

Mechanizm transmisji polityki pieniężnej-współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski

Ryszard Kokoszczyński¹, Tomasz Łyziak², Małgorzata Pawłowska³, Jan Przystupa⁴, Ewa Wróbel⁵

Wrzesień 2002

1 Makroekonomiczne ramy analizy mechanizmu transmisji

1. Ekonomisci od dawna dyskutują na temat sposobów, w jaki polityka pieniężna wpływa na gospodarkę. Kontrowersje pojawiające się w toku tej dyskusji spowodowały, iż w literaturze pojawiły się podejścia do analizy mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej, które nie wymagają specyfikowania konkretnej postaci zależności między zmiennymi reprezentującymi politykę pieniężną (najczęściej jest to stopa procentowa banku centralnego) a zagregowanymi charakterystykami całej gospodarki (wśród których wyróżnia się szczególnie produkt krajowy brutto i inflację). Jednak dobór zmiennych wykorzystywanych w takich badaniach oraz interpretacja i dyskusja uzyskanych wyników wymagają nadal przyjęcia pewnych makroekonomicznych ram analizy. Ramy te były przedmiotem wielu kontrowersji w historii myśli ekonomicznej. Wprawdzie o makroekonomii w dzisiejszym tego słowa znaczeniu mówi się dopiero od dwudziestego wieku⁶, ale już w pracach merkantylistów znaleźć można próby wyjaśnienia przyczyn inflacji i poziomu aktywności gospodarczej. Dyskusje ekonomistów na ten temat prowadzone od początku XVIII wieku do lat dziewięćdziesiątych XX wieku można krótko scharakteryzować jako dyskurs między poglądami „merkantylistycznymi” i „klasycznymi”⁷.

2. W II połowie lat dziewięćdziesiątych minionego wieku w światowej (aczkolwiek zdominowanej przez wykształconych w USA ekonomistów i prace empiryczne dotyczące gospodarki amerykańskiej) literaturze makroekonomicznej zaczęło się wyłaniać w miarę powszechnie akceptowane makroekonomiczne podejście do analiz polityki pieniężnej⁸. Początkowo konstrukcja

¹ Narodowy Bank Polski, Biuro Badań Makroekonomicznych (Ryszard.Kokoszczyński@mail.nbp.pl)

² Narodowy Bank Polski, Biuro Badań Makroekonomicznych (Tomasz.Lyziak@mail.nbp.pl)

³ Narodowy Bank Polski, Departament Systemu Finansowego (Malgorzata.Pawlowska@mail.nbp.pl)

⁴ Narodowy Bank Polski, Biuro Badań Makroekonomicznych (Jan.Przystupa@mail.nbp.pl)

⁵ Narodowy Bank Polski, Biuro Badań Makroekonomicznych (Ewa.Wrobel@mail.nbp.pl)

Autorzy dziękują W. Charemzie, D. Mayesowi, W. Orłowskiemu oraz kolegom z NBP za liczne uwagi do tekstu. Odpowiedzialność za wszystkie pozostałe błędy spada na autorów.

⁶ Termin „makroekonomia” pojawia się w literaturze w tekście artykułu w roku 1945, a w tytule – w roku 1946; wcześniej mówiło się raczej o ekonomii monetarnej i teorii cyklu koniunkturalnego rozumianych jako w dużym stopniu niezależne nurty badań, por. Baumol (2000), Blanchard (1999).

⁷ Patrz Humphrey (1998), Wojtyła (2000), Woodford (1999).

⁸ Nurt ten bywa rozmaicie nazywany – Goodfriend i King mówią o nowej syntezie neoklasycznej, wielu innych autorów uważa go jednak za kolejną fazę rozwoju nowej ekonomii keynesistowskiej; patrz Clarida i in. (1999), Gali (2002), Goodfriend, King (1997) i Woodford (2002).

ta była wyraźnie nakierowana na analizę polityki pieniężnej w gospodarce zamkniętej. Najważniejsze elementy podstawowego modelu wykorzystywanego w tym nurcie, jaki powstaje dzięki zastosowaniu metodyki szkoły realnego cyklu koniunkturalnego do gospodarki z lepkiimi cenami i płacami, można przedstawić skrótowo w następujący sposób:

