036	-0.072	41.654	0.000	
. *	. .	10	0.138	-0.011	44.522	0.000	
. .	. .	11	-0.029	-0.009	44.650	0.000	
* .	* .	12	-0.121	-0.161	46.886	0.000	

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu EViews).

Tabela 12

Oszacowanie funkcji ACF i PACF dla drugich przyrostów cen konsumenta

$\Delta^2 c_t$							
Autokorelacja	Korelacja cząstkowa		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
** .	** .	1	-0.257	-0.257	9.3749	0.002	
* .	** .	2	-0.178	-0.261	13.892	0.001	
* .	** .	3	-0.092	-0.249	15.118	0.002	
. .	** .	4	0.000	-0.197	15.118	0.004	
. *	* .	5	0.083	-0.081	16.124	0.006	
. .	* .	6	-0.024	-0.105	16.212	0.013	
. .	. .	7	0.021	-0.036	16.276	0.023	
. *	. *	8	0.111	0.127	18.104	0.020	
** .	** .	9	-0.270	-0.221	29.130	0.001	
. **	. *	10	0.240	0.175	37.847	0.000	
. .	. *	11	0.038	0.134	38.072	0.000	
** .	* .	12	-0.218	-0.169	45.422	0.000	

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu EViews).

### 3.4. Analiza kointegracji szeregów czasowych

Przejdziemy teraz do ostatniego etapu analizy danych – analizy kointegracji. W podrozdziale 1.3. rozszerzyliśmy model strukturalnego wektora autoregresji o przypadek, gdy badane zmienne są skointegrowane. Przypadek ten jest niezwykle ciekawy z punktu widzenia ekonomii, ponieważ pozwala na analizę długookresowych relacji łączących ze sobą wybrane kategorie makroekonomiczne. Służy temu model wektorowej korekty błędem oparty na badaniu odchylenia od stanu równowagi długookresowej wyznaczonej przez równanie kointegrujące.

W przypadku szeregów zintegrowanych istnienie równania kointegrującego jest konieczne, aby estymować model VECM. Równanie takie istnieje zaś, jeśli spełnione są następujące warunki (Charemza i Deadman 1997):

- wszystkie elementy wektora zmiennych  $X_t$  są zintegrowane w stopniu  $d$ ,
- istnieje wektor  $\beta$  taki że szereg  $\beta'X_t$  jest zintegrowany w stopniu  $d-b$ , gdzie  $0 \leq b \leq d$ .

Wśród zmiennych mogą wprawdzie występować takie, których rząd integracji jest różny od  $d$ , jednak wówczas niemożliwa jest estymacja równania regresji zmiennej o niższym stopniu integracji względem jakiegokolwiek zmiennej o wyższym stopniu integracji (Charemza i Deadman 1997). Pozwala to na estymację pojedynczego równania spełniającego powyższe założenia, wyklucza jednak estymację układu równań, w którym takie zależności musiałyby wystąpić.

Na podstawie analizy przeprowadzonej w podrozdziale 2.2. stwierdziliśmy, że wśród rozważanych szeregów czasowych występują aż trzy różne stopnie integracji – 0, 1 i 2. Występowanie szeregów zintegrowanych w stopniu 2 (podaż pieniądza, ceny producenta, ceny konsumenta) nie stanowi większego problemu – posługiwanie się pierwszymi różnicami tych szeregów powoduje, że ich stopień integracji spada do 1. Co więcej, tak skonstruowane szeregi mają jasną interpretację ekonomiczną. Jako różnice logarytmów odpowiadają odpowiednio dynamice wzrostu podaży pieniądza oraz odpowiednich cen (czyli inflacji).

Innego podejścia wymaga natomiast luka popytowa. Jak stwierdziliśmy w podrozdziałach 2.2.–2.3, jest to autoregresyjny proces stacjonarny (nie ma pierwiastka jednostkowego). Jego rząd integracji jest zatem różny od jedności. Wobec tego nie można rozważać luki popytowej jako zmiennej potencjalnie skointegrowanej z pozostałymi zmiennymi. Wyjściem jest potraktowanie tej zmiennej jako egzogenicznej, niewystępującej w równaniu kointegrującym, która wyjaśnia jednak proces resztowy. Podejście to jest standardowe w analizie kointegracji, również w zastosowaniach empirycznych, takich jak badania nad zjawiskiem *pass-through* (vide Choueiri et al. 2004).

Dysponując zbiorem szeregów zintegrowanych w stopniu 1, możemy przeprowadzić test kointegracji, zaproponowany i opisany przez Johansena (1988). Ideą tego testu jest oszacowanie układu równań (18), przy czym nie nakłada się wyjściowych restrykcji, a układ może zostać uzupełniony o zbiór zmiennych deterministycznych (wyraz wolny, trend, wahania okresowe, zmienne zero-jedynkowe) oraz innych zmiennych egzogenicznych<sup>14</sup>:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \Phi D_t + \Omega Z_t + \varepsilon_t, \quad (32)$$

gdzie  $D_t$  to wektor zmiennych deterministycznych,  $Z_t$  jest zaś wektorem zmiennych egzogenicznych (stacjonarnych), a  $\Phi$  oraz  $\Omega$  to macierze parametrów stojących przy tychże wektorach (pozostałe oznaczenia jak w równaniu (18)).

Jeśli proces losowy  $\varepsilon_t$  aproksymowany resztami równania (32) okaże się stacjonarny, wówczas poszczególne elementy wektora  $\Pi X_{t-k}$  również muszą być stacjonarne (ponieważ pozostałe człony prawej strony równania oraz jego lewa strona są stacjonarne).

<sup>14</sup> Dokonywany tu test można uogólnić na dowolnie wyższy rząd integracji (Charemza i Deadman, 1997).

Zgodnie z podrozdziałem 1.3., macierz  $\Pi$  można przedstawić jako iloczyn macierzy parametrów  $\alpha$  przez macierz składającą się potencjalnie z wektorów kointegrujących  $\beta$ . Test Johansena polega na ustaleniu rzędu macierzy  $\beta$  (oznaczymy go przez  $r$ )<sup>15</sup>. Jeśli tylko  $r < n$  ( $n$  – liczba zmiennych w modelu), to kointegracja występuje i pierwszych  $r$  jej wektorów własnych (odpowiadających kolumnom macierzy, ponieważ  $\beta$  jest diagonalna) to wektory kointegrujące (Charemza i Deadman 1997). Do ustalenia  $r$  służy standardowo test maksymalnej wartości własnej oraz test śladu macierzy.

Sprawa wyboru rzędu opóźnień do testowania kointegracji jest w dużym stopniu arbitralna, jednak istnieją testy pozwalające na wybór właściwego rzędu opóźnień (w szczególności test logarytmu wiarygodności oraz kryteria informacyjne Akaike i Schwarz). Pomocna może być też wiedza o strukturze ARMA badanych procesów (*vide* podrozdział 2.3).

Na podstawie dotychczasowych ustaleń możemy wskazać na następujące problemy, które mogą wystąpić podczas analizy kointegracji:

- wektor kointegrujący może w ogóle nie istnieć – zmienne nie są skointegrowane – wówczas analiza kointegracji nie jest możliwa i należy estymować model VAR oparty na przyrostach odpowiedniego rzędu;
- wektorów kointegrujących może być więcej niż jeden – rodzi to pewne problemy interpretacyjne, choć w określonych sytuacjach pozwala to lepiej zaobserwować mechanizm korekty błędem;
- współczynniki wektora kointegrującego mogą nie mieć interpretacji ekonomicznej, co może wynikać z tego, że przesłanki występowania kointegracji są zbyt słabe.

Przeprowadzimy teraz test Johansena dla badanych zmiennych po modyfikacjach wynikających z egzogenizacji luki popytowej oraz zróżnicowania podaży pieniądza, cen producenta i konsumenta. Wektor zmiennych endogenicznych ma wówczas postać:

$$\mathbf{X}_t = \begin{bmatrix} s_t \\ \Delta m_t \\ e_t \\ i_t \\ \Delta p_t \\ \Delta c_t \end{bmatrix} \sim I(1) \quad (33)$$

Zmienną egzogeniczną w równaniu (32) jest w naszym przypadku luka popytowa:

$$\mathbf{Z}_t = [d_t] \sim I(0) \quad (34)$$

Do równania (32) włączymy również zmienne deterministyczne. Jak wiemy z podrozdziału 2.2, część z szeregów wykazuje trend, stąd należy go uwzględnić w specyfikacji testu po stronie zmiennych deterministycznych. Co więcej, w czerwcu 2004 r. (obserwacja indeksowana numerem 113) odnotowano bardzo silny i równocześnie krótkotrwały wzrost cen importu, wobec czego wprowadzimy zmienną zero-jedynkową, która znosi wpływ obserwacji odstającej na oszacowanie długookresowej równowagi:

$$u_t = \begin{cases} 1 & \Leftrightarrow t = 113 \\ 0 & \Leftrightarrow t \neq 113 \end{cases} \quad (35)$$

Zmienna  $u_t$  powiększa oczywiście zbiór zmiennych deterministycznych. Wobec tego możemy zapisać (uwzględnienie jedności na pierwszym miejscu pozwoli na dołączenie wyrazu wolnego):

$$\mathbf{D}_t = [1 \quad t \quad u_t] \quad (36)$$

Po dokonaniu specyfikacji równania (32) pozostaje jedynie ustalenie postaci poszukiwanej relacji kointegrującej oraz rzędu opóźnień. Ponieważ trend występujący w szeregach

<sup>15</sup> Testowana jest hipoteza  $H_0: r=r_0$  wobec  $H_1: r>r_0$ , gdzie  $r_0=0,1,\dots,n-1$  i  $n$  jest liczbą zmiennych systemu.

czasowych został już uwzględniony, rozsądne wydaje się poszukiwanie wektora kointegrującego z wyrazem wolnym, bez trendu deterministycznego. Za rząd opóźnień przyjmijmy wstępnie zgodnie z wynikami analizy z podrozdziału 2.3 dwa. Wyniki testu przedstawiają tabele 13–14, gwiazdka (\*) oznacza odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności 0,05, dwie gwiazdki (\*\*) odpowiednio – 0,01.

Test Johansena w obu wariantach wskazuje, że na poziomie istotności równym 0,01 należy odrzucić hipotezę o niewystępowaniu relacji kointegrującej. Jest to bardzo ciekawy i ważny rezultat. Świadczy on (z prawdopodobieństwem równym 0,99), że elementy analizowanego zbioru zmiennych  $X_t$ , odpowiadające wektorowi (33) łączy relacja kointegrująca. Tymczasem w przeprowadzonej przez Choueirię (2004) analizie dla Polski nie udało się jeszcze zaobserwować takiej zależności.

Ponieważ następne hipotezy w testach śladu macierzy i maksymalnej wartości własnej nie są odrzucane, zgodnie z konwencją należy przyjąć, że występuje tylko jedna relacja kointegrująca. Jest to wynik pożądany z punktu widzenia analizy makroekonomicznej.

**Tabela 13**

**Test kointegracji (statystyka testowa oparta na teście śladu macierzy)**

Liczba wektorów kointegrujących	Wartość własna	Statystyka testu śladu macierzy	Wartość krytyczna $p=0,05$	Wartość krytyczna $p=0,01$
Brak **	0,320956	111,9979	94,15	103,18
Co najwyżej 1	0,166107	59,74351	68,52	76,07
Co najwyżej 2	0,097074	35,22076	47,21	54,46
Co najwyżej 3	0,084064	21,43535	29,68	35,65
Co najwyżej 4	0,056830	9,581122	15,41	20,04
Co najwyżej 5	0,012385	1,682397	3,76	6,65

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *EViews*).

**Tabela 14**

**Test kointegracji (statystyka testowa oparta na teście maksymalnej wartości własnej)**

Liczba wektorów kointegrujących	Wartość własna	Statystyka testu maksymalnej wartości własnej	Wartość krytyczna $p=0,05$	Wartość krytyczna $p=0,01$
Brak **	0,320956	52,25434	39,37	45,10
Co najwyżej 1	0,166107	24,52275	33,46	38,77
Co najwyżej 2	0,097074	13,78541	27,07	32,24
Co najwyżej 3	0,084064	11,85422	20,97	25,52
Co najwyżej 4	0,056830	7,898726	14,07	18,63
Co najwyżej 5	0,012385	1,682397	3,76	6,65

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *EViews*).

Odnotujmy, co dzieje się, gdy zmienimy specyfikację testu Johansena. Zwiększenie długości opóźnień do trzech (a więc o jeden więcej niż to wynika z naszych założeń popartych analizą z podrozdziału 2.3) powoduje, że hipoteza o braku relacji kointegrującej nadal jest odrzucana, jednak dopiero na wyższym poziomie istotności 0,05. Rośnie więc prawdopodobieństwo, że uzyskany wynik jest przypadkowy.

Natomiast zmniejszając długość opóźnień do jednego (o jeden mniej niż wynika to z wcześniejszych założeń) powodujemy, że w obu wariantach testu Johansena jest odrzucana hipoteza mówiąca nie tylko o braku relacji kointegrującej, ale i o istnieniu co najwyżej jednej i dwóch takich relacji. Należy więc przyjąć, że istnieją aż trzy takie relacje. Powoduje to pewne problemy z interpretacją ekonomiczną uzyskanych rezultatów, jednak jak już wspomniano może być korzystniejsze ze względu na obserwację mechanizmu korekty błędem.

Podobnie, przy próbie eliminacji ze zbioru zmiennych egzogenicznych zmiennej zero-jedynkowej  $u_t$  lub luki popytowej następuje wzrost poziomu istotności (do 0,05), przy którym możemy odrzucić hipotezę o braku relacji kointegrującej, co z podanych wyżej przyczyn nie jest pożądane. Umieszczenie tych zmiennych w specyfikacji równania (32) było więc uzasadnione.

Relacja kointegrująca, którą uzyskaliśmy w wyniku analizy przeprowadzonej w tym punkcie, ma postać (w nawiasach podano wartości błędu standardowego):

$$s_t + 41,76 \Delta m_t + 8,86 \Delta e_t - 12,11 i_t - 21,69 \Delta p_t - 124,34 \Delta c_t = 0$$

(7,95)                      (0,92)                      (1,24)                      (12,25)                      (21,64)                      (37)

Oszacowania wszystkich parametrów równania kointegrującego są istotne. Największym błędem obciążone jest oszacowanie przy inflacji producenta (sięga ono połowy wartości oszacowania). Przy relatywnie dużej próbie nie należy jednak odrzucać tej zmiennej, zwłaszcza że za włączeniem jej do równania kointegrującego przemawiają silne przesłanki ekonomiczne. Przyczyną dużego błędu oszacowania może być występowanie oczywistej współliniowości między inflacją producenta a inflacją konsumenta.

Co więcej, znaki oszacowań parametrów mają spójną interpretację ekonomiczną. Wzrostowi cen ropy, kursu walutowego czy podaży pieniądza towarzyszy na mocy równania kointegrującego analogiczny wzrost po stronie cen importu oraz dynamiki cen producenta i konsumenta. Z analizy wartości współczynników w równaniu (37) wynika również, że inflacja konsumenta znacznie słabiej reaguje na np. deprecjację kursu niż inflacja producenta, zatem *pass-through* w długim okresie na ceny konsumenta będzie odpowiednio mniejsze niż w przypadku cen producenta. Jest to spójne z faktami stylizowanymi dotyczącymi zjawiska *pass-through* przedstawionymi w rozdziale 1.

Podsumowując analizę dokonaną w tym punkcie odnotujmy, że po dokonaniu pewnych transformacji oraz egzogenizacji luki popytowej dla rzędu opóźnień równego dwa znaleźliśmy jedną relację kointegrującą łączącą badane szeregi czasowe. Oszacowania parametrów tej relacji są istotne i dodatkowo mają spójną i interesującą interpretację ekonomiczną. Przy skróceniu liczby opóźnień do jednego następował wzrost liczby wektorów kointegrujących do trzech. Przeprowadzona analiza będzie punktem wyjścia do estymacji modelu VECM, która zostanie przedstawiona w następnym rozdziale.

## 4

## Wyniki empiryczne

*W obliczu wszystkich słabości technik ekonometrycznych powinniśmy wykazać dostateczną gotowość do uznania, że prawda nie zawsze występuje w kostiumie równania i nie zawsze rodzi się we wnętrzu komputera. Inne sposoby testowania, takie jak odwołanie się do historii gospodarczej, nie powinny być traktowane jako archaiczne.*

Thomas Mayer (ur. 1927)

#### 4.1. Modyfikacje postaci modelu. Uwagi przed estymacją

W rozdziale 2 zaproponowaliśmy model opisujący związki między kolejnymi ogniwami łańcucha dystrybucji, wprowadzonego do analizy zjawiska *pass-through* przez Blancharda (1983). Stwierdziliśmy wówczas, że układ równań modelu daje się estymować jako wektor autoregresji (VAR), który po nałożeniu restrykcji dotyczących składnika losowego staje się modelem strukturalnym (oznaczanym odpowiednio jako SVAR). W podrozdziale 1.3 zauważyliśmy, że jeśli analizowane zmienne łączą relacja kointegrująca, to właściwym jest rozszerzenie (poprzez transformację kointegrującą) wektora autoregresji do wektora mechanizmu korekty błędem (VECM). Wektor ten jest izomorficzny (na mocy twierdzenia Grangera o reprezentacji) z wyjściowym wektorem autoregresji.

Twierdzenie Grangera o reprezentacji prowadzi do ważnego wniosku. Jeżeli model VAR przy występowaniu kointegracji można przedstawić jako model VECM, to analogiczne przedstawienie dotyczy modelu SVAR. Otrzymujemy zatem strukturalny model wektora mechanizmu korekty błędem (SVECM). Za zachowanie postaci strukturalnej modelu odpowiedzialna jest macierz restrykcji  $\mathbf{B}$ , określona w podrozdziale 1.2, dla której transformacja kointegrująca jest niezmiennicza (wynika to wprost z równań (18)–(20)).

W rozdziale 3 analizowaliśmy m.in. zjawisko kointegracji szeregów czasowych wykorzystanych do estymacji. Wynikiem analizy było znalezienie równania kointegrującego łączącego ze sobą ceny ropy naftowej, kurs walutowy, dynamikę wzrostu podaży pieniądza (w ujęciu miesięcznym), ceny importu oraz inflację producenta i konsumenta Luka popytowa – jako zmienna stacjonarna – była egzogeniczna w stosunku do pozostałych zmiennych.

Egzogenizacja luki popytowej jest efektem ubocznym zastosowania analizy kointegracji. Konsekwencją tego jest przyjęcie *implicite* założenia, że szok dostarczany do systemu przez stronę popytową gospodarki jest szokiem per se, niezwiązanym z transmisją szoków występujących w innych elementach łańcucha dystrybucji. Zastosowanie transformacji kointegrującej wymaga zatem usunięcia restrykcji dotyczących luki popytowej, polegającej na usunięciu drugiej kolumny i drugiego wiersza z macierzy  $\mathbf{B}$  (luka popytowa pierwotnie była drugim w kolejności elementem łańcucha zmiennych endogenicznych). W rezultacie macierz  $\mathbf{B}$  przyjmuje następującą postać:

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_1 & \gamma_3 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \delta_1 & \delta_3 & \delta_4 & 1 & 0 & 0 \\ \eta_1 & \eta_3 & \eta_4 & \eta_5 & 1 & 0 \\ \theta_1 & \theta_3 & \theta_4 & \theta_5 & \theta_6 & 1 \end{bmatrix} \quad (38)$$

W podrozdziale 2.4, analizując zjawisko kointegracji szeregów czasowych, oszacowaliśmy równanie kointegrujące, które łączy wszystkie zmienne po transformacjach, zintegrowane w stopniu 1 (za wyjątkiem luki popytowej). Równanie (37), którego współczynniki mają jasną interpretację ekonomiczną, niekoniecznie pozwala na estymację modelu VECM, tłumaczącego w zadowalający sposób zjawisko *pass-through*. W istocie, przy próbie estymacji modelu VECM opartego na tym równaniu, napotykamy na pewne trudności. Mechanizm korekty opisany wektorem kointegrującym  $\beta$  (vide rozdział 2) okazuje się działać w sposób istotny jedynie dla inflacji konsumenta oraz cen importu (istotność działania wyrażają współczynniki macierzy dostosowań  $\alpha$ )<sup>16</sup>.

Przyczyną tego niekorzystnego zjawiska może być właśnie specyfikacja modelu na podstawie równania kointegrującego postaci (38). Przypomnijmy, że w podrozdziale 2.4 dla rzędu opóźnień równego dwa uzyskiwaliśmy jeden wektor kointegrujący, natomiast po zmniejszeniu rzędu opóźnień do jednego – trzy wektory. W istocie, potencjalnych wektorów kointegrujących jest tyle, ile zmiennych w modelu, a ich faktyczna liczba jest równa wymiarowi przestrzeni liniowej generowanej przez wektory „kandydatów”. W omawianym przypadku, przy uwzględnieniu dwóch opóźnień, istotny jest tylko pierwszy z potencjalnych wektorów (to znaczy, że pozostałe są od niego liniowo zależne). Zmniejszając liczbę opóźnień do jednego, uzyskujemy natomiast trzy liniowo niezależne wektory<sup>17</sup>. Odpowiednie wyniki testu kointegracji przedstawiają tabele 15–16. Gwiazdka (\*) oznacza odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności 0,01, dwie gwiazdki (\*\*) odpowiednio – 0,05.

Wzrost liczby wektorów liniowo niezależnych, który prowadzi do zwiększenia się wymiaru przestrzeni kointegrującej, można interpretować w kategoriach dekompozycji wyjściowego równania kointegrującego na trzy liniowo niezależne równania składowe. Tworzą one układ dający się zagregować do wyjściowego równania. Mimo że jeden wektor kointegrujący, który implikuje równanie postaci (37), jest o wiele prostszy w ekonomicznej interpretacji (łatwiej jest zinterpretować zachowanie systemu opisanego tylko jednym równaniem), to jednak estymacja modelu mechanizmu korekty błędem nie daje – jak już wspomniano – zadowalających rezultatów.

Co więcej, zmniejszenie liczby opóźnień do jednego i implikowane przez nie zwiększenie wymiaru przestrzeni kointegrującej jest wbrew pozorom zgodne z *principle of parsimony* (zasada oszczędności), do której chcemy się stosować, modelując zjawisko *pass-through*. Mianowicie, zredukowanie rzędu opóźnień o jeden powoduje uzyskanie siedmiu dodatkowych stopni swobody dla każdej ze zmiennych (parametry wektora obserwacji opóźnionej o dwa okresy nie są estymowane).

Oczywiście, w zamian za to rośnie liczba parametrów koniecznych do oszacowania w równaniu kointegrującym. Początkowo szacowano jedno równanie z 5(=6–1) współczynnikami, tymczasem szacując trzy równania liczba estymowanych parametrów jest równa 3·(6–3)=9, a więc tylko o cztery więcej. Zważywszy na to, że sama procedura estymacji jest dwustopniowa (najpierw metodą największej wiarygodności szacuje się równanie kointegrujące, a później uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów mechanizm korekty błędem), to zwiększenie się liczby stopni swobody na drugim etapie estymacji jest tym bardziej korzystne.

Warto jeszcze dodać, że dokonywany tu zabieg jest dodatkowo usprawiedliwiony przez kryteria informacyjne (Akaike i Schwartz) wyboru modelu. Według tych kryteriów największą pojemność informacyjną ma model z jednym opóźnieniem, co implikuje zastosowanie trzech równań kointegrujących. Nie jest to w żaden sposób sprzeczne z analizą przeprowadzoną w podrozdziale 2.4, gdzie stwierdziliśmy, że przyjęcie za rząd opóźnień liczby dwa powinno wystarczyć, aby wygenerować reszty białoszumowe w procesie esty-

<sup>16</sup> Mówiąc bardziej precyzyjnie, mechanizm korekty błędem działa, jeśli oszacowania współczynników macierzy dostosowań różnią się istotnie od zera. Dodatkowo oszacowania te, aby zapobiec kumulacji błędów, powinny mieć przeciwne znaki do elementów wektora kointegrującego związanego z daną zmienną.

<sup>17</sup> Dla obu testów – śladu macierzy oraz maksymalnej wartości własnej – następuje odrzucenie hipotezy zerowej, która mówi o co najwyżej dwóch wektorach kointegrujących już na poziomie istotności równym 0,01.



macji. Oczywiście może to być liczba mniejsza, jeśli tylko reszty zachowują się w pożądanym sposób, co można sprawdzić po zakończeniu procedury estymacji.

Tabela 15

**Test kointegracji dla rzędu opóźnień równego jeden (statystyka testowa oparta na teście śladu macierzy)**

Liczba wektorów kointegrujących	Wartość własna	Statystyka testu śladu macierzy	Wartość krytyczna $p=0,05$	Wartość krytyczna $p=0,01$
Brak **	0.423517	173.7119	94.15	103.18
Co najwyżej 1 **	0.245390	98.80194	68.52	76.07
Co najwyżej 2 **	0.220081	60.51060	47.21	54.46
Co najwyżej 3	0.138882	26.70578	29.68	35.65
Co najwyżej 4	0.045345	6.370611	15.41	20.04
Co najwyżej 5	0.000437	0.059467	3.76	6.65

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *EViews*).

Tabela 16

**Test kointegracji dla rzędu opóźnień równego jeden (statystyka testowa oparta na teście maksymalnej wartości własnej)**

Liczba wektorów kointegrujących	Wartość własna	Statystyka testu maksymalnej wartości własnej	Wartość krytyczna $p=0,05$	Wartość krytyczna $p=0,01$
Brak **	0.423517	74.90998	39.37	45.10
Co najwyżej 1 *	0.245390	38.29134	33.46	38.77
Co najwyżej 2 **	0.220081	33.80482	27.07	32.24
Co najwyżej 3	0.138882	20.33517	20.97	25.52
Co najwyżej 4	0.045345	6.311143	14.07	18.63
Co najwyżej 5	0.000437	0.059467	3.76	6.65

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *EViews*).

## 4.2. Estymacja modelu VECM

Jak stwierdzono w podrozdziale 3.1, ze względu na pożądane właściwości modelu, dokonano rozszerzenia wymiaru przestrzeni kointegrującej do trzech. Wobec tego estymowano układ trzech równań kointegrujących, o postaci izomorficznej z równaniem danym przez wzór (32), tzn. zawierającej wyraz wolny oraz uwzględniającej liniowy trend deterministyczny w danych, jak również zmienną zerjedynkową dla czerwca 2004 r. i lukę popytową jako zmienną egzogeniczną. Estymacji dokonano zgodnie z procedurą Johansena, wykorzystując metodę największej wiarygodności. Wyniki przedstawia tabela 17.

Na tym etapie występuje jednak pewna trudność techniczna. Stosowany tu program *EViews* nie pozwala na późniejszą faktoryzację modelu VECM (transformacja wynikająca z restrykcji nakładanych przez macierz **B**) prowadzącą do uzyskania modelu strukturalnego SVECM. Te ostatnie są bowiem stosunkowo najprostszą i najbardziej skomplikowaną klasą modeli. Wobec tego wyniki uzyskiwane w tej części pracy będą pochodzić z pakietu *JMulti*.

Liniowa niezależność oszacowanych wektorów po standaryzacji zgodnej z procedurą Johansena (por. Charemza i Deadman 1997) jest oczywista ze względu na oszacowania współczynników przy pierwszych trzech elementach każdego z wektorów. Jednak błędy oszacowań parametrów dla cen dóbr importowanych w pierwszych dwóch wektorach są zdecydowanie większe niż w przypadku jednego wektora kointegrującego (por. równanie (37)) – odpowiadające im wartości statystyk  $t$  są odpowiednio mniejsze, co stawia pod znakiem zapytania istotność oszacowanych relacji. Podobne zastrzeżenie dotyczy oszacowania wyrazu wolnego w pierwszym i drugim równaniu.

**Tabela 17**  
**Oszacowanie trzech liniowo niezależnych wektorów kointegrujących**

Wektor kointegrujący	1	2	3
$s_t$	1	0	0
$m_t$	0	1	0
$e_t$	0	0	1
$i_t$	-0,643	0,002	-0,955
	(0,693)	(0,021)	(0,161)
	[-0,928]	[0,081]	[-5,948]
$p_t$	48,693	2,239	-22,381
	(14,48)	(0,431)	(3,357)
	[3,363]	[5,195]	[-6,667]
$c_t$	-185,151	-2,921	32,078
	(19,462)	(0,579)	(4,512)
	[-9,513]	[-5,043]	[7,109]
Wyraz wolny	2,323	-0,009	2,681
	(3,065)	(0,091)	(0,711)
	[0,758]	[-0,104]	[3,773]

Uwaga: w nawiasach okrągłych podano błędy standardowe, w nawiasach kwadratowych – wartości statystyki  $t$ -Studenta. Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMUTIT*).

Wobec tego uzasadnione jest sprawdzenie restrykcji, które nakładają na te parametry warunek równości zeru. W pierwszej kolejności przetestujemy warunek dotyczący parametrów dla cen dóbr importowanych. Hipoteza zerowa odpowiedniego testu Walda ma postać:

$$H_0 : \beta_{41} = \beta_{42} = 0 \quad (39)$$

gdzie  $\beta_{ij}$  wskazuje na  $i$ -ty element  $j$ -tego wektora kointegrującego  $\beta$ . Hipoteza alternatywna  $H_1$  jest oczywiście negacją  $H_0$ . Statystyka testowa  $F$  przyjmuje wartość 0,88 (przy dwóch stopniach swobody), wobec czego na każdym poziomie istotności mniejszym niż 0,64 nie ma podstaw do odrzucenia testowanej hipotezy. Oznacza to, że nie ma przeciwwskazań do nałożenia restrykcji wyspecyfikowanych w (39).

W następstwie uzyskujemy oszacowanie układu równań kointegrujących z restrykcjami wyrażonymi w hipotezie (39). Oszacowanie wyrazu wolnego w pierwszym równaniu kointegrującym staje się istotne, natomiast istotność odpowiedniego oszacowanie w drugim równaniu wciąż wydaje się wątpliwa. Wobec tego sprawdzimy jeszcze restrykcję postaci:

$$H_0 : \beta_{41} = \beta_{42} = \beta_{72} = 0 \quad (40)$$

przy hipotezie alternatywnej wyrażonej w formie negacji  $H_0$ . Statystyka testowa  $F$  przy trzech stopniach swobody przyjmuje wartość 0,96, co oznacza brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (40), która wyraża wyspecyfikowane restrykcje, na każdym poziomie istotności mniejszym niż 0,81.

Po nałożeniu wszystkich restrykcji wyrażonych w hipotezie (40) uzyskaliśmy ostatecznie oszacowanie modelu VECM przedstawione w tabeli 18.

Nałożenie restrykcji spowodowało wzrost (co do wartości bezwzględnej) zarówno oszacowań parametrów, jak i ich istotności mierzonej statystyką  $t$ . Pozwoli to podczas estymacji pełnego modelu SVECM na uzyskanie wyraźniejszego obrazu związków łączących ogniwa łańcucha dystrybucji. Jak już wspomniano, związki te nie mają prostej interpretacji ekonomicznej, ponieważ w części odnoszą się do przeciwstawnych relacji. Może to jednak odpowiadać rzeczywistemu sposobowi funkcjonowania systemu gospodarczego, gdzie występowanie sprzężeń zwrotnych (zwłaszcza w długim okresie, a ten jest interesujący z punktu widzenia analizy kointegracji) nie jest niczym szczególnym.

Tabela 18

**Oszacowanie trzech liniowo niezależnych wektorów kointegrujących przy dodatkowych restrykcjach**

Wektor kointegrujący	1	2	3
$s_t$	1	0	0
$m_t$	0	1	0
$e_t$	0	0	1
$i_t$			-1,047
	0	0	(0,068)
			[-15,292]
$p_t$	33,843	0,558	-8,586
	(12,842)	(0,314)	(2,406)
	[2,635]	[1,779]	[-3,568]
$c_t$	-147,387	-2,022	21,221
	(16,857)	(0,253)	(2,873)
	[-8,744]	[-7,992]	[7,388]
Wyraz wolny	-0,871		3,114
	(0,216)	0	(0,304)
	[-4,024]		[10,239]

Uwaga: w nawiasach okrągłych podano błędy standardowe, w nawiasach kwadratowych – wartości statystyki  $t$ -Studenta.  
Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulTi*).

Dysponując układem równań kointegrujących (oszacowanych metodą największej wiarygodności), możemy przystąpić do estymacji właściwego modelu SVECM (stosujemy tu uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów). W tym celu na początku estymujemy model VECM bez warunków strukturalnych nakładanych przez macierz **B**. Przypomnijmy, że oznacza to estymację  $3+6+2+2=13$  parametrów w każdym równaniu. Przy 134 dostępnych obserwacjach to właściwie maksymalna rozsądna liczba parametrów do oszacowania.

Oczywiście mamy podstawy sądzić, że nie wszystkie parametry będą miały statystycznie istotne oceny. Usunięcie takich zmiennych w modelowaniu szeregów czasowych nie zawsze jest uzasadnione, ponieważ w pewnych sytuacjach mimo relatywnie niskiej istotności mogą one pozytywnie wpływać na jakość uzyskiwanych oszacowań. Dlatego do identyfikacji parametrów, na które można nałożyć warunek równości zeru bez szkód dla szacowanego modelu, posłużymy się kryterium informacyjnym Akaike (ang. *Akaike Information Criterion*, AIC), rozstrzygającym, który zbiór zmiennych niesie ze sobą maksimum informacji o analizowanym zjawisku przy równoczesnym dążeniu do zminimalizowania mocy tego zbioru.

Dzięki temu zabiegowi zyskujemy dodatkowe stopnie swobody oraz – co jest być może jeszcze ważniejsze – przekonanie, że wnioski uzyskane z analizy modelu nie będą rezultatem pozornych statystycznych zależności. Ostateczną postać oszacowanego modelu SVECM przedstawia tabela 19.

W tabeli 20 przedstawiono klasyczne statystyki regresji (współczynnik determinacji oraz wartości statystyki  $F$ ). Dokonując interpretacji uzyskanych wartości, należy pamiętać, że analizujemy tu pierwsze lub drugie przyrosty wyjściowych szeregów i dlatego nie należy wyciągać pochopnych wniosków na podstawie małych wartości tych statystyk. Poza tym, w przypadku statystyki  $F$  przy tej liczbie stopni swobody istotne są już jej bardzo niewielkie wartości.

Wygodniejszą i prostszą w interpretacji może być reprezentacja oszacowanego modelu VECM w postaci wektora autoregresji. Korzystając z twierdzenia o reprezentacji (Engle i Granger 1987), każdy system VAR zbudowany na zmiennych skointegrowanych można przekształcić (dzięki transformacji kointegrującej) do postaci VECM i *vice versa*. Postać VAR oszacowanego modelu przedstawia tabela 21.

Tabela 19

## Wyniki estymacji modelu po zastosowaniu kryterium informacyjnego Akaike

	$\Delta s_t$	$\Delta^2 m_t$	$\Delta e_t$	$\Delta i_t$	$\Delta^2 p_t$	$\Delta^2 c_t$
EC 1	-0,035		-0,010	-0,043	-0,002	-0,004
	(0,020)		(0,006)	(0,009)	(0,001)	(0,001)
	[-1,751]		[-1,631]	[-4,898]	[-1,923]	[-6,609]
EC 2		-0,552		-0,677		-0,048
		(0,077)		(0,284)		(0,024)
		[-7,146]		[-2,381]		[-1,990]
EC 3		-0,049	-0,074	-0,328	-0,017	
		(0,010)	(0,045)	(0,068)	(0,009)	
		[-4,897]	[-1,647]	[-4,839]	[-1,911]	
$\Delta s_{t-1}$	-0,109					
	(0,079)					
	[-1,373]					
$\Delta^2 m_{t-1}$	-1,463	0,182	0,452			
	(0,864)	(0,080)	(0,200)			
	[-1,693]	[2,282]	[2,256]			
$\Delta e_{t-1}$	0,967		0,365	0,473		
	(0,322)		(0,080)	(0,129)		
	[3,007]		[4,551]	[3,657]		
$\Delta i_{t-1}$			-0,116	-0,342		0,008
			(0,047)	(0,068)		(0,005)
			[-2,474]	[-5,034]		[1,458]
$\Delta^2 p_{t-1}$				0,610	-0,287	
				(0,427)	(0,067)	
				[1,430]	[-4,311]	
$\Delta^2 c_{t-1}$	-3,140		-0,539		-0,166	
	(2,559)		(0,513)		(0,124)	
	[-1,227]		[-1,050]		[-1,344]	
$d_t$			-0,091			
			(0,050)			
			[-1,840]			
$u_t$				0,147	-0,013	0,005
				(0,023)	(0,004)	(0,002)
				[6,395]	[-3,457]	[2,351]
$t$	0,001	-0,000				-0,000
	(0,000)	(0,000)				(0,000)
	[2,050]	[-4,343]				[-6,962]

Uwaga: w nawiasach okrągłych podano błędy standardowe, w nawiasach kwadratowych – wartości statystyki  $t$ -Studenta. Zapis „ $\pm 0,000$ ” oznacza, że oszacowanie było mniejsze (co do modułu) od 0,0005. Oszacowania wyrazów wolnych jako statystycznie nieistotne pominięto.