- gospodarstwa domowe dokonują międzyokresowej optymalizacji funkcji użyteczności, która jest funkcją konsumpcji, czasu pracy i zasobów pieniężnych (finansowych);
- zasoby pracy są zróżnicowane, a więc gospodarstwa domowe mają pozycję oligopolistyczną na rynku pracy, z czego wynika lepkość płac typu Calvo⁹;
- gospodarstwa domowe alokują swój majątek między gotówkę a obligacje (pozbawione ryzyka kredytowego), a także akumulują kapitał (udostępniany następnie przedsiębiorstwom), uzależniając wielkość jego akumulacji od kosztów dostosowań;
- przedsiębiorstwa produkują zróżnicowane dobra, decydują (również w wyniku międzyokresowej optymalizacji) o wielkości nakładów pracy i kapitału oraz ustalają ceny dóbr (ceny te charakteryzują się również lepkością postaci proponowanej przez Calvo).

Jeśli celem działania przedsiębiorstw jest maksymalizacja ich wartości, to ceny muszą być przez nie ustalane jako ważona średnia bieżących i oczekiwanych w przyszłości nominalnych kosztów krańcowych. Jest to równoważne ustalaniu cen w taki sposób, iż ważona średnia antycypowanych na przyszłość narzutów równa jest optymalnej wielkości narzutu w sytuacji, w której w gospodarce nie występują żadne sztywności.

3. Z powyższych założeń wynika, iż bieżący poziom cen jest średnią ważoną z cen ustalonych w przeszłości i nie podlegającym zmianom w danym okresie oraz z cen właśnie zmienionych. Zmiany poziomu cen, a więc inflacja, zależą wtedy od oczekiwań przedsiębiorstw co do przyszłej inflacji oraz od różnicy między bieżącym realnym kosztem krańcowym a wielkością tego kosztu w stanie długookresowej równowagi. Ta ostatnia różnica jest proporcjonalna do różnicy między wielkością bieżącego produktu a optymalną wielkością produktu w sytuacji doskonale elastycznych cen – w nowej makroekonomii to właśnie ta ostatnia wielkość uważana jest za lukę popytową. Tak sformułowana zależność nazywana jest nową (keynesistowską) krzywą Phillipsa i zapisywana w następujący sposób:

$$(1) \quad \pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \kappa x_t$$

gdzie π oznacza inflację w okresie wyznaczonym przez subskrypt, E_t oznacza wartość oczekiwaną w okresie t , x to luka popytowa, zaś β i κ są parametrami modelu.

4. Podobnie, optymalizacja dokonywana przez podmioty gospodarcze daje w wyniku następującą postać zależności produkcji od stopy procentowej (krzywej IS):

$$(2) \quad y_t = -\sigma^{-1}(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho) + E_t\{y_{t+1}\} + (1 - \rho_g) g_t$$

gdzie y oznacza wielkość produkcji, g jest egzogenicznym składnikiem łącznego popytu (np. wydatkami rządowymi), r to nominalna stopa procentowa, $\rho = -\log \beta$ (stopa dyskonta równa jednocześnie realnej stopie procentowej w stanie długookresowej równowagi nieuwzględnia-

⁹ Niejednoczesne dostosowywanie się pojedynczych cen (płac) w koncepcji Calvo oznacza, iż producenci zmieniają ceny co pewien czas z prawdopodobieństwem zmiany w danym momencie opisanym egzogenicznie zadany procesem Poissona. Oznacza to, iż w każdym okresie istnieje stałe prawdopodobieństwo q , iż firma będzie mogła dokonać zmiany ceny swego produktu. Taki model lepkości wprowadzony został w Calvo (1983), patrz także Blinder (1994), Romer (2000).

jącym sekularnego wzrostu gospodarczego, można ją również uważać za naturalną stopę procentową), zaś σ i ρ_g to parametry modelu.

Mechanizm transmisji w tym modelu wygodnie jest jednak charakteryzować mając krzywą IS sformułowaną również wprost w terminach luki popytowej:

$$(3) \quad X_t = -\sigma^{-1}(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho) + E_t\{x_{t+1}\}$$

5. Powyższe dwa równania stanowią najbardziej zagregowany strukturalny model mechanizmu transmisji w gospodarce zamkniętej. Dla celów standardowych analiz uzupełnia się je zwykle zależnością wiążącą stopę procentową, inflację i lukę popytową, jaka pozwala wykorzystywać model do dynamicznych symulacji. Zależność taka zwykle zakłada, iż stopa procentowa zmienia się w reakcji na odchylenia inflacji od jej poziomu docelowego i wielkość luki popytowej¹⁰. Modele tego typu są od kilku lat wykorzystywane i w literaturze akademickiej, i w pracach badawczych prowadzonych w bankach centralnych¹¹. Ostatnio w literaturze pojawiają się nawet sugestie, by tak rozumiana nowa synteza neoklasyczna weszła do standardowego kursu makroekonomii¹²