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulTi*).

W przypadku cen ropy naftowej model osiąga najniższy stopień dopasowania do danych empirycznych. Ruch cen ropy jest zależny od pierwszego z równań kointegrujących, własnego opóźnienia, zmiennych opóźnionych: dynamiki wzrostu podaży pieniądza, kursu walutowego i inflacji konsumenta oraz czynnika czasu. Nie jest to zależność przyczynowo-skutkowa, jednak w rozdziale 2 napisaliśmy, że uzyskiwane zależności są aproksymacją operatora oczekiwania formułowanych na podstawie bieżącej sytuacji gospodarczej, stąd uzyskana zależność nie jest pozbawiona sensu.

**Tabela 20**  
Klasyczne statystyki regresji dla modelu VECM

	Liczba stopni swobody	$R^2$ skorygowany	F
$\Delta s_t$	[6,127]	0,05	2,2
$\Delta^2 m_t$	[4,129]	0,25	13,7
$\Delta e_t$	[7,126]	0,16	4,6
$\Delta i_t$	[7,126]	0,50	16,0
$\Delta^2 p_t$	[5,128]	0,20	8,3
$\Delta^2 c_t$	[5,128]	0,31	13,2

Źródło: opracowanie własne.

Dynamika wzrostu podaży pieniądza objaśnia się *per se*, jak również jest korygowana przez dwa równania kointegrujące oraz trend. Wskazuje to na właściwe umiejscowienie szoku monetarnego w łańcuchu dystrybucji, jako czynnika w znacznej mierze egzogenicznego, który rozprzestrzenia się na następne ogniwa łańcucha. Dodatkowo, osiągnięto relatywnie wysoki stopień dopasowania do danych empirycznych.

**Tabela 21**  
Reprezentacja VAR oszacowanego modelu

	$s_t$	$\Delta m_t$	$e_t$	$i_t$	$\Delta p_t$	$\Delta c_t$
$s_{t-1}$	1,073		-0,01	0,043	0,002	0,004
$\Delta m_{t-1}$	-1,463	0,630	0,452	0,677		0,048
$e_{t-1}$	0,967	-0,049	1,291	0,801	0,017	
$i_{t-1}$		0,051	-0,038	0,314	-0,018	0,008
$\Delta p_{t-1}$	-1,189	0,11	0,306	-0,366	0,643	0,159
$\Delta c_{t-1}$	2,041	0,083	-0,672	-0,78	-0,143	0,327
$s_{t-2}$	-0,109					
$\Delta m_{t-2}$	1,463	-0,182	-0,452			
$e_{t-2}$	-0,967		-0,365	-0,473		
$i_{t-2}$			0,116	0,342		-0,008
$\Delta p_{t-2}$				-0,61	0,287	
$\Delta c_{t-2}$	3,14		0,539		0,166	
$d_t$			-0,091			
$u_t$				0,147	-0,013	0,005
$t$	0,001	-0,000				-0,000
Wyraz wolny	0,031	-0,152	-0,222	0,984	0,052	-0,003

Uwaga: zapis „±0,000” oznacza, że oszacowanie było mniejsze (co do modułu) od 0,0005.

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMULTI*).

Kurs walutowy jest związany z pierwszym i trzecim równaniem kointegrującym, własnym opóźnieniem, jak również z czynnikami fundamentalnymi – dynamiką wzrostu podaży pieniądza (restrykcyjna polityka monetarna powoduje aprecjację krajowej waluty ze względu na zmniejszenie jej podaży) oraz cenami dóbr importowanych (które wpływają na parytet siły nabywczej) i inflacją konsumenta. Wyższe ceny dóbr importowanych powodują w oczywisty sposób wzrost popytu na dewizy i wyższą kursu. Zależność między kursem a luką popytową oraz opóźnioną inflacją konsumenta można zaś wyjaśnić za pomocą mechanizmu popytu na dobra importowane (nadwyżkowy popyt krajowy wylewa się za granicę, powodując deprecjację kursu).

Ceny dóbr importowanych są korygowane przez wszystkie równania kointegrujące. Oprócz tego zależą od własnych opóźnień oraz od innych zmiennych opóźnionych: dynamiki kursu walutowego (co jest punktem wyjścia do badania zjawiska *pass-through*) oraz przyrostu inflacji producenta. Tę ostatnią relację można tłumaczyć w ten sposób, że wzrost

cen producenta może w części wynikać z czynników krajowych, w wyniku czego rośnie zainteresowanie dobrami importowanymi, a ich cena wzrasta. W czerwcu 2004 r. nastąpiło odchylenie od ścieżki wzrostu cen wyznaczonej w modelu – oszacowanie zmiennej zero-jedynkowej jest statystycznie istotne. Oprócz tego, w wyjaśnieniu zachowania cen dóbr importowanych znaczenie ma czynnik czasu, skorelowany z czynnikami pozostawionymi poza analizą. Co ważne, dla zmiennej tej osiągnięto najlepszy stopień dopasowania do danych empirycznych.

Inflacja producenta jest korygowana przez pierwsze oraz trzecie równanie kointegrujące. Oprócz tego zmienna ta zależy od własnego opóźnienia, jak również od opóźnionej inflacji konsumenta. W wyjaśnieniu zmienności inflacji konsumenta znaczenie ma też szok akcesyjnego, który wystąpił w czerwcu 2004 r.

Ruch cen dóbr konsumpcyjnych jest korygowany przez pierwsze dwa równania kointegrujące. W objaśnieniu zachowania stopy inflacji konsumenta miały też znaczenie opóźnione ceny dóbr importowanych (co wskazuje na występowanie zjawiska *pass-through*) oraz efekt szoku akcesyjnego (czerwiec 2004), jak również czynnik czasu, którego występowanie tłumaczyć można deflacją cen konsumenta.

Zauważmy, że na etapie ostatnich dwóch agregatów cenowych kurs walutowy nie występuje *explicite* w równaniach ruchu tych zmiennych (w reprezentacji VECM) w formie zmiennej opóźnionej. W przypadku inflacji producenta występuje on jedynie w równaniu kointegrującym, natomiast w przypadku inflacji konsumenta – wcale. Implikuje to przenoszenie impulsu kursowego z cen dóbr importowanych poprzez korektę równaniem kointegrującym do dynamiki cen producenta, a następnie w podobny sposób do dynamiki cen konsumenta (korygowana jest wówczas różnica między inflacją producenta a konsumenta). Jest to kluczowe dla dalszej analizy zjawiska *pass-through*.

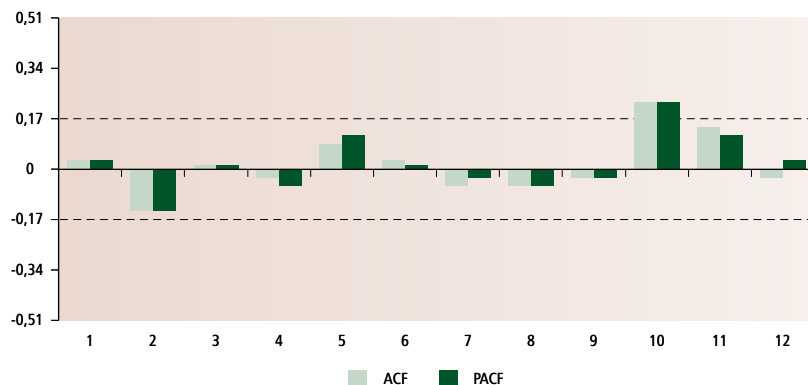
### 4.3. Analiza korelogramu reszt modelu

Pod koniec etapu estymacji modelu VECM przyjrzymy się resztom wygenerowanym przez model. Przypomnijmy, że istota autokorelacji została omówiona w podrozdziale 3.3 (*Analiza autokorelacji szeregów czasowych*) podczas wstępnej analizy danych. Wykresy autokorelacji całkowitej oraz częściowej (korelogram) reszt przedstawiają rys. 6–11. Wykresy te zostały stworzone przez program *JMulti*.

W przypadku cen ropy naftowej, kursu walutowego oraz cen importu, dla żadnego rzędu opóźnień funkcja autokorelacji nie przyjmuje wartości statystycznie istotnych (przy poziomie istotności równym 0,05). Oznacza to brak podstaw do odrzucenia hipotezy o niewystępowaniu autokorelacji w procesie resztowym. W przypadku dynamiki wzrostu podaży pieniądza funkcja ACF wskazuje wartości na granicy statystycznej istotności (około 0,2 co do wartości bezwzględnej) dla rzędu opóźnienia 2. Przy opóźnieniach dalszych rzędów wartość funkcji spada skokowo. Co więcej, wartości współczynników autokorelacji dla rzędów 2 i 3 mają przeciwne znaki. Ponieważ jednak skala zjawiska sytuuje się – jak już wspomniano – na granicy statystycznej istotności, nie ma podstaw, by uważać je za zagrożenie.

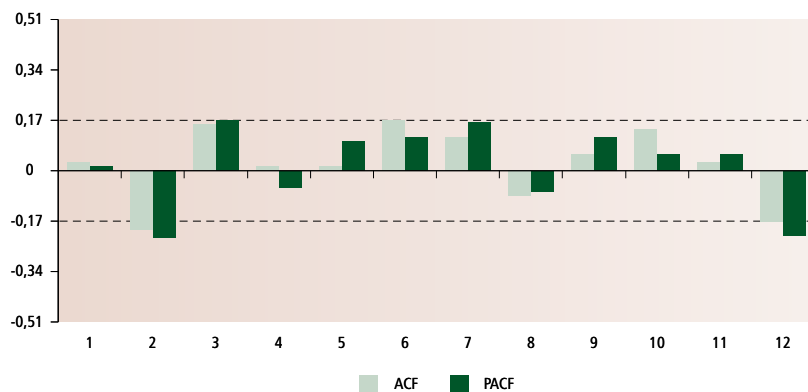
Podobną naturę ma zjawisko autokorelacji dla inflacji producenta oraz inflacji konsumenta. Dla pierwszej z miar inflacji funkcja ACF wskazuje na jedną statystycznie istotną wartość (około 0,3) dla rzędu opóźnienia 2 (przyczyną tego stanu rzeczy może być konstrukcja zmiennych oparta na przyrostach), natomiast dla drugiej z miar występują dwie wartości funkcji na granicy statystycznej istotności (około 0,2) odpowiadające rzędom opóźnień 9 i 12, po czym autokorelacja zanika. Ponieważ jednak pozostałe wartości współczynników autokorelacji nie wykazują, by proces resztowy podlegał schematowi AR, zjawiska tego również nie będziemy traktować jako zagrożenia dla własności nieobciążoności używanych estymatorów.

**Wykres 3**  
Korelogram reszt modelu – ceny ropy naftowej



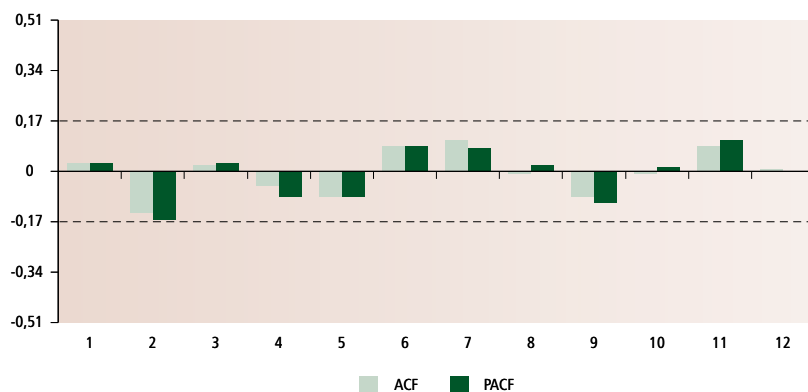
Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*).

**Wykres 4**  
Korelogram reszt modelu – dynamika wzrostu podaży pieniądza



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*).

**Wykres 5**  
Korelogram reszt modelu – kurs walutowy



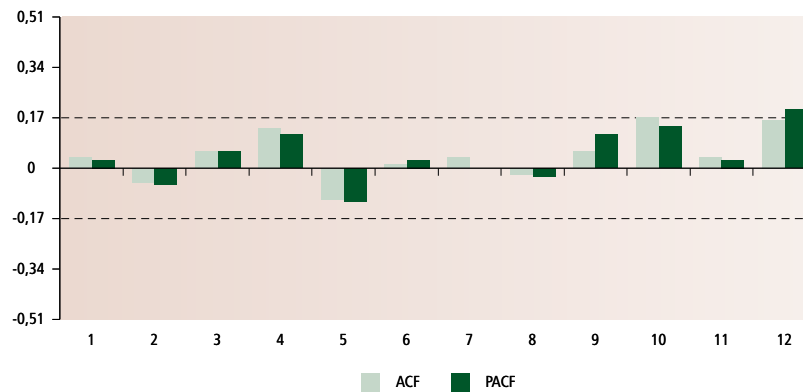
Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*).

Odnotujmy, że usunięcie śladowej autokorelacji, która mogłaby występować w estymowanym modelu wymagałoby znacznego zwiększenia rzędu opóźnień, co wiązałoby się z większą liczbą estymowanych parametrów, a – co za tym idzie – utratą liczby stopni swobody, skutkującą zmniejszeniem się istotności szacowanych parametrów. Inne techniki usuwania autokorelacji składnika losowego znane w modelach jednorodnościowych nie mogą być w prosty sposób zaimplementowane w modelu VECM.

Zjawisko autokorelacji składnika losowego w tych modelach nie zostało dotychczas dokładnie opisane, z czym wiąże się brak odpowiednich do jego usuwania narzędzi, znanych w klasycznej ekonometrii.

Wykres 6

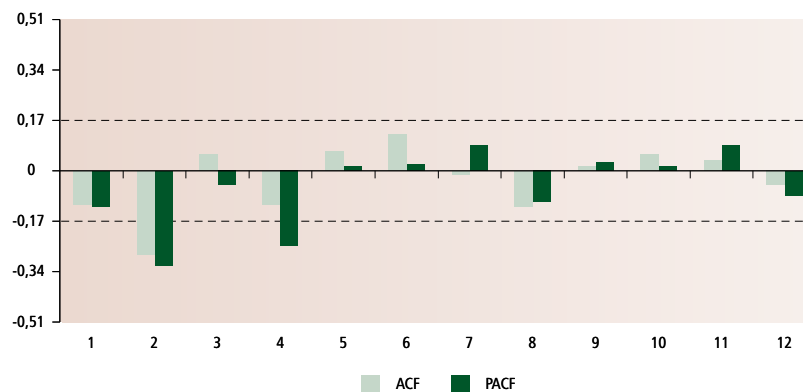
## Korelogram reszt modelu – ceny importu



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMUTi*).

Wykres 7

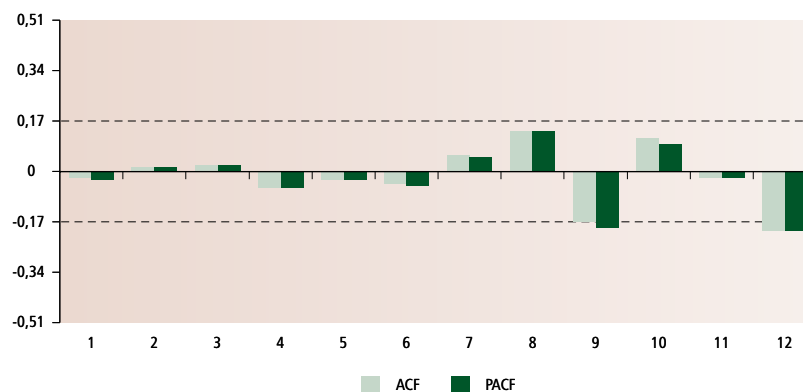
## Korelogram reszt modelu – inflacja producenta



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMUTi*).

Wykres 8

## Korelogram reszt modelu – inflacja konsumenta



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMUTi*).



#### 4.4. Faktoryzacja – estymacja modelu SVECM

Model wektorowego mechanizmu korekty błędem (VECM) po nałożeniu warunków ograniczających (zwanymi też strukturalnymi) staje się strukturalnym modelem wektorowej korekty błędem (SVECM). Nałożone warunki dotyczą składnika losowego. Po sformalizowaniu w postaci macierzy **B** pozwalają na dekompozycję tegoż na innowacje występujące w kolejnych ogniwach łańcucha dystrybucji. Po dokonaniu estymacji modelu VECM w podrozdziale 3.1. możemy więc nałożyć warunki ograniczające, czyli dokonać strukturyzacji modelu. Z równania (20) wynika, że nałożenie tych warunków sprowadza się do przemnożenia macierzy parametrów przez odwrotność macierzy **B** czyli **B**<sup>-1</sup>. Zabieg ten nosi nazwę faktoryzacji.

Na początku na model VECM nałożymy warunki równości zeru odpowiednich elementów macierzy **B**. Po zastosowaniu metody największej wiarygodności otrzymujemy oszacowanie elementów macierzy **B** odpowiadającej modelowi SVECM (tabela 22).

Jak się okazuje, oszacowania nie wszystkich elementów macierzy **B** są statystycznie istotne. Oznacza to, że wynikająca stąd dekompozycja składnika losowego na innowacje związane z kolejnymi elementami łańcucha dystrybucji może wymagać dalszego ograniczenia. Natychmiastowe oddziaływanie szoku podaźowego aproksymowanego zmianami cen ropy na kurs walutowy oraz ceny importu nie jest statystycznie istotne, jednak jego znak jest zgodny z przytoczoną teorią. Podobne zastrzeżenie dotyczy natychmiastowego oddziaływania szoku monetarnego aproksymowanego zmianami podaży pieniądza na inflację konsumenta, jak również cen dóbr importowanych na inflację producenta. Można to tłumaczyć konstrukcją tych zmiennych (z jednej strony poziom, z drugiej dynamika). Natomiast w przypadku oddziaływania kursu walutowego oraz cen importu na inflację konsumenta znak oszacowania jest przeciwny niż sugerowałaby teoria. Wobec statystycznej nieistotności tych dwóch ostatnich związków, nałożymy warunek równości zeru elementów (6, 3) i (6, 4) macierzy **B**. Ostatecznie uzyskujemy następujące oszacowanie macierzy warunków przedstawione w tabeli 23.

**Tabela 22**  
Oszacowanie macierzy warunków strukturalnych **B**

$s_t$	$\Delta m_t$	$e_e$	$i_t$	$\Delta p_t$	$\Delta c_t$
0,0748					
(0,0046)					
[16,3483]					
0,001	0,0061				
(0,0006)	(0,0006)				
[1,8633]	[9,6087]				
0,001	0,0039	0,0171			
(0,0015)	(0,0013)	(0,0012)			
[0,6905]	[3,0355]	[14,4153]			
0,0004	0,0058	0,0064	0,0228		
(0,0022)	(0,003)	(0,002)	(0,0019)		
[0,1594]	[1,9572]	[3,2954]	[12,0406]		
0,0015	0,0012	0,0009	0,0000	0,0037	
(0,0005)	(0,0003)	(0,0002)	(0,0004)	(0,0005)	
[3,1406]	[3,7914]	[4,2233]	[0,091]	[7,3336]	
0,0007	0,0002	-0,0001	-0,0002	0,0006	0,0021
(0,0002)	(0,0002)	(0,0002)	(0,0002)	(0,0003)	(0,0002)
[3,1477]	[1,0211]	[-0,8742]	[-1,2642]	[2,3252]	[10,0019]

Uwaga: w nawiasach okrągłych podano wartości błędu standardowego, a w nawiasach kwadratowych – statystyki  $t$ .  
Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulTi*).

Tabela 23

Oszacowanie macierzy warunków strukturalnych **B** po nałożeniu dodatkowych restrykcji

$s_t$	$\Delta m_t$	$e_e$	$i_t$	$\Delta p_t$	$\Delta c_t$
0,0748					
(0,0049)					
[15,2254]					
0,001	0,0061				
(0,0006)	(0,0005)				
[1,78]	[12,7359]				
0,001	0,0039	0,0171			
(0,0015)	(0,0014)	(0,0012)			
[0,6728]	[2,8123]	[14,1791]			
0,0004	0,0058	0,0064	0,0228		
(0,0019)	(0,0026)	(0,0019)	(0,0019)		
[0,1904]	[2,2764]	[3,3578]	[12,1065]		
0,0015	0,0012	0,001	0,0001	0,0038	
(0,0005)	(0,0003)	(0,0002)	(0,0003)	(0,0006)	
[2,8963]	[3,7648]	[4,3419]	[0,4829]	[6,447]	
0,0007	0,0002			0,0006	0,0021
(0,0002)	(0,0003)			(0,0003)	(0,0002)
[3,3277]	[0,945]			[2,3393]	[10,7686]

Uwaga: w nawiasach okrągłych podano wartości błędu standardowego, a w nawiasach kwadratowych – statystyki  $t$ .  
 Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulTi*).

Uzyskane oszacowanie macierzy **B** pozwoli – zgodnie z podejściem strukturalnym – zidentyfikować funkcję reakcji zmiennych modelu na zmiany pozostałych, co pozwoli na obliczenie współczynników *pass-through*, oraz na dekompozycję wariancji składnika losowego poszczególnych równań modelu.

#### 4.5. Obliczenie współczynników *pass-through*

Zgodnie ze sformułowaniem modelu w rozdziale 2, współczynnik *pass-through* (przełożenia) zdefiniowany jest jako stosunek zmiany danej wielkości do zmiany wielkości, która tę zmianę wywołała. W naszym przypadku będą to reakcje po stronie cen na zmiany kursu walutowego, choć oczywiście konstrukcję tej klasy współczynników można zastosować do analizy dowolnych innych zależności.

Podstawą obliczenia współczynników *pass-through* jest oszacowanie funkcji odpowiedzi na impuls (funkcji reakcji), opisującej zachowanie wybranej wielkości w następstwie zmiany innej wielkości o jednostkę. W naszym przypadku będą to oczywiście funkcje odpowiedzi na impuls walutowy cen importu, producenta oraz konsumenta. Wprawdzie model SVECM jest estymowany na przyrostach logarytmów cen producenta oraz odpowiednio konsumenta (czyli inflacji), to jednak kumulacja wartości funkcji reakcji pozwala na skonstruowanie funkcji opartej na poziomach cen (problem ten nie dotyczy oczywiście cen importu, które w modelu uwzględnione są jako poziom) i bezpośrednie obliczenie współczynników *pass-through*.

Kumulacja wartości funkcji reakcji jest możliwa, co wynika *explicite* z własności pierwszych przyrostów, które po zsumowaniu dają poszukiwaną różnicę odpowiadającą zmianie analizowanej wielkości po danym czasie. Stosując rachunek operatorów możemy bowiem zapisać:

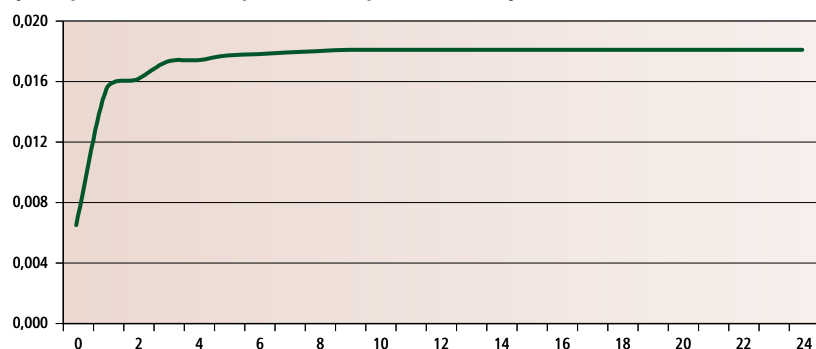
$$(1 - L^n)x_t = (1 - L + L - L^2 + \dots + L^{n-1} - L^n)x_t = \sum_{i=0}^{n-1} (L^i - L^{i+1})x_t = \sum_{i=0}^{n-1} \Delta x_{t-i} \quad (41)$$

gdzie  $x_t$  oznacza analizowaną wielkość. Oczywiście, ponieważ działamy na logarytmach tychże wielkości, ich przyrosty będą równe procentowej zmianie wyjściowych wielkości, co odpowiada definicji współczynnika *pass-through* (vide podrozdział 2.4).

Wykresy 9–12 przedstawiają funkcje odpowiedzi odpowiednio cen importu, cen producenta oraz cen konsumenta na impuls wywołany jednostkową zmianą kursu walutowego, jak również zachowanie samego kursu walutowego w następstwie jednorazowego, jednostkowego szoku. W przypadku cen dóbr importowanych jest widoczne prawie natychmiastowe przełożenie się zmian kursu, które następnie słabnie i ostatecznie stabilizuje się po około 10 miesiącach od momentu, w którym wystąpił szok. Natomiast w przypadku cen producenta oraz cen konsumenta impuls walutowy wywołuje (w horyzoncie 24 miesięcy) prawie liniowy, niegasnący wzrost, przyspieszający po pierwszych czterech miesiącach. Nie jest to niczym szczególnym, ponieważ ceny w gospodarce wykazują stały trend wzrostowy, a impuls w postaci szoku walutowego jedynie go umacnia.

**Wykres 9**

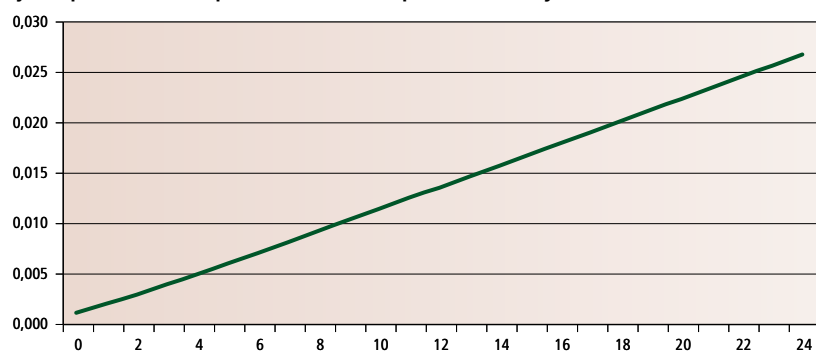
**Funkcja odpowiedzi cen importu na impuls walutowy**



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*).

**Wykres 10**

**Funkcja odpowiedzi cen producenta na impuls walutowy**



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*).

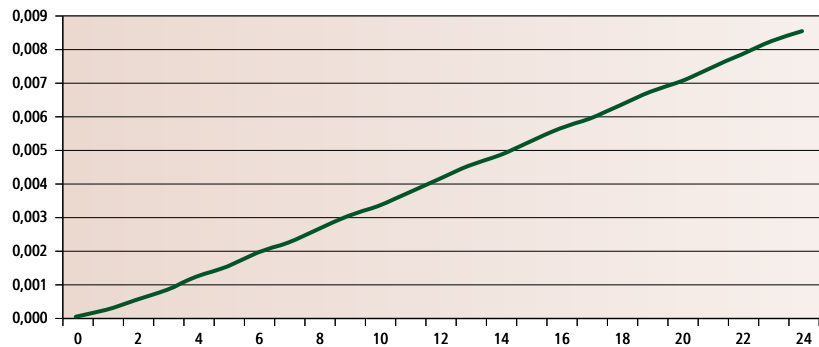
Ciekawą postać ma funkcja opisująca zachowanie się kursu walutowego. Szokowa zmiana kursu walutowego o jednostkę powoduje dalszy wzrost kursu w ciągu pierwszych dwóch miesięcy, następnie łagodny spadek i ostateczne ustabilizowanie się kursu po upływie 14 miesięcy. Oznacza to, że wynikowa wielkość współczynników *pass-through* będzie mniejsza niż by to wynikało z samej analizy wykresów 9–11, ponieważ równoległe do reakcji po stronie cen krajowych następowały dalsze zmiany kursu. Wartości współczynników *pass-through* obliczone według formuły (22) przedstawia tabela 24.

Obliczone wartości współczynników *pass-through* dla poziomów cen (mówiąc precyzyjniej – dla ich logarytmów) pokazują, że najszybsze i na początkowym etapie

– najsilniejsze – dostosowanie następuje po stronie cen dóbr importowanych. Obliczone wartości współczynników *pass-through* po 15 miesiącach stabilizują się na poziomie 88,2%. Oznacza to, że szok walutowy w danym czasie przełożył się na wzrost cen dóbr importowanych w tej relacji. Tym samym w długim okresie efekt *pass-through* staje się prawie zupełny.

Wykres 11

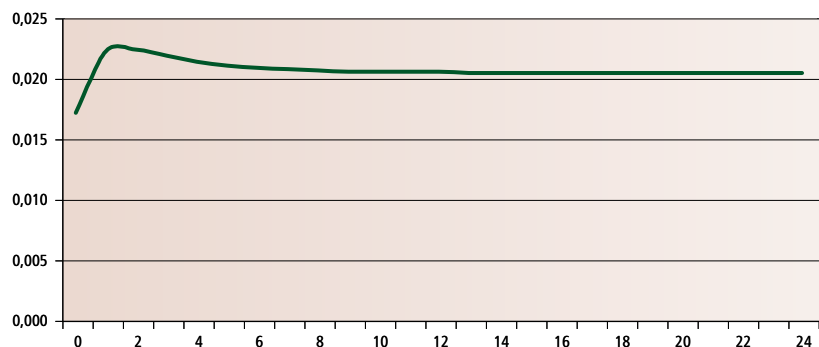
## Funkcja odpowiedzi cen konsumenta na impuls walutowy



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI*).

Wykres 12

## Funkcja autoodpowiedzi kursu walutowego



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI*).

Tabela 24

Wielkości współczynników *pass-through* dla cen krajowych

Czas (miesiące)	Ceny importu	Ceny producenta	Ceny konsumenta
0	37,4%	5,8%	0,0%
1	69,4%	8,6%	0,9%
2	71,7%	12,6%	2,2%
3	78,9%	17,4%	3,7%
4	81,2%	22,5%	5,6%
5	83,8%	28,1%	7,1%
6	85,1%	33,2%	9,1%
9	87,8%	49,8%	14,6%
12	87,8%	65,4%	20,0%
15	88,2%	81,9%	25,5%
18	88,2%	98,0%	30,9%
21	88,2%	114,2%	36,3%
24	88,2%	130,4%	41,7%

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI*).

Po stronie cen producenta dostosowanie w początkowym okresie przebiega wolniej niż w przypadku cen dóbr wyłącznie importowanych. Współczynnik przełożenia szoku walutowego na wzrost cen po upływie roku równy jest 65,4%, jednak nadal rośnie. W dwuletnim horyzoncie przekracza on próg 100%, co może oznaczać uruchomienie procesów towarzyszących, które wzmacniają dalszy wzrost cen. W długim okresie efekt *pass-through* jest więc zupełny, mimo że początkowo był on zdecydowanie mniejszy.

W przypadku cen konsumenta uwagę zwraca zdecydowanie mniejsza siła efektów dostosowawczych, która osiąga po roku skalę 20,0%. W ciągu następnych dwunastu miesięcy efekt ten wciąż jest widoczny, prowadząc do przełożenia się szoku walutowego na wzrost cen konsumenta w 41,7%. Dla cen towarów i usług konsumpcyjnych, będących dobrym przybliżeniem ogólnego poziomu cen w gospodarce, efekt *pass-through* jest więc niezupełny. Taka dysproporcja między siłą reakcji cen konsumenta i cen producenta może wynikać z procesów egzogenicznych (np. substytucja na rynkach wyrobów gotowych droższych produktów zagranicznymi tańszymi odpowiednikami krajowymi), jak również endogenicznych (oddziaływanie polityki pieniężnej prowadzonej w taki sposób, aby w przypadku szoków zewnętrznych przywrócić stabilność cen). Analizie tego ostatniego aspektu poświęcony będzie rozdział 5.

W rzeczywistości gospodarczej kategorią makroekonomiczną, która zwraca największą uwagę, jest jednak nie poziom cen, lecz ich dynamika – inflacja. Na podstawie zaproponowanego modelu można odpowiedzieć na pytanie, jak efekt *pass-through* oddziałuje na odpowiednią miarę inflacji. W tym celu, zamiast posługiwać się skumulowaną funkcją reakcji, wystarczy wziąć zwykłą funkcję odpowiedzi pierwszych przyrostów logarytmu poziomu cen (odpowiadających miesięcznej stopie inflacji) na impuls kursowy.

W praktyce jeszcze większe znaczenie ma wpływ kursu walutowego na roczną stopę inflacji. Biorąc  $n=12$  we wzorze (41), uzyskujemy 12-miesięczną kroczącą sumę przyrostów logarytmów poziomu cen, która *per analogiam* do własności (23), odpowiada rocznej stopie inflacji. Po podzieleniu tej wielkości przez dynamikę kursu walutowego w tym czasie, uzyskujemy odpowiedni współczynnik *pass-through*:

$$PT(\Delta x_{t,t-12})_s = \frac{\sum_{i=0}^{i=11} \Delta x_{t+i-s}}{\Delta e_{t,t-s}} \quad (42)$$

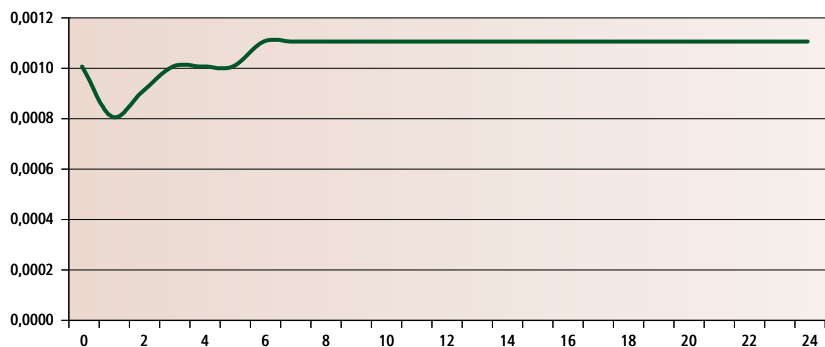
gdzie  $PT(x)_s$  jest standardowo oznaczeniem analizowanego współczynnika po czasie  $s$ , oznacza roczną stopę inflacji,  $\Delta x_{t+i-s}$  – pierwszy przyrost logarytmu poziomu cen w okresie  $(t+i-s)$  otrzymany na podstawie funkcji odpowiedzi impulsowej poziomu cen na szok kursowy, zaś  $\Delta e_{t,t-s}$  to łączny przyrost logarytmu kursu walutowego w badanym okresie (odpowiadający jego dynamice), otrzymany na podstawie funkcji odpowiedzi impulsowej kursu walutowego na szok kursowy. Zakładamy, że dla  $t+i-s < 0$  zachodzi  $\Delta x_{t+i-s} = 0$ .

Na wykresach 13–14 przedstawiono wartości funkcji reakcji miesięcznej stopy inflacji producenta i konsumenta oraz odpowiadające im współczynniki *pass-through* (tabela 25). Analogiczne obliczenia przeprowadzono dla rocznych stóp inflacji (wykresy 15–16 i tabela 26).

Przeprowadzone obliczenia pokazują, że 1% nieantycypowany wzrost kursu walutowego powoduje wzrost stopy inflacji producenta (m/m) w okresie pierwszych 12 miesięcy po zaistnieniu impulsu o około 0,1 pkt proc. Odpowiednie współczynniki *pass-through* są niższe, ponieważ równolegle następuje dalszy wzrost kursu walutowego wywołany raz zaistniałym impulsem. Reakcja po stronie stopy (m/m) inflacji konsumenta jest słabsza i odpowiednio dłuższa – wzrost tej stopy stabilizuje się po upływie 12 miesięcy na poziomie około 0,004 pkt proc.