6. Uwzględnienie otwartości gospodarki wymaga rozbudowania powyższej konstrukcji. Jeśli założymy, iż importowane dobra są w przeważającej mierze dobrami finalnymi, a więc ich ceny wchodzi bezpośrednio do wskaźnika cen konsumpcyjnych, to równanie inflacji będzie miało postać

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

gdzie q_t oznacza realny kurs walutowy, α jest stopniem otwartości gospodarki, zaś π_H to inflacja krajowa opisana krzywą Phillipsa o postaci analogicznej do (1), tyle tylko, że współczynnik stojący przy luce popytowej jest również zależny od α .

Krzywa IS dla małej gospodarki otwartej, wyrażona w terminach luki popytowej, ma zaś postać¹³

$$(5) \quad X_t = -\sigma^{-1} \omega_\alpha (r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho + f_\alpha E_t\{\Delta y_{t+1}^*\}) + E_t\{x_{t+1}\}$$

gdzie parametry z subskrypcją α zależą od stopnia otwartości gospodarki, a gwiazdka oznacza zmienne dotyczące zagranicy.

Dla opisu zmian kursu walutowego w modelach tego typu wykorzystuje się jakąś wersję równania niezabezpieczonego paritetu stóp procentowych (*UIP*), co oznacza, iż zmiany kursu są funkcją bieżących i antycypowanych różnic w stopach procentowych między rozpatrywaną małą gospodarką otwartą i zagranicą.

Widzimy więc, iż stan długookresowej równowagi dla małej gospodarki otwartej różni się od przypadku gospodarki zamkniętej tym, iż kształtowanie się inflacji zależy od stopnia otwartości gospodarki i od zmian jej kursu walutowego, a kształtowanie się luki popytowej zależy

¹⁰ Szczegółowo reguły stóp procentowych o różnej postaci analizuje Woodford (2002), r. 1 i 4; w r.8 pokazuje on natomiast, iż reguły tej postaci są w szerokiej klasie modeli transmisji podobnych do prezentowanego tutaj regułami optymalnymi.

¹¹ Clarida et al. (1999), Rotemberg, Woodford (1997), Taylor (red.) (1999).

¹² Romer (2000), Taylor (2000).

¹³ Gali (2002).

również od obu tych wielkości i od stopnia substytucji między dobrami krajowymi i zagranicznymi. Warto przy tym zwrócić uwagę, iż naturalna stopa procentowa w małej gospodarce otwartej zależy nie tylko od wymienionych wcześniej parametrów i od krajowej produktywności, ale również od oczekiwanego wzrostu produkcji zagranicy. Powyższe wnioski zależą jednak silnie od szczegółowych cech otwartości gospodarki. Najważniejsze różnice wynikają z założenia o charakterze dóbr importowanych. Jeśli dobra te nie są dobrami wchodzącymi bezpośrednio w skład koszyka wyznaczającego CPI, tylko wyłącznie dobrami pośrednimi, wykorzystywanymi do produkcji dóbr w rozpatrywanej małej gospodarce, to zmiany kursu wpływają na inflację tylko za pośrednictwem swego oddziaływania na lukę popytową. Oznacza to, że zarówno mechanizm transmisji, jak i czynniki kształtujące bezpośrednio inflację są w takiej sytuacji dużo bardziej podobne do przypadku gospodarki zamkniętej. Otwartość gospodarki nie oznacza więc tutaj nowego kanału transmisji, a tylko pojawienie się dodatkowych rodzajów szoków oddziałujących na lukę popytową¹⁴.

2 Mały strukturalny model mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce

1. Przedstawione w poprzedniej części koncepcje stały się podstawą do zbudowania w Narodowym Banku Polskim małego strukturalnego modelu transmisji¹⁵. Model ten zbudowany jest właśnie wokół trzech związków osadzonych głęboko w teorii ekonomii, które, jak to przedstawiono wcześniej, uznaje się za kluczowe elementy modeli makroekonomicznych opisujących mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej. Związki te to krzywa IS, niezabezpieczony parytet stopy procentowej (UIP) oraz krzywa Phillipsa.¹⁶ Pełny zestaw równań modelu wraz z oszacowaniami przedstawia się następująco (odchylenia standardowe wartości szacowanych współczynników podane są w nawiasach)¹⁷:

$$(6) \left(\log(y_t) - \log(y_t^*) \right) = -0,07 + 0,41 \cdot \left(\log(y_{t-1}) - \log(y_{t-1}^*) \right) - 0,32 \cdot i_{t-2}^r - 0,09 \cdot \log(e_{t-1}^r)$$