Wykres 13

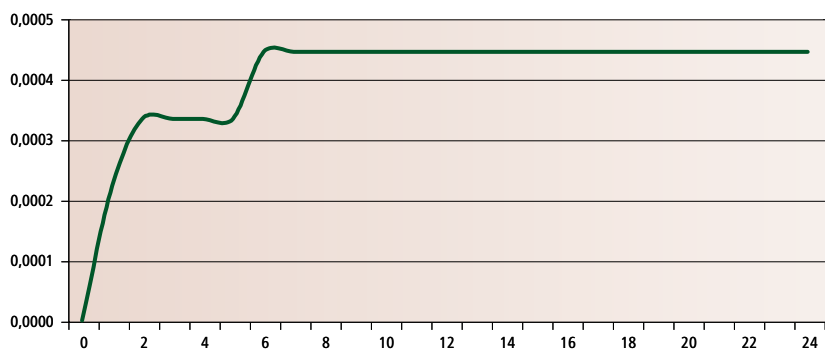
## Funkcja odpowiedzi miesięcznej stopy inflacji producenta na impuls walutowy



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI*).

Wykres 14

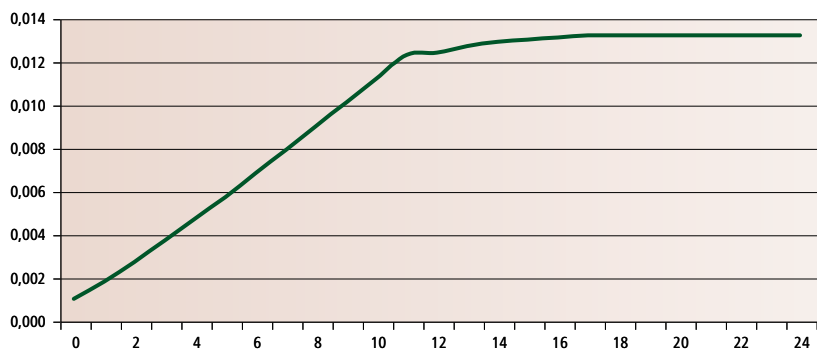
## Funkcja odpowiedzi miesięcznej stopy inflacji konsumenta na impuls walutowy



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI*).

Wykres 15

## Funkcja odpowiedzi rocznej stopy inflacji producenta na impuls walutowy

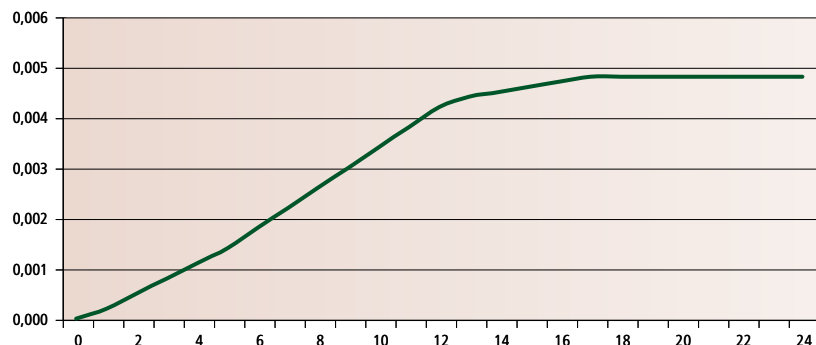


Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI* oraz *EViews*).

Różnica w sile reakcji na impuls kursowy ze strony rocznych stóp inflacji producenta i konsumenta w stosunku do stóp miesięcznych wynika z konstrukcji tychże stóp. W przypadku inflacji producenta najsilniejszy wzrost następuje w ciągu pierwszych dziewięciu miesięcy po zaistnieniu impulsu kursowego, później słabnie i po 15–18 miesiącach stabilizuje się na poziomie około 1,3 pkt proc. Podobne rozciągnięcie w czasie dotyczy wzrostu inflacji konsumenta, przy czym jest on znacznie słabszy. Stopa ta rośnie po upływie 12 miesięcy o około 0,3 pkt proc., natomiast po 18 miesiącach – o 0,5 pkt proc. Do wielkości współczynników *pass-through* stosuje się analogiczna uwaga co dla miesięcznych stóp inflacji.

Wykres 16

## Funkcja odpowiedzi rocznej stopy inflacji konsumenta na impuls walutowy



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti* oraz *EViews*).

Tabela 25 i 26

Wielkości współczynników *pass-through* dla miesięcznej (m/m) oraz rocznej (r/r) stopy inflacji producenta oraz konsumenta

Czas (miesiące)	Inflacja producenta (m/m)	Inflacja konsumenta (m/m)	Czas (miesiące)	Inflacja producenta (r/r)	Inflacja konsumenta (r/r)
0	5,8%	0,0%	0	5,8%	0,0%
1	3,6%	0,9%	1	8,1%	1,3%
2	4,0%	1,3%	2	12,1%	3,1%
3	4,6%	1,4%	3	17,0%	4,7%
4	4,7%	1,4%	4	22,1%	6,4%
5	4,8%	1,4%	5	27,1%	8,0%
6	5,3%	1,9%	6	32,7%	10,2%
9	5,4%	2,0%	9	49,3%	16,7%
12	5,4%	2,0%	12	60,5%	23,3%
15	5,4%	2,0%	15	63,7%	25,6%
18	5,4%	2,0%	18	64,7%	26,7%
21	5,4%	2,0%	21	64,7%	26,7%
24	5,4%	2,0%	24	64,7%	26,7%

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*).

Zauważalna jest dysproporcja w sile reakcji obu miar inflacji na impuls kursowy. Świadczy to o istnieniu mechanizmów znoszących efekt *pass-through* pomiędzy dwoma ostatnimi ogniwami łańcucha dystrybucji. Proces ten może wynikać z kilku czynników. Standardowym wyjaśnieniem jest to, że droższe koszty mogą powodować u producentów (w obawie przed utratą rynku) zmniejszenie marży, co przekłada się na zahamowanie wzrostu cen wyrobów gotowych. Warto też zwrócić uwagę, że inflacja konsumenta jest monitorowana przez władze monetarne, czego efektem jest oddziaływanie polityki pieniężnej. Zachodzenie w gospodarce czynników zagrażających inflacją kosztową (co objawia się wzrostem indeksu PPI) powoduje zaostrzenie polityki pieniężnej, a tym samym wygaszenie impulsu. Dalszej analizie monetarnego zjawiska *pass-through* poświęcony będzie rozdział 5.

#### 4.6. Dekompozycja wariacji

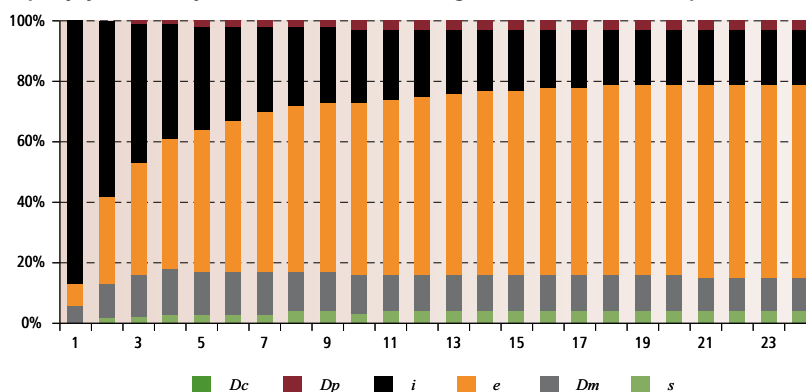
Ostatnim etapem analizy w tym rozdziale będzie dekompozycja wariacji składnika resztowego związanego z kolejnymi agregatami cenowymi. Jest to możliwe dzięki nałożeniu

na model warunków strukturalnych w postaci macierzy  $\mathbf{B}^{18}$ . Idea dekompozycji wariancji została krótko wyjaśniona w rozdziale 2.

W tym podrozdziale będziemy rozważać wariancję cen importu, inflacji producenta oraz inflacji konsumenta. Horyzont analizy określono na 24 miesiące, gdyż jak wynika z badania przeprowadzonego w podrozdziale 3.5, efekt *pass-through* ulega w tym czasie stabilizacji. Wykresy 17–19 przedstawiają zdekomponowaną wariancję składnika losowego, wartości liczbowe zebrano w tabelach 29–31. Wszystkie obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*.

#### Wykres 17

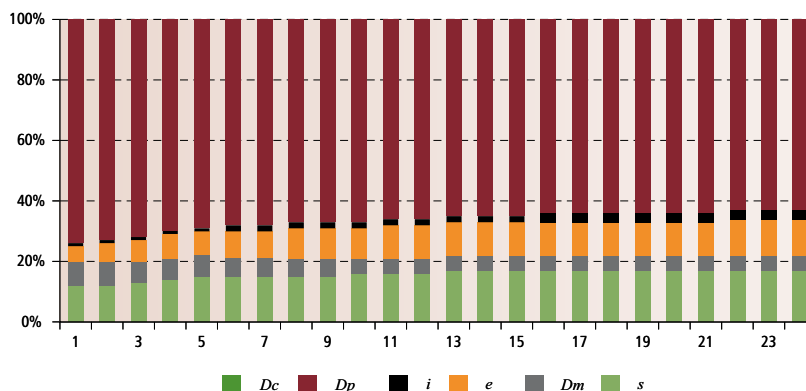
##### Dekompozycja wariancji dla składnika resztowego w równaniu cen importu



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*, litera D oznacza przyrost  $\Delta$ ).

#### Wykres 18

##### Dekompozycja wariancji dla składnika resztowego w równaniu inflacji producenta



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*, litera D oznacza przyrost  $\Delta$ ).

Ceny importu są zmienną, dla której błąd prognozy na początku analizowanego horyzontu czasowego objaśnia się *per se*. Zmiany cen importu tłumaczą początkowo aż 87% wariancji składnika resztowego dla tego równania. Jednakże w miarę upływu czasu udział tej zmiennej w wyjaśnieniu wariancji błędów zdecydowanie maleje na rzecz zmienności kursu walutowego. Już po 6 miesiącach kurs walutowy objaśnia 50% wariancji składnika resztowego, podczas gdy ceny importu – 31%. Pod koniec horyzontu prognozy kurs walutowy wyjaśnia wówczas 72% wariancji składnika resztowego, a ceny importu – 12%.

Co ciekawe, udział szoku podaźowego w wyjaśnieniu wariancji cen importu jest nieznaczny i pod koniec okresu prognozy osiąga 4%. Może to wynikać z tego, że ceny ropy będące aproksymacją tego szoku nie znajdują pełnego przełożenia we wskaźniku

<sup>18</sup> Dekompozycja wariancji jest możliwa również wtedy, gdy warunków strukturalnych nie specyfikuje się *explicitie*, wówczas wszystkie elementy macierzy  $B$  są niezerowe.

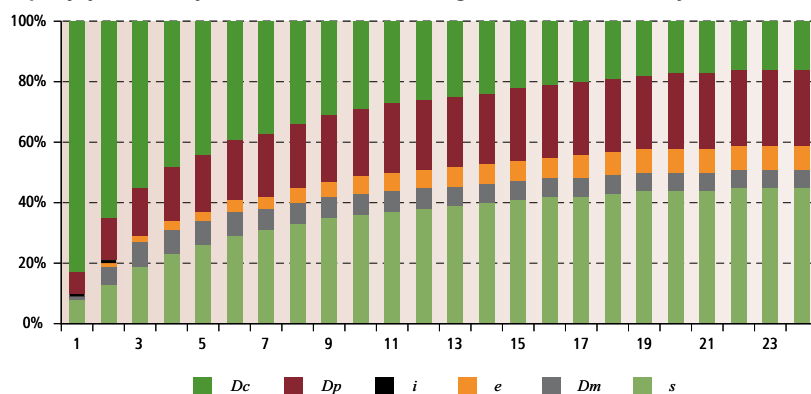


cen importu. Interesujące jest też zachowanie dynamiki wzrostu podaży pieniądza – po 4 miesiącach wyjaśnia ona 15% zmienności cen importu, po czym jej udział spada do 11% pod koniec horyzontu prognozy. Wyjaśnieniem tego zjawiska może być reakcja ze strony polityki monetarnej na inflację kosztową, powodująca zmniejszenie dynamiki wzrostu podaży pieniądza, spadek wolumenu zawieranych transakcji, a w rezultacie dostosowanie po stronie cen.

Natomiast obie miary inflacji w niewielkim stopniu wpływają na wariację składnika losowego cen importu, co wynika z umiejscowienia tego agregatu w łańcuchu dystrybucji. Dekompozycja wariacji składnika resztowego dla równania inflacji producenta wykazuje przy tym dość stabilną w czasie strukturę. Wariancja ta wyjaśnia się *per se* w początkowym okresie prognozy w 74%, natomiast po 24 miesiącach udział ten spada do 63%. Równoległe następuje wzrost udziału cen importu (z 0% na początku do 3% pod koniec analizowanego okresu) i kursu walutowego (odpowiednio z 5% do 12%). Pokazuje to, że zjawisko *pass-through* jest opóźnione w czasie i przekłada się na ceny producenta dopiero po upływie pewnego czasu.

### Wykres 19

#### Dekompozycja wariacji dla składnika resztowego w równaniu inflacji konsumenta



Źródło: opracowanie własne.

W przypadku tego agregatu cenowego o wiele ważniejsze są ceny ropy naftowej, ponieważ w znacznej mierze powodują one wzrost kosztów w kraju (transport, ogrzewanie) – po 12 miesiącach zmienność cen ropy objaśnia 16% wariacji składnika resztowego – po 24 miesiącach odpowiednio 17%. Brak jest natomiast oddziaływania ze strony cen konsumenta, które są ostatnim ogniwem łańcucha, co wskazuje na jednokierunkowość tej zależności. Natomiast dla dynamiki wzrostu podaży pieniądza największa siła oddziaływania przypada na pierwszy-drugi miesiąc prognozy, kiedy udział tej zmiennej w wyjaśnieniu składnika resztowego dla równania inflacji producenta osiąga 8%, po czym spada do 5% pod koniec horyzontu prognozy.

W przypadku równania inflacji konsumenta największy udział w wyjaśnieniu wariacji składnika resztowego ma początkowo również wariancja *per se* (83%). W miarę upływu czasu udział ten jednak systematycznie spada (do 25% w 12 miesiącu prognozy i odpowiednio 15% pod koniec analizowanego horyzontu czasowego) na korzyść inflacji producenta (jej udział rośnie w tym czasie z 7% do 25%) oraz cen ropy naftowej (po 12 miesiącach wyjaśniają one 38% wariacji, po 24 miesiącach odpowiednio 45%). Wynika to z tego, że ruchowi cen ropy naftowej odpowiadają zmiany cen paliw i innych kosztów utrzymania, które są – obok cen żywności – w największym stopniu odpowiedzialne za powstawanie zmienności indeksu CPI.

Udział kursu walutowego w zdekomponowanej wariacji składnika resztowego równania inflacji konsumenta rośnie w horyzoncie prognozy w sposób systematyczny, osiągając pod koniec horyzontu prognozy 8%. Analogiczny udział cen importu jest znikomy

i jedynie w drugim miesiącu prognozy osiąga 1%. Oznacza to, że zmienność inflacji konsumenta z powodu zmian cen importu jest przede wszystkim pochodną zmian kursu walutowego, a nie zmian cen samych dóbr importowanych.

Oddziaływanie polityki pieniężnej na zmienność indeksu CPI w horyzoncie prognozy przejawia się najpełniej między trzecim a szóstym miesiącem, osiągając udział równy 8% (tyle, ile w przypadku inflacji producenta). Wskazuje to na opóźnienie, z jakim polityka pieniężna oddziałuje na zmiany cen, jak również na ograniczoną skalę jej wpływu (w szczególności w porównaniu z wpływem czynników *stricto* zewnętrznych, takich jak zmiany cen ropy naftowej).

**Tabela 24**  
Dekompozycja wariancji dla składnika losowego w równaniach cen importu oraz inflacji producenta

Czas (miesiące)	$s_t$	$\Delta m_t$	$e_t$	$i_t$	$\Delta p_t$	$\Delta c_t$
1	0%	6%	7%	87%	0%	0%
2	2%	11%	29%	59%	0%	0%
3	2%	14%	37%	46%	1%	0%
4	2%	15%	43%	38%	1%	0%
5	3%	14%	47%	34%	2%	0%
6	3%	14%	50%	31%	2%	0%
9	3%	13%	56%	25%	2%	0%
12	4%	12%	59%	22%	3%	0%
15	4%	12%	61%	20%	3%	0%
18	4%	12%	63%	19%	3%	0%
21	4%	11%	63%	18%	3%	0%
24	4%	11%	64%	17%	3%	0%

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI*).

**Tabela 25**  
Dekompozycja wariancji dla składnika losowego w równaniach cen importu oraz inflacji producenta

Czas (miesiące)	$s_t$	$\Delta m_t$	$e_t$	$i_t$	$\Delta p_t$	$\Delta c_t$
1	8%	1%	0%	0%	7%	83%
2	14%	6%	1%	1%	14%	65%
3	19%	8%	2%	0%	16%	55%
4	23%	8%	2%	0%	18%	48%
5	26%	8%	3%	0%	19%	43%
6	29%	8%	4%	0%	20%	39%
9	35%	7%	5%	0%	22%	31%
12	38%	7%	6%	0%	23%	25%
15	41%	6%	7%	0%	24%	22%
18	43%	6%	8%	0%	24%	19%
21	44%	6%	8%	0%	25%	17%
24	45%	6%	8%	0%	25%	15%

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI*).

Tabela 26

## Dekompozycja wariancji dla składnika losowego w równaniu inflacji konsumenta

Czas (miesiące)	$s_t$	$\Delta m_t$	$e_t$	$i_t$	$\Delta p_t$	$\Delta c_t$
1	12%	8%	5%	0%	74%	0%
2	12%	8%	6%	0%	73%	0%
3	13%	7%	7%	1%	71%	0%
4	14%	7%	8%	1%	70%	0%
5	14%	6%	8%	1%	69%	0%
6	15%	6%	9%	1%	68%	0%
9	16%	6%	10%	2%	67%	0%
12	16%	5%	11%	2%	65%	0%
15	17%	5%	11%	2%	65%	0%
18	17%	5%	11%	3%	64%	0%
21	17%	5%	11%	3%	64%	0%
24	17%	5%	12%	3%	63%	0%

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulTi*).

## 5

## Aspekt polityki pieniężnej

*Świadectwo faktów nigdy nie jest w stanie „udowodnić” prawdziwości hipotezy; może ono – co najwyżej – nie wystarczyć do jej zaprzeczenia i właśnie to mamy zwykle na myśli, mówiąc – nieco nieprecyzyjnie – że hipoteza ta została potwierdzona doświadczalnie.*

Milton Friedman (1912–2006)

W rozdziale 4 estymowaliśmy strukturalny model wektora korekty błędem (SVECM), który wykorzystaliśmy do wygenerowania funkcji odpowiedzi agregatów cenowych na impuls walutowy oraz do dekompozycji wariancji reszt związanych z kolejnymi równaniami modelu. Przeprowadzona analiza wykazała, że skala reakcji cen (jak również inflacji) konsumenta na szok walutowy jest trzykrotnie mniejsza niż w przypadku cen (i podobnie inflacji) producenta.

W literaturze dotyczącej mikroekonomicznej analizy zjawiska *pass-through* przyczyną, podawaną jako wyjaśnienie zaobserwowanej sztywności cen dóbr konsumpcyjnych, jest zmniejszenie się marży detalistów rezygnujących z części potencjalnych przychodów w obawie przed utratą rynku oraz efekty substytucyjne czy koszty menu (Belaisch 2003). Wyjaśnienie to pokrywa się z codziennymi obserwacjami rzeczywistości gospodarczej i może być potwierdzone przez analizę empiryczną (*vide* Choudhri i Hakura (2001)), nie jest ono jednak kompletne.

W skali makroekonomicznej kształtowanie się cen nie jest procesem w pełni niezależnym, ponieważ stabilność stopy inflacji pozostaje w sferze bezpośredniego zainteresowania władz monetarnych (Campa et al. 2005). Zjawisko to usankcjonowaliśmy, wprowadzając (podobnie jak Ito i Sato (2006)) do łańcucha dystrybucji, który jest podstawą dla konstrukcji modelu, szok monetarny bezpośrednio po szoku popytowym. Mimo że Hahn (2003) zaproponował umieszczenie szoku monetarnego dopiero po szoku walutowym, to jednak w opinii autora pracy bardziej zasadne w przypadku gospodarki polskiej jest przyjęcie wcześniejszego założenia.

Ponieważ strategią polskich władz monetarnych jest bezpośredni cel inflacyjny, nie dążą one do stabilizacji kursu walutowego, co odpowiadałoby podejściu zaproponowanemu przez Hahna (2003), lecz do stabilizacji ogólnego poziomu cen w gospodarce, aproksymowanego wskaźnikiem cen dóbr i usług konsumpcyjnych (CPI). Jeśli więc bank centralny, modelując inflację, jest w stanie uwzględnić czynnik kursu walutowego, nie ma powodów, by kurs walutowy znajdował się *explicite* w regule polityki pieniężnej Taylora (Edwards 2006). Potwierdza to umiejscowienie szoku monetarnego na drugim (po egzogenizacji luki popytowej) ogniwie łańcucha.

Podobne argumentują Smets i Wouters (2002) – polityka pieniężna w świetle nowej makroekonomii gospodarki otwartej powinna koncentrować się na stabilizacji poziomu cen dóbr krajowych (co jest spójne z wynikami nowej szkoły keynesowskiej), a nie na amortyzacji szoków walutowych. Stąd szok monetarny powinien wyprzedzać zmiany w kursie walutowym.

Pojawia się zatem pytanie, jaki jest wpływ polityki pieniężnej na transmisję impulsów w łańcuchu dystrybucji, a także w jaki sposób poszczególne elementy łańcucha oddzia-

tują na dynamikę wzrostu podaży pieniądza. Choć zmienna ta nie reprezentuje celu władz monetarnych *explicite*, to jednak w przypadku badań empirycznych można ją traktować jako instrument pozostający pod kontrolą tych władz. Czynią tak przykładowo Ito i Sato (2006), analizując gospodarki państw azjatyckich. W istocie, kontrolowanie ścieżki wzrostu podaży pieniądza jest dla banku centralnego o wiele prostsze niż stabilizacja ścieżki wzrostu cen.

Jako instrument władz monetarnych można rozważać alternatywnie stopę referencyjną banku centralnego (Hahn 2003), jednak funkcja opisująca przebieg tej zmiennej nie jest różniczkowalna (zmiany stóp są skokowe), wobec czego znacznie trudniej zidentyfikować szok monetarny. Odnośnie do gospodarki polskiej dobrą miarą może być również dynamika przyrostu kredytu dla instytucji niefinansowych, jak czynią to Kłoś i Wróbel (2001), jednak instrument ten w opinii autora pracy jest zbyt specyficzny, by mógł zostać umieszczony w łańcuchu dystrybucji impulsów cenowych.

Analizę monetarnych aspektów zjawiska *pass-through* kursu walutowego na ceny krajowe zaczniemy od przywołania równań kointegrujących, uzyskanych na podstawie wstępnej analizy danych przeprowadzonej w rozdziale 3 oraz wyników empirycznych przytoczonych w rozdziale 4. Dla jednego równania kointegrującego uzyskaliśmy zależność (37):

$$s_t + 41,76 \Delta m_t + 8,86 \Delta e_t - 12,11 i_t - 21,69 \Delta p_t - 124,34 \Delta c_t = 0$$

(7,95)                      (0,92)                      (1,24)                      (12,25)                      (21,64)

Natomiast przy rozszerzeniu przestrzeni kointegrującej do trzech oszacowanie współczynnika przy cenach importu, w równaniu odpowiadającemu dynamice wzrostu podaży pieniądza, utraciło statystyczną istotność. W wyniku tego na równanie nałożono odpowiednie restrykcje (*vide* podrozdział 3.2) i ostateczne oszacowanie przyjęło postać:

$$\Delta m_t + 0,558 \Delta p_t - 2,022 \Delta c_t = 0$$

(0,314)                      (0,253)                      (41)

Oszacowanie równania (41) odpowiada do pewnego stopnia результатам uzyskanym przez Choudhriego i Hakurę (2001). W opinii tych autorów polityka pieniężna nie wpływa na zjawisko *pass-through* na etapie cen dóbr importowanych, a dostosowania wynikają wyłącznie z czynników mikroekonomicznych. Jednak uzyskane tu wyniki empiryczne wskazują, że ruch cen dóbr importowanych jest korygowany również pozostałymi równaniami kointegrującymi, z których jedno zawiera dynamikę podaży pieniądza *explicite*.

Co więcej, istnienie sprzężenia między szokiem walutowym a monetarnym powoduje, że impuls monetarny może przenosić się do cen importu. Z oszacowania elementu (3, 2) macierzy restrykcji strukturalnych **B** wynika, że natychmiastowe oddziaływanie dynamiki podaży pieniądza na kurs walutowy jest statystycznie istotne. Rozluźnieniu polityki pieniężnej, które objawia się szybszym wzrostem podaży pieniądza w gospodarce odpowiada wyraźny wzrost po stronie kursu walutowego, stabilizujący się po upływie około 8–12 miesięcy (wykres 20). Sprzężenie to ma charakter zwrotny – deprecjacja waluty krajowej powoduje w następnym okresie (natychmiastowe działanie wyklucza macierz restrykcji) spadek dynamiki wzrostu M3 (wykres 21).

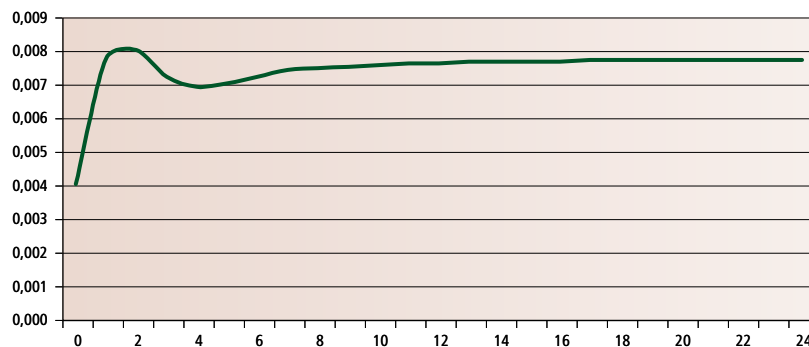
Ponieważ sprzężenie między kursem walutowym a dynamiką wzrostu podaży pieniądza rzeczywiście zachodzi, to można się również spodziewać występowania transmisji szoków monetarnych do cen importu. Na podstawie wyników empirycznych uzyskanych w rozdziale 4 można stwierdzić, że mechanizm taki rzeczywiście występuje. Zauważmy, że z oszacowania elementu (2, 4) macierzy restrykcji strukturalnych **B** (tabela 25) jest istotnie dodatnie, wobec czego powolniejszy wzrost podaży pieniądza będzie przeciwdziałał wzrostowi cen importu.

Co więcej, w równaniu dynamiki podaży pieniądza w reprezentacji VAR modelu wektora korekty błędem (tabela 21) opóźnione o jeden okres ceny importu występują *explicite*, zaś uzyskane oszacowanie jest ujemne. Wynika z tego, że w następstwie bieżącego wzro-

stu (spadku) cen dóbr importowanych już w kolejnym okresie nastąpi (szybszy) powolniejszy wzrost podaży pieniądza (wykres 22) odpowiadający zacieśnieniu polityki monetarnej. Następstwem tego będzie zaś właściwie wolniejszy (szybszy) wzrost cen importu (wykres 23), którego efekt zanika po około 4–6 miesiącach.

Wykres 20

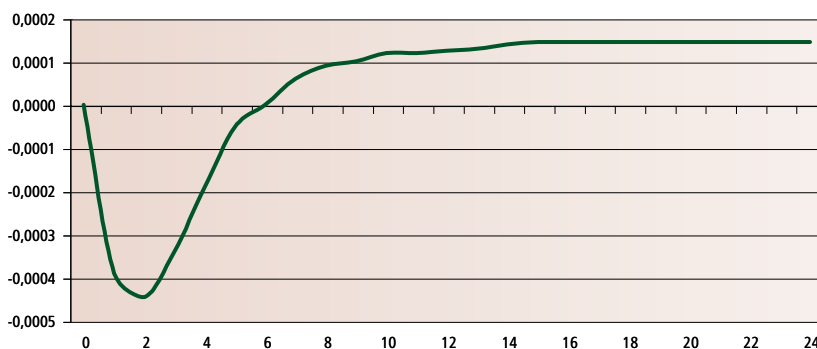
## Funkcja odpowiedzi kursu walutowego na szok monetarny



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI*).

Wykres 21

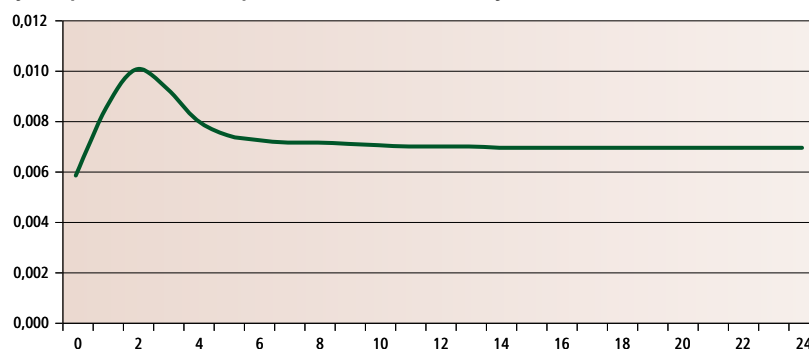
## Funkcja odpowiedzi dynamiki podaży pieniądza na szok walutowy



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI*).

Wykres 22

## Funkcja odpowiedzi cen importu na szok monetarny



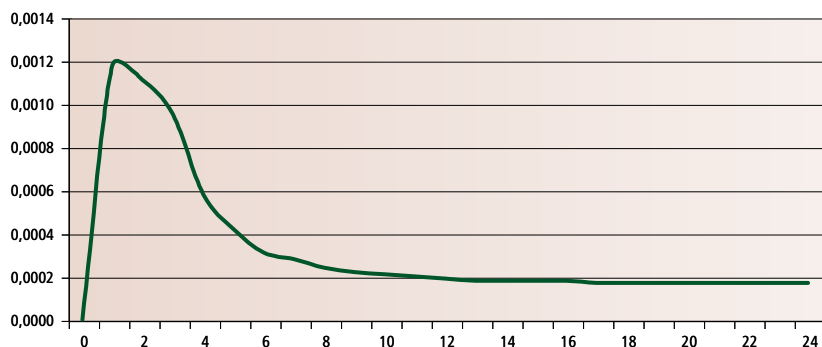
Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMuTI*).

Możemy teraz rozpatrzyć wzajemne związki między polityką pieniężną a inflacją producenta. Pozytywny szok monetarny powoduje natychmiastowy wzrost inflacji producenta, wygasający po około 8 miesiącach. Oznacza to, że oddziaływanie polityki pieniężnej na procesy cenowe jest możliwe również na etapie pośrednim, niebędącym bezpośrednim celem władz monetarnych. W istocie, bieżący szok w inflacji producenta powoduje po

około dwóch miesięcy spowolnienie wzrostu podaży pieniądza. Po 5 miesiącach dynamika ta spada poniżej zera, co odpowiada bezwzględnemu zmniejszeniu się masy pieniądza w gospodarce, a więc bardzo silnej reakcji ze strony władz monetarnych.

**Wykres 23**

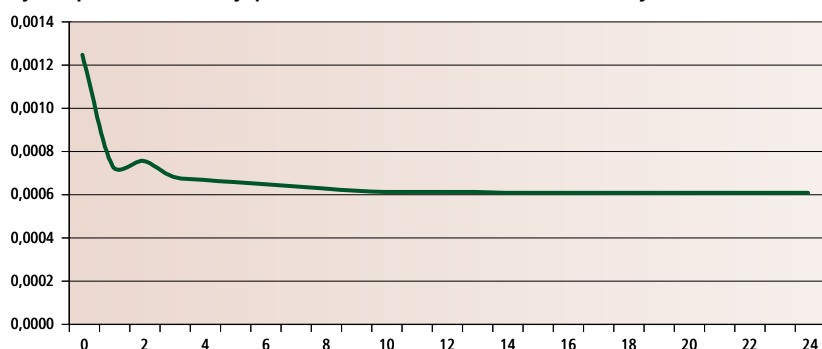
**Funkcja odpowiedzi dynamiki podaży pieniądza na szok w cenach importu**



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*).

**Wykres 24**

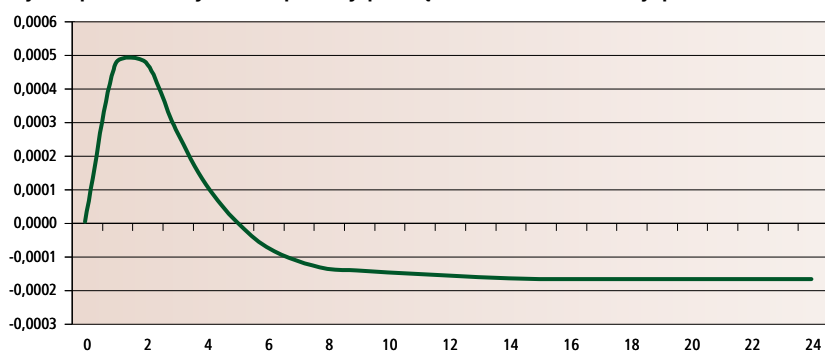
**Funkcja odpowiedzi inflacji producenta (m/m) na szok monetarny**



Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*).

**Wykres 25**

**Funkcja odpowiedzi dynamiki podaży pieniądza na szok w inflacji producenta**

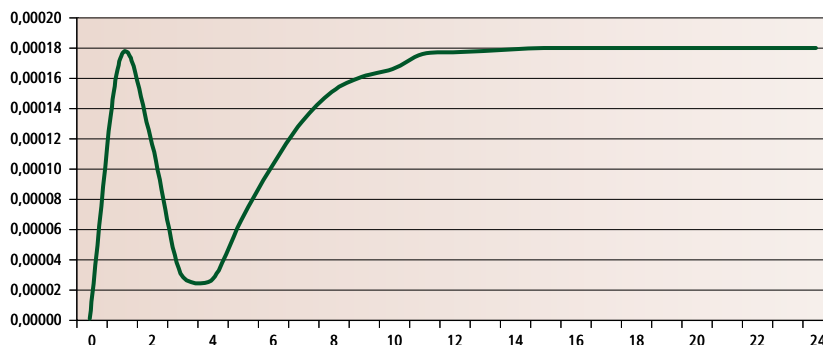


Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonano przy pomocy pakietu *JMulti*).

Istotę tego oddziaływania pokazuje oszacowanie równań w reprezentacji VAR (tabela 21), odpowiadających inflacji producenta oraz dynamice wzrostu podaży pieniądza. Obie te wielkości są nawzajem zależne od swoich opóźnień, stąd szok inflacyjny będzie wywoływał reakcję ze strony władz monetarnych, która z kolei wpłynie na ustabilizowanie się ścieżki wzrostu cen.

Wykres 26

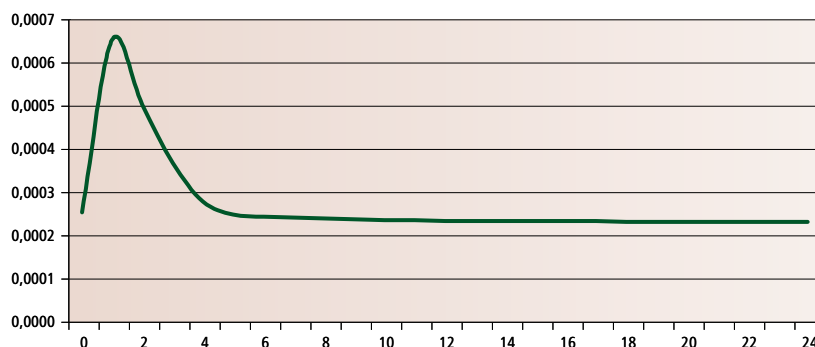
## Funkcja odpowiedzi dynamiki podaży pieniądza na szok w inflacji konsumenta



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 27

## Funkcja odpowiedzi inflacji konsumenta (m/m) na szok monetarny



Źródło: opracowanie własne.