(0,15) (0,15) (0,02)

$$(7) \pi_t^C = -0,02 + \overline{\pi_t^e} + 0,34 \cdot \left(\log(y_{t-3}) - \log(y_{t-3}^*) \right) - 0,02 \cdot \log(e_{t-1}^r) + 0,01 \cdot s^{(1)}$$

(0,12) (0,00) (0,00)

$$(8) \pi_t^F = -0,02 + 1,48 \cdot \pi_t - 0,48 \cdot \pi_{t-1}^F - 0,11 \cdot \left(\log(p_{t-1}^F) - \log(p_{t-1}) \right)$$

(0,09) (0,09) (0,05)

$$(9) \pi_t^O = \log(b_t^{USD}) - \log(b_{t-1}^{USD}) - \log(e_t^{USD/PLN}) + \log(e_{t-1}^{USD/PLN})$$

¹⁴ Model tego typu analizowany jest w McCallum i Nelson (2001).

¹⁵ Opis pierwotnej wersji modelu znaleźć można w: T. Łyziak (2001).

¹⁶ Por. Woodford (2002), str. 11.

¹⁷ Bardziej szczegółowe diagnostyki poszczególnych równań małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce przedstawione są w załączniku do tej części.

$$(10) \pi_t = w_t^C \cdot \pi_t^C + w_t^F \cdot \pi_t^F + w_t^O \cdot \pi_t^O$$

$$(11) \pi_t^e = \underset{(0,05)}{0,82} \cdot \pi_{t-1}^e + \underset{(0,05)}{0,13} \cdot \pi_t$$

$$(12) \overline{\pi_t^e} = 0,72 \cdot \pi_t^e$$

$$(13) \log(e_t^r) - \log(e_{t+1}^r) = i_t^r - i_t^{r(f)}$$

$$(14) \log(e_t^{USD/PLN}) = \log(e_t^n) - w_t^{EUR} \cdot \log(e^{EUR/USD})$$

$$(15) i_t = 0,5 \cdot \left(\log(y_t) - \log(y_t^*) \right) + 1,5 \cdot (\pi_t - \pi_t^*)$$

Przyjęto następujące oznaczenia:

- y – produkt krajowy brutto w ujęciu realnym (miara zagregowanego popytu);
- y^* – potencjalny produkt krajowy brutto w ujęciu realnym (wyznaczony przy pomocy filtru Hodricka-Prescotta);
- i – jednomiesięczna stopa procentowa rynku międzybankowego (WIBOR1M) w ujęciu nominalnym;
- i^r – jednomiesięczna stopa procentowa rynku międzybankowego (WIBOR1M) w ujęciu realnym;
- $i^{r(f)}$ – zagraniczna stopa procentowa w ujęciu realnym;
- e^n – nominalny efektywny kurs walutowy¹⁸;
- e^r – realny efektywny kurs walutowy;
- $e^{USD/PLN}$ – nominalny kurs złotego do dolara amerykańskiego;
- $e^{EUR/USD}$ – kurs krzyżowy dolara amerykańskiego do euro;
- w^{EUR} – waga euro w koszyku walutowym przyjęta do wyznaczenia nominalnego efektywnego kursu walutowego;
- π^C – kwartalna stopa wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych z wyłączeniem żywności oraz ropy naftowej (inflacja netto);
- π^F – kwartalna stopa wzrostu cen towarów żywnościowych;
- π^O – kwartalna stopa wzrostu cen ropy naftowej;

¹⁸ Według konwencji przyjętej w niniejszym opracowaniu kurs walutowy definiowany jest jako ilość jednostek waluty obcej za jednostkę waluty krajowej, tak więc wzrost kursu walutowego oznacza aprecjację waluty krajowej.