Na koniec możemy zanalizować związek zachodzący między zmianami dynamiki wzrostu podaży pieniądza a stopą inflacji CPI, będącą głównym obszarem zainteresowania władz monetarnych. Wzrost stopy inflacji konsumenta, co wynika z oszacowania układu równań modelu (tabela 21), powoduje w następnym okresie reakcję po stronie polityki pieniężnej. Podobnie jak w przypadku inflacji producenta następuje spowolnienie wzrostu podaży pieniądza w stosunku do wcześniejszej ścieżki wzrostu (wykres 26). Co ciekawe, spadek ten następuje o miesiąc wcześniej niż w przypadku inflacji producenta, w horyzoncie analizy nie występuje jednak bezwzględne zmniejszenie się masy pieniądza w gospodarce.

Prawie natychmiastowe spowolnienie wzrostu podaży pieniądza w przypadku szoku w ostatnim ogniwie łańcucha ma swoje następstwa – wzrost cen zostaje zatrzymany już w następnym okresie po wystąpieniu szoku inflacyjnego. Restrykcyjna polityka pieniężna, oddziałująca niezwłocznie w przypadku zagrożenia celu inflacyjnego, może więc zamortyzować szoki przeniesione z wcześniejszych ogniw łańcucha. W rezultacie już po miesiącu następuje spadek stopy inflacji konsumenta (m/m). Zjawisko to wygasa po około 4–8 miesiącach, to jest w chwili powrotu dynamiki podaży pieniądza na jej ścieżkę wzrostu (wykres 27).

Jest oczywiste, że w takich warunkach zjawisko *pass-through* nie może być pełne. Deprecjacji kursu walutowego, który pociąga za sobą inflację cen dóbr importowanych oraz cen producenta odpowiada silna reakcja ze strony władz monetarnych, w wyniku czego wzrost cen konsumenta (ostatniego ogniwu w łańcuchu dystrybucji) jest jedynie częścią pierwotnego spadku kursu. Dodatkowo, polityka pieniężna poprzez sprzężenie z kursem walutowym (związane z przepływami kapitałowymi w następstwie dysparytetu stóp procentowych) stabilizuje ceny dóbr importowanych oraz inflację producenta. Zanim efekt *pass-through* stanie się widoczny, mija około 15 miesięcy.



Powyższe rozważania nie są jedynym możliwym aspektem analizy monetarnego wymiaru zjawiska *pass-through* (vide Mishkin i Savastano, 2001). W istocie, polityka monetarna oraz oddziaływanie kursu walutowego na dynamikę procesów cenowych są ze sobą ściśle powiązane. W warunkach niskiej skali zjawiska *pass-through* jest łatwiej prowadzić politykę monetarną, ponieważ gospodarka narażona jest na szoki zewnętrzne w znacznie mniejszym stopniu (Mohanty i Scatigna 2004). Z drugiej strony, polityka pieniężna może wpłynąć na obniżenie współczynników *pass-through* nawet w sytuacji, gdy nie jest ukierunkowana na stabilizację kursu walutowego.

Jak argumentuje Taylor (2001), kurs walutowy jest obecny *implicite* w regułach polityki pieniężnej, ponieważ jego aprecjacja rodzi oczekiwania poluźnienia polityki monetarnej, które przejawiają się spadkiem stóp procentowych. Cagnon i Ihrig (2001) stwierdzili, dokonując analizy empirycznej, że kurs walutowy występował jako zmienna istotna w regule polityki pieniężnej w 7 na 11 analizowanych gospodarek.

Wyłania się stąd dość kompleksowy układ wzajemnego oddziaływania kursu walutowego, inflacji oraz polityki pieniężnej. Czynnikiem spajającym elementy tego układu jest zjawisko *pass-through* (vide Devereux i Engel (2000), Corsetti i Pesenti (2001), Bacchetta i van Wincoop (2000), Sutherland (2002)). Wynika to w szczególności z tego, że współczynniki *pass-through* są endogeniczne – z jednej strony determinują inflację, z drugiej zaś same od niej zależą. Przede wszystkim, jak celnie wskazują Cagnon i Ihrig (2001), w warunkach niskiej inflacji (popartej reputacją banku centralnego) przedsiębiorstwa są mniej skłonne do przerzucenia kosztów związanych z deprecjacją waluty krajowej na konsumentów, ponieważ są przekonane, że wzrost cen będzie przejściowy. Efektem są niższe współczynniki *pass-through*, które skutkują niższą stopą inflacji.

## 6

## Wnioski

*Rozwój wiedzy, a szczególnie wiedzy naukowej, polega na tym, że uczymy się na naszych błędach.*

Karl Popper (1902–1994)

Powyższa praca miała na celu analizę zjawiska oddziaływania kursu walutowego na procesy inflacyjne (*exchange rate pass-through to domestic prices*) w gospodarce polskiej w latach 1995–2006. We wprowadzeniu podaliśmy krótki zarys ewolucji badań nad tym zjawiskiem, datujących się od upadku systemu kursowego z Bretton Woods w połowie lat 70. ubiegłego wieku. Omawiając literaturę przedmiotu, wskazano na główne kierunki prowadzonych współcześnie badań:

- analizę mikroekonomiczną na poziomie teoretycznym, popartą estymacją prostych, jedno- lub kilkurównaniowych modeli ekonometrycznych;
- analizę makroekonomiczną na poziomie teoretycznym z wykorzystaniem modeli neoklasycznych o podstawach mikroekonomicznych, popartą symulacją z wykorzystaniem dynamicznych modeli stochastycznych równowagi ogólnej (DSGE);
- analizę makroekonomiczną na poziomie empirycznym z wykorzystaniem prostych (klasyczna analiza regresji) lub zaawansowanych metod ekonometrycznych (modele VAR, SVAR, VECM oraz SVECM, modele klasy *state space* oraz wielorównaniowe modele gospodarki narodowej).

Jeśli chodzi o cel prowadzonej analizy, można tu wskazać następujące stanowiska:

- analiza zjawiska z punktu widzenia polityki kursowej (wybór optymalnego reżimu kursowego, wpływ aprecjacji i deprecjacji waluty krajowej na stopę inflacji);
- analiza zjawiska z punktu widzenia polityki monetarnej (wybór reguły Taylora maksymalizującej funkcję użyteczności banku centralnego, zagadnienie koordynacji polityki pieniężnej w gospodarkach otwartych, problem niezależności i skuteczności działania władz monetarnych);
- dynamiczna i endogeniczna analiza zjawiska sankcjonująca zmienność efektu *pass-through* w czasie i badająca źródła tej zmienności, jak również wzajemne oddziaływanie polityki makroekonomicznej oraz efektu *pass-through*.

W opinii autora pracy podejście empiryczne koresponduje z analizą aspektów monetarnych w największym stopniu. Nie oznacza to odrzucenia wyjaśnienia teoretycznego zjawiska oddziaływania kursu walutowego na dynamikę procesów inflacyjnych oferowanego przez szkołę nowej makroekonomii gospodarki otwartej (ang. *New Open Economy Macroeconomics*). Przeciwnie, wnioski płynące z tych teorii mogą zostać zweryfikowane podczas analizy ekonometrycznej. W tej kwestii wykorzystano metodologię wektora autoregresyjnego, zaproponowaną przez Simsa (1980), a zastosowaną w analizie zjawiska *pass-through* kursu walutowego na ceny krajowe po raz pierwszy przez McCarthy'ego (1999). Za wyborem tego narzędzia przemawia możliwość zidentyfikowania zależności strukturalnych występujących w gospodarce, wyspecyfikowanych przez konceptualny model łańcucha dystrybucji (Blanchard 1983).

W rozdziale 2 (Model) podano definicję łańcucha dystrybucji, szoku oraz innowacji. Konstrukcja łańcucha dystrybucji tłumaczy (w kategoriach przyczynowo-skutkowych), w jaki sposób w gospodarce przenoszone są poszczególne źródła szoku i pozwala (w fazie

konceptualnej) na dekompozycję szoku na element przeniesiony oraz powstający *per se* (innowację). Zdecydowałem się na uwzględnienie następujących źródeł szoku: zewnętrznego szoku podażowego (aproksymowanego zmianami cen ropy naftowej), wewnętrznego szoku popytowego (odpowiadającego luce popytowej), szoku monetarnego (związanego z nieantycypowanymi zmianami podaży pieniądza), szoku walutowego (określonego przez nieantycypowane zmiany kursu), tworzących początek łańcucha, oraz kolejnych agregatów cenowych: cen dóbr importowanych, cen produkcji sprzedanej przemysłu oraz cen dóbr i usług konsumpcyjnych, które stanowią zakończenie łańcucha.

Sformalizowanie łańcucha dystrybucji pozwoliło wyrazić całą konstrukcję w kategoriach modelu VAR, który po nałożeniu warunków ograniczających – wynikających z dekompozycji źródeł szoku w kolejnych ogniwach łańcucha – stał się modelem strukturalnym (SVAR). Nałożenie warunków strukturalnych stało się podstawą do dekompozycji wariancji związanej ze składnikiem resztowym każdego z równań modelu. Odnotowano również, że w przypadku występowania kointegracji między analizowanymi zmiennymi specyfikacja modelu modyfikuje się i przybiera postać wektorowego mechanizmu korekty błędem (co wynika z twierdzenia Grangera o reprezentacji). W ostatniej części rozdziału 2 podano definicję współczynników *pass-through*, będących właściwym obiektem analizy.

Definicje oraz statystyczne charakterystyki szeregów czasowych wykorzystanych do budowy modelu podano w rozdziale 3 (Dane). Wszystkie zmienne wyrażano jako logarytmy naturalne jednopodstawowych indeksów (2000=100) lub – odnośnie do kursu walutowego – kursu koszyka o składzie 65% euro, 35% dolar amerykański. W przypadku luki popytowej wzięto składową cykliczną filtru Hodricka-Prescotta z indeksu produkcji sprzedanej przemysłu. Wszystkie szeregi zostały wcześniej wyrównane sezonowo z wykorzystaniem procedury TRAMO/SEATS. Po tych transformacjach przeanalizowano korelogramy poszczególnych zmiennych, co stanowiło cenną wskazówkę przy wyborze rzędu opóźnień w modelu oraz pozwoliło na bliższe poznanie natury modelowanych procesów.

W następnym kroku sprawdzano stacjonarność poszczególnych szeregów. Okazało się, że wszystkie szeregi oprócz luki popytowej były niestacjonarne. Dla podaży pieniądza, cen producenta oraz cen konsumenta stwierdzono występowanie integracji rzędu dwa, dla pozostałych – rzędu jeden. Po obliczeniu pierwszych różnic dla szeregów zintegrowanych w stopniu dwa (co ze względu na stosowanie logarytmów naturalnych wiązało się z przejściem na dynamiki wzrostu) oraz egzogenizacji luki popytowej przeprowadzono analizę kointegracji. Okazało się, że przy wyborze rzędu opóźnień równego dwa istnieje jedno równanie kointegrujące, które zawiera istotne oszacowania zmiennych endogenicznych, a także jest dość proste w interpretacji ekonomicznej. Przy zmniejszeniu rozpatrywanego rzędu opóźnień do jednego liczba relacji kointegrujących zwiększała się do trzech.

Wnioski płynące z analizy kointegracji zostały wykorzystane w rozdziale 4 (Estymacja). Po pierwsze, zmodyfikowano postać formalną modelu, dostosowując ją do transformacji zmiennych dokonanych wcześniej. Następnie estymowano model VECM z jednym oraz z trzema równaniami kointegrującymi. Okazało się, że wariant z układem trzech równań kointegrujących, choć trudniejszy w interpretacji ekonomicznej, w sposób zdecydowanie bardziej istotny tłumaczy związki zachodzące między analizowanymi zmiennymi, a przede wszystkim – pozwala na uchwycenie mechanizmu korekty błędem. Inną korzyścią było uzyskanie dodatkowych stopni swobody w związku ze skróceniem rozkładu opóźnień. Z drugiej strony rozszerzenie wymiaru przestrzeni kointegrującej spowodowało konieczność nałożenia pewnych restrykcji na parametry w równaniach kointegrujących, ponieważ oszacowania niektórych z nich stały się nieistotne.

Po estymacji modelu z układem równań kointegrujących jako danym i usunięciu z modelu zmiennych nieistotnych przystąpiono do analizy autokorelacji reszt. Analiza ta nie wskazała, by proces resztowy w którymkolwiek z równań modelu podlegał w sposób statystycznie istotny procesowi AR. Przystąpiono więc do faktoryzacji modelu, to jest do

nałożenia warunków strukturalnych wyszczególnionych w rozdziale 2. Wyniknęła z tego konieczność nałożenia dodatkowych restrykcji, ponieważ estymowana macierz warunków strukturalnych zawierała w części parametry o statystycznie nieistotnych oszacowaniach, nieposiadających spójnej interpretacji.

Ostatecznie otrzymaliśmy model, który pozwolił na skonstruowanie funkcji odpowiedzi na impuls (funkcji reakcji, ang. *impulse response functions*). Zgodnie z celem postawionym na początku pracy, badano funkcje odpowiedzi cen importu, cen producenta oraz cen konsumenta na impuls kursowy. Okazało się, że w przypadku cen importu współczynniki *pass-through* po 24 miesiącach sięgają prawie 90%, a w przypadku cen producenta – przekraczają 100%, choć początkowo kształtują się zdecydowanie poniżej tych wartości. Tak silna reakcja cen producenta może wynikać z uruchomienia spirali inflacyjnej, wobec czego dalszy wzrost cen następuje autonomicznie. Natomiast łączny efekt zmiany kursu walutowego na skumulowany wzrost cen konsumenta po 24 miesiącach osiągał jedynie 40%.

Analizując wpływ impulsu kursowego na stopy inflacji (m/m) producenta oraz konsumenta, możemy natomiast stwierdzić, że współczynniki *pass-through* po 24 miesiącach kształtują się dla indeksu PPI na poziomie około 5%, zaś dla indeksu CPI – poniżej 2%. Zdecydowanie mniejsza skala reakcji wynika z tego, że nie analizujemy wielkości skumulowanej. Z kolei po przejściu na roczne stopy inflacji (czyli dwunastomiesięczne zakumulowane stopy m/m) otrzymujemy współczynniki *pass-through* po 24 miesiącach przekraczające 60% dla inflacji producenta oraz 20% dla inflacji konsumenta.

Dekompozycja wariancji przeprowadzona w ostatniej części rozdziału 4 dostarczyła nam ważnych informacji o determinantach kształtowania się poszczególnych wielkości modelu w funkcji czasu. Pozwoliło to na weryfikację umiejscowienia kolejnych zmiennych w łańcuchu dystrybucji oraz wyodrębnienie tych elementów łańcucha, których zmienność wyjaśnia się w największym stopniu *per se*, oraz takich, których zmienność jest wynikiem zjawisk zachodzących w pozostałych ogniwach łańcucha.

Kontynuując analizę wyników empirycznych, w rozdziale 5 (Aspekt polityki pieniężnej) zbadano możliwości oddziaływania władz monetarnych na procesy wzrostu cen w poszczególnych ogniwach łańcucha. Stwierdzono, że zmiany podaży pieniądza najbardziej (i najszybciej) wpływają na kształtowanie się stopy inflacji konsumenta, która jest w strefie bezpośredniego zainteresowania władz monetarnych. Wpływ zmian dynamiki wzrostu podaży pieniądza jest również uchwytany w przypadku inflacji producenta. Występuje on jednak z pewnym opóźnieniem, co może świadczyć o tym, że efekt ten nie jest w pełni bezpośredni i przynajmniej w części wynika ze sprzężeń między dwoma miarami inflacji.

Co ważne, polityka pieniężna oddziaływała również na kształtowanie się cen importu. Łącznikiem był tu kurs walutowy – zaostrzenie polityki monetarnej, skutkujące wzrostem stóp procentowych i spowolnieniem wzrostu podaży pieniądza, wywoływało aprecjację waluty krajowej i postępującą za nią stabilizację cen importu. Uzyskane zależności miały charakter sprzężeń zwrotnych. Z jednej strony polityka pieniężna wpływała na pozostałe ogniwa łańcucha, z drugiej zaś – szok po stronie kolejnych rozważanych kategorii makroekonomicznych powodował w następnych okresach reakcję stabilizacyjną ze strony władz monetarnych.

Po przeprowadzonej analizie możemy zebrać związki dotyczące zjawiska *pass-through*:

- oddziaływanie kursu walutowego na poziom cen krajowych w gospodarce narodowej jest odroczone, a siła, z jaką impuls kursowy przenosi się do danego agregatu cenowego zależy od analizowanego agregatu;
- w długim okresie efekt *pass-through* kursu walutowego do cen importu oraz cen producenta jest zupełne lub zbliżone do zupełnego (*vide* Smets i Wouters 2002), co potwierdza prawo jednej ceny; w krótkim okresie oddziaływanie to zachodzi na znacznie mniejszą skalę;

- nawet w długim okresie *pass-through* kursu walutowego do cen konsumenta nie jest zupełne, w krótkim okresie jest jeszcze słabsze;
- *pass-through* kursu walutowego na stopę rocznej inflacji producenta oraz konsumenta jest niezupełne (tzn. spadkowi kursu o 1% będzie odpowiadał wzrost stopy inflacji nawet w długim okresie mniejszy niż 1 pkt proc.), a jego kulminacja następuje po około 18 miesiącach, później roczne stopy inflacji przestają rosnać;
- widoczna jest dysproporcja w reakcji cen (i inflacji) producenta oraz konsumenta na impuls kursowy, przyczyną tego mogą być sztywności nominalne (koszty menu), efekty substytucyjne na rynku wyrobów gotowych, zmniejszenie się marży detalicznej wynikające z obawy przedsiębiorstw przed utratą rynku oraz oddziaływanie polityki pieniężnej;
- za oddziaływaniem polityki pieniężnej na natężenie zjawiska *pass-through* do cen dóbr konsumpcyjnych przemawia spowolnienie wzrostu podaży pieniądza już w następnym okresie po zaistnieniu szoku na etapie cen konsumenta, podczas gdy w przypadku analogicznego szoku na etapie cen producenta dynamika ta rośnie jeszcze przez dwa okresy.

Co ważne, postulaty dotyczące sztywności nominalnych, efektów substytucyjnych oraz marży można odnieść również do cen (oraz inflacji) producenta. Tymczasem efekt *pass-through* na etapie cen (i inflacji) konsumenta jest zdecydowanie słabszy. Oczywiście, może to wynikać z intensyfikacji tych zjawisk. Oszacowanie układu równań kointegrujących oraz modelu SVECM pokazuje jednak, że instrument polityki monetarnej – dynamika wzrostu podaży pieniądza – wyjaśnia zmienności zarówno inflacji konsumenta, jak i producenta. Funkcje odpowiedzi na impuls monetarny pokazują, w jaki sposób oddziaływanie to zachodzi – wzrostowi inflacji konsumenta towarzyszy zmniejszenie się tempa przyrostu masy pieniądza w gospodarce, podczas gdy analogiczna reakcja dla inflacji producenta następuje z odpowiednim opóźnieniem. Polityka pieniężna ma zatem wpływ na zjawisko *pass-through*, a dysproporcję między jego skalą dla inflacji konsumenta a producenta można przypisać działaniu władz monetarnych, silnie reagujących w przypadku zagrożenia celu inflacyjnego, którego punktem odniesienia jest indeks CPI.

Związek między oddziaływaniem kursu walutowego na dynamikę procesów inflacyjnych a polityką pieniężną okazuje się więc istotny. W szczególności, strategia bezpośredniego celu inflacyjnego nakłada na władze monetarne obowiązek wykorzystania wszystkich możliwych informacji w modelowaniu ścieżki wzrostu cen (Pietrzak et al. 2004). Implikuje to, że bank centralny, prowadząc politykę pieniężną, musi brać pod uwagę ryzyko inflacyjne ze strony cen dóbr importowanych. Wówczas przejawia się stabilizacyjna rola polityki pieniężnej, skutkująca ograniczeniem skali zjawiska *pass-through*, gdy szokom nie towarzyszyłaby interwencja monetarna. Potwierdza to tezę o endogeniczności zjawiska *pass-through* i występowaniu układu sprzężeń zwrotnych: inflacja – polityka pieniężna – efekt *pass-through* nakreślonego na zakończenie rozdziału 5.

Zaprezentowany tu model analizy napotyka na wiele ograniczeń. Po pierwsze, Polska jest krajem transformacji ustrojowej, wobec czego nie należy spodziewać się, by parametry modelu pozostały stabilne w długim okresie. Z kolei oczekiwanie spadku współczynników *pass-through* obserwowane w krajach o dłuższych tradycjach gospodarki rynkowej niż Polska jest czymś naturalnym. Po drugie, można mieć uzasadnione obawy co do wiarygodności danych z początkowego okresu analizy. Zwróćmy jednak uwagę, że nie jest możliwa inna analiza empiryczna niż tu zaprezentowana. Skrócenie próby skutkowałoby utratą liczby stopni swobody, co ze względu na liczbę estymowanych parametrów wpłynęłoby zdecydowanie negatywnie na jego jakość.

Przypomnijmy słowa Pesarana (1987, cyt. za Blaug 1995), że *jedynym sposobem na przepadłość ekonometrii jest zaordynowanie większej dawki lepszej ekonometrii*. W opinii autora powyższa praca stanowi poprawną i solidną, odpowiadającą stanowi dzisiejszej

szej wiedzy analizę empiryczną. Zmiana właściwości badanego obiektu może wpłynąć na wyciągane wnioski, jednak sama metoda pozostaje właściwa tak długo, jak długo umożliwia dojście do poprawnych wniosków.

Oczywiście, jeśli zmienimy postać formułowanych hipotez czy narzędzie stosowane do ich weryfikacji, możliwe jest uzyskanie odmiennych wniosków dotyczących natury zjawiska *pass-through* dla tego samego okresu analizy. By tego uniknąć, staraliśmy się nie stosować „ekonometrycznych tricków” polegających na manipulowaniu formą szacowanej zależności, a następnie wyborze tej najlepiej dopasowanej do danych i skonstruowaniu odpowiedniego uzasadnienia teoretycznego (Ward 1972). Teoria była tu punktem wyjścia, a konwencja modelowania *from general to specific*, wsparta rzetelną analizą wykorzystywanych danych, miała zapobiec nawet niezamierzonemu manipulowaniu możliwymi postaciami modelu.

Mimo to może się zdarzyć, że wychodząc z tych samych przesłanek modelowania ekonometrycznego, zgodnych z tzw. regułami sztuki, otrzymamy odmienny obraz zjawiska *pass-through* od zaprezentowanego w pracy. Jest to immanentna cecha ekonometrii (będącej formalnym systemem ekonomii), której stwierdzenia podlegają twierdzeniu Gödla (1931) o niezupełności. Twierdzenie to orzeka, w każdym formalnym systemie, którego konstrukcja oparta jest na zbiorze liczb naturalnych, istnieją zdania, których prawdziwości nie można rozstrzygnąć w ramach tego systemu (nie można ustalić ani prawdziwości tych zdań, ani ich zanegować). Weryfikacja możliwa jest jedynie poza systemem (w naszym przypadku – w realnie funkcjonującej gospodarce). Na zakończenie pozostaje mi wyrazić nadzieję, że zaproponowana przeze mnie analiza zjawiska *pass-through* przejdzie pozytywnie tę weryfikację.

---

## Bibliografia

---

- Amato J., Filardo A., Galati G., von Peter G., Zhu F. (2005): *Research on exchange rates and monetary policy: an overview*. BIS Working Papers.
- Anderton B. (2003): *Extra Euro Area Manufacturing Import Prices and Exchange Rate Pass Through*. European Central Bank Working Paper Series.
- Banerjee A., Dolado J., Galbraith J., Hendry D.F. (1993): *Co-integration, error correction and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford University Press.
- Baqueiro A., Díaz de León A. and Torres A. (2004): *Fear of floating or fear of inflation? The role of the exchange rate pass-through*. BIS Papers.
- Bacchetta P., van Wincoop E. (2002): *Why Do Consumer Prices React Less than Import Prices to Exchange Rates?* NBER Working Paper Series.
- Belaisch A. (2003): *Exchange Rate Pass-through in Brazil*. IMF Working Paper.
- Bhundia A. (2002): *An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass-through in South Africa*. IMF Working Paper.
- Billmeier A. (2004): *Ghostbusting: Which Output Gap Measure Really Matters?* IMF Working Paper.
- Billmeier A., Bonato L. (2002): *Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy in Croatia*. IMF Working Paper.
- Blanchard O.J. (1983): *Price Desynchronization and Price Level Inertia*. NBER Working Paper Series.
- Blaug M. (1995): *Metodologia ekonomii*. PWN.
- Bloem A.M., Dippelsman R.J., Maehle N.O. (2001): *Quarterly National Accounts Manual – Concepts, Data Sources, and Compilation*. International Monetary Fund.
- Bogdanski J., Springer de Freitas P., Goldfajn I., Tombini A.A. (2004): *Inflation targeting in Brazil: shocks, backward-looking prices, and IMF conditionality*. BIS Papers.
- Brissimis S.N., Kosma T.S. (2005): *Market Power, Innovative Activity and Exchange Rate Pass-through in the Euro Area*. European Central Bank Working Paper Series.
- Campa J.M., Goldberg L.S. (2006): *Distribution Margins, Imported Inputs and The Sensitivity Of the CPI to Exchange Rates*. NBER Working Paper Series.
- Cagnon J.E., Ihrig J. (2001): *Monetary Policy and Exchange Rate Pass-through, Board of Governors of the Federal Reserve System*. International Finance Discussion Papers.
- Campa J.M., Goldberg L.S. (2002): *Exchange Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?* NBER Working Paper Series.
- Campa J.M., Goldberg L.S. (2006): *Pass-through of Exchange Rates to Consumption Prices: What Has Changed and Why?* NBER Working Paper Series.
- Campa J.M., Goldberg L.S., Gonzalez Minguez J.M. (2005): *Exchange-Rate Pass-through to Import Prices in the Euro Area*. NBER Working Paper Series.
- Charemza W.W., Deadman D.F. (1997): *Nowa ekonometria*. PWE.
- Cholewiński R. (2006): *Kurs a ceny*. „Gazeta Bankowa” nr 22, ss. 21–23.

- Chow G. (1995): *Ekonometria*. PWN.
- Choudhri E.U., Faruqee H., Hakura D.S. (2002): *Explaining the Exchange Rate Pass-through in Different Prices*. IMF Working Paper.
- Choudhri E.U., Hakura D.S. (2001): *Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?* IMF Working Paper.
- Choueiri N., Murgasova Z., Székely I. (2004): *Republic of Poland: Selected Issues*. IMF Country Report.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. (2001): *Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An Integrated Approach*. „The American Economic Review”, Vol. 91, ss. 248–252.
- Corsetti G., Pesenti P. (2001): *International Dimensions of Optimal Monetary Policy*. NBER Working Paper Series.
- Corsetti G., Pesenti P. (2005): *The Simple Geometry of Transmission and Stabilization in Closed and Open Economies*. NBER Working Paper Series.
- Darvas Z. (2001): *Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries*. Discussion Paper, Economic Research Center of Deutsche Bundesbank.
- Deveroux M.B., Engel Ch. (2002): *Exchange Rate Pass-through, Exchange Rate Volatility and Exchange Rate Disconnect*. NBER Working Paper Series.
- Deveroux M.B., Engel Ch., Storgaard P.E. (2003): *Endogenous Exchange Rate Pass-through When Nominal Prices Are Set in Advance*. NBER Working Paper Series.
- Deveroux M.B., Engel Ch., Tille C. (1999): *Exchange Rate Pass-through and the Welfare Effects of the Euro*. NBER Working Paper Series.
- Dickey D.A., Fuller W.A. (1979): *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*. „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 74, ss. 427–431.
- Dickey D. A., Jansen W., Thornton L. (1991): *A Primer On Cointegration with an Application to Money and Income*. Federal Reserve Bank of St. Louis Review.
- Dornbusch R. (1987): *Exchange Rates and Prices*. NBER Working Paper Series.
- Engel Ch. (2002): *The Responsiveness of Consumer Prices to Exchange Rates and the Implications for Exchange-Rate Policy: A Survey of a Few Recent New Open-Economy Macro Models*. NBER Working Paper Series.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987): *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. „Econometrica”, Vol. 55, ss. 251–276.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1991): *Long-Run Economic Relationships. Readings in Cointegration*. Oxford University Press.
- Edwards S. (2006): *The Relationship between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited*. NBER Working Paper Series.
- Faruqee H. (2004): *Exchange Rate Pass-through in the Euro Area: The Role of Asymmetric Price Behavior*. IMF Working Paper.
- Faruqee H. (2006): *Exchange Rate Pass-through in the Euro Area*. IMF Staff Papers.
- Goldberg P.K., Knetter M.M. (1996): *Good Prices and Exchange Rates: What We Have Learned?* NBER Working Paper Series.
- Feinberg R.M. (1989): *The Effects of Foreign Exchange Rate Movements on U.S. Domestic Prices*. „The Review of Economics and Statistics”, Vol. 71, ss. 505–511.



- Feinberg R.M., Kaplan S. (1992): *The Response of Domestic Prices to Expected Exchange Rates*. „The Journal of Business”, Vol. 65, ss. 267–280.
- Filosa R. (2001): *Monetary policy rules in some mature emerging economies (w:) Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries*. BIS Papers.
- Gödel K. (1931): *Über formal unentscheidbare Sätze der Principia Mathematica und verwandter Systeme I*. „Monatshefte für Mathematik und Physik” Nr. 38, ss. 175–198.
- Goldfajn I., Welang S. (2000): *The Pass-through From Depreciation To Inflation: A Panel Study, Departamento De Economia Puc-Rio*. Texto Para Discussão.
- Gomez V., Maravall A. (2002): *Demetra 2.0. User Manual*. Eurostat.
- Granger C.W.J., Watson M.W. (1984): *Time Series And Spectral Methods In Econometrics* (w:) Griliches Z., Intriligator M.D. (red.): *Handbook of Econometrics*. Elsevier Science Publishers.
- Greene W.H. (2003): *Econometric Analysis*. Pearson Education.
- Grigorian D., Khachatryan A., Sargsyan G. (2004): *Exchange Rate, Money, And Wages: What Is Driving Prices In Armenia?* IMF Working Paper.
- Gruszczyński M., Kluza S., Winek D. (2003): *Ekonometria*. Elipsa.
- Gueorguiev N. (2003): *Exchange Rate Pass-through in Romania*. IMF Working Paper.
- Gujarati D.N. (2004): *Basic Econometrics*. McGraw-Hill.
- Hahn E. (2003): *Pass-through of External Shocks to Euro Area Inflation*. European Central Bank Working Paper Series.
- Hamilton J.D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Harris R.I.D. (1995): *Using Cointegration Analysis in Econometric Analysis*. Prentice Hall.
- Hauser M. (2003): *Dynamische Systeme und Zeitreihenanalyse*. Wirtschaftsuniversität Wien.
- Ho C., Cauley R.N. (2003): *Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting emerging market economies*. BIS Working Papers.
- Hodrick R.J., Prescott E.C. (1997): *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. „Journal of Money Credit and Banking”, Vol. 29, No. 1, ss. 1–16.
- Hunt B., Isard P. (2003): *Some Implications for Monetary Policy of Uncertain Exchange Rate Pass-through*. IMF Working Paper.
- Ito T., Sato K. (2006): *Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass-through*. NBER Working Paper Series.
- Johansen S. (1988): *Statistical analysis of cointegration vectors*. „Journal of Economic Dynamics and Control”, Vol. 12, ss. 231–254.
- Kaiser R., Maravall A. (1999): *Estimation of the business cycle: A modified Hodrick-Prescott filter*. „Spanish Economic Review”, Vol. 1, ss. 175–206.
- Kluza S., Mokrogulski M., Ramsza M. (2004): *Rozłożony w czasie wpływ cen produkcji sprzedanej przemysłu na ceny towarów i usług konsumpcyjnych* (w:) Krajewski S., Kucharski L. (ed.): *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Uniwersytet Łódzki, ss. 361–374.

- Kluza S., Mokrogulski M., Ramsza M. (2006): *From Slowdown To Recovery. Fluctuations of Consumer and Producer Prices. A Case of Poland (1997–2004)* (w:) Jaworski P., Mickiewicz T. (ed.): *Polish EU Accession in Comparative Perspective: Macroeconomics, Finance and the Government*. University College London.
- Kłoś B., Wróbel E. (2001): *The monetary transmission mechanism and the structural modelling of inflation at the National Bank of Poland* (w:) *Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries*. BIS Papers.
- Leigh D., Rossi M. (2002): *Exchange Rate Pass-through in Turkey*. IMF Working Paper.
- Lombardo G., Sutherland A. (2004): *Policy Instrument Choice and Non-Coordinated Monetary Policy in Interdependent Economies*. Discussion Paper, Economic Research Center of Deutsche Bundesbank.
- Maddala G.S. (1992): *Introduction to econometrics*. Wiley.
- Mc Carthy J. (1999): *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies*. BIS Working Papers.
- Mihajlek D., Klau M. (2001): *A note on the pass-through from exchange and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies* (w:) *Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries*. BIS Papers.
- Mishkin F.S., Savastano M.A. (2000): *Monetary Policy Strategies for Latin America*. NBER Working Paper Series.
- Mohanty M.S., Klau M. (2001): *What determines inflation in emerging market economies?* (w:) *Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries*. BIS Papers.
- Mohanty M.S., Klau M. (2004): *Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence*. BIS Working Papers.
- Mohanty M.S., Scatigna M. (2004): *Has globalisation reduced monetary policy independence?* BIS Papers.
- Monacelli T. (2003): *Monetary Policy in a Low Pass-through Environment*. European Central Bank Working Paper Series.
- Mukherjee Ch., White H., Wuyts M. (1998): *Econometrics and data analysis for developing countries*. Routledge.
- Murgasova Z. (1996): *Exchange Rate Pass-through in Spain*. IMF Working Paper.
- Mwase N. (2006): *An Empirical Investigation of the Exchange Rate Pass-through to Inflation in Tanzania*. IMF Working Paper.
- Obstfeld M. (2002): *Inflation-Targeting, Exchange Rate Pass-through and Volatility*. The American Economic Review, Vol. 92, ss. 102–107.
- Ooms M. (1994): *Empirical vector autoregressive modeling*. Springer Verlag.
- Papell D.H. (1994): *Exchange Rates and Prices: Empirical Analysis*. International Economic Review, Vol. 35, ss. 397–410.
- Pesaran M.H. (1987): *Econometrics*. Eatwell, Milgate and Newman.
- Pietrzak B., Polański Z., Woźniak B. (2004): *System finansowy w Polsce*. PWN.
- Popper K. (2006): *The Logic of Scientific Discovery*. Routledge Classics.

- Ravn, M. O., Uhlig, H. (2002): *On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations*. „The Review of Economics and Statistics”, Vol. 84, s. 371–376.
- Romer D. (2000): *Makroekonomia dla zaawansowanych*. PWN.
- Sekine T. (2006): *Time-varying exchange rate pass-through: experiences of some industrial countries*. BIS Working Papers.
- Sims Ch.A. (1980): *Macroeconomics and Reality*. „Econometrica”, Vol. 1, ss. 1–48.
- Smets F., Wouters R. (2002): *Openness, Imperfect Pass-through and Monetary Policy*. European Central Bank Working Paper Series.
- Smith P. (2005): *An Introduction to Gödel's Theorems*. University of Cambridge.
- Taylor J.B. (2001): *The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules*. „American Economic Review”, Vol. 2, ss. 263–267.
- Time-series Econometrics: Cointegration and Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*. Advanced information on the Bank of Sweden Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel (2003).
- Ward B. (1972): *What's Wrong With Economics*. Macmillan, London.
- Wooldridge J.F. (2005): *Introductory Econometrics. A Modern Approach*. South-Western Publishers.
- Woo W.T., Hooper P. (1984): *Exchange Rates and the Prices of Nonfood, Nonfuel Products*. „Brooking Papers on Economic Activity”, Vol. 2, ss. 511–536.
- Yang J. (1997): *Exchange Rate Pass-Through in U.S. Manufacturing Industries*. „The Review of Economics and Statistics”, Vol. 79, ss. 95–104.