- w^C – waga towarów i usług konsumpcyjnych z wyłączeniem towarów żywnościowych i ropy naftowej w koszyku służącym do obliczania wskaźników inflacji;
- w^F – waga towarów żywnościowych w koszyku służącym do obliczania wskaźników inflacji;
- w^O – waga ropy naftowej w koszyku służącym do obliczania wskaźników inflacji;
- b^{USD} – cena baryłki ropy naftowej na rynkach światowych (w dolarach amerykańskich);
- π – kwartalna stopa wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych;
- π^* – cel inflacyjny banku centralnego;
- P^F – poziom cen towarów żywnościowych;
- P – ogólny poziom cen towarów i usług konsumpcyjnych;
- π^e – oczekiwania inflacyjne osób prywatnych w ujęciu kwartalnym;
- $\overline{\pi^e}$ – skorygowana miara oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych (spełniająca w długim okresie hipotezę racjonalności);
- $s^{(i)}$ – sezonowa zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość jednostkową w i -tym kwartale ($i = \{1,2,3,4\}$).

Równanie (6) to krzywa zagregowanego popytu, w której luka popytowa uzależniona jest od swojej opóźnionej wartości, realnej stopy procentowej oraz realnego efektywnego kursu walutowego. Postać funkcyjna tej krzywej jest podobna do postaci krzywych IS wyprowadzonych w ramach modeli równowagi ogólnej na podstawie przesłanek mikroekonomicznych. Jedynym odstępstwem jest pominięcie oczekiwań dotyczących kształtowania się luki popytowej w przyszłości po prawej stronie równania (6). Rezygnacja z uwzględnienia tego komponentu, a przez to pozbawienie krzywej zagregowanego popytu charakteru antycypacyjnego, jest praktyką stosowaną powszechnie w pracach empirycznych¹⁹ – m.in. w modelach Batini i Haldane (1999), Muinhososa (2001) oraz de Freitas i Muinhososa (2001).

W aktualnej wersji małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce dynamiki cen wyróżnionych elementów koszyka konsumpcyjnego – tj. towarów żywnościowych, ropy naftowej oraz pozostałych towarów i usług konsumpcyjnych uwzględnianych przy obliczaniu wskaźników inflacji – są modelowane w oddzielnych równaniach. W równaniu (7) zmienną objaśnianą jest kwartalna dynamika cen towarów i usług konsumpcyjnych z wyłączeniem żywności oraz ropy naftowej (inflacja netto). Zmiennymi objaśniającymi są: luka popytowa, realny efektywny kurs walutowy oraz oczekiwania inflacyjne osób prywatnych w ujęciu kwartalnym. Warto zauważyć, iż w przyjętej postaci krzywej Phillipsa uwzględniono skorygowaną miarę oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych, jaka po podstawieniu do długookresowego rozwiązania równania (11) – w którym oczekiwania inflacyjne osób prywatnych objaśniane są przez swoją opóźnioną wartość oraz stopę wzrostu ogólnego poziomu cen w danym kwartale – zbiegałaby w długim okresie do faktycznej stopy inflacji. Miara ta jest określona równaniem (12).

¹⁹ Razzak (2002) określa wersję krzywej zagregowanego popytu pozbawioną charakteru antycypacyjnego mianem „empirycznej wersji” krzywej IS. Por. Razzak (2002), str. 26.

Specyfikacja równania (8) inspirowana jest postacią mechanizmu korekcji błędu (ECM). Biorąc pod uwagę nieznacznie przekształconą postać tego równania²⁰, kwartalna dynamika cen towarów żywnościowych objaśniana jest przez krótkookresowe wahania poziomu cen towarów i usług konsumpcyjnych z wyłączeniem żywności i ropy naftowej, dynamikę cen ropy naftowej oraz opóźnioną dynamikę cen towarów żywnościowych, jak również przez relatywną cenę towarów żywnościowych w poprzednim okresie.

Równanie (9) definiuje kwartalną dynamikę cen ropy naftowej. Przyjęto w nim założenie, iż zmiany cen baryłki ropy naftowej na rynkach światowych wyrażonych w dolarze amerykańskim oraz zmiany kursu walutowego złotego do dolara przekładają się w pełni na zmiany cen ropy naftowej na rynku krajowym. Założenie to abstrahuje od cech instytucjonalnych rynku paliwowego w Polsce, w związku z czym powinno być traktowane jako przybliżenie procedur kształtowania cen na tym rynku.

Równanie (10) ma charakter tożsamości i stanowi, iż inflacja mierzona wskaźnikiem cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI) jest średnią ważoną dynamiki cen wyróżnionych grup koszyka konsumpcyjnego. Waga towarów żywnościowych w tym koszyku wynosi obecnie 29,73%, natomiast waga paliw – 3,71%.

Poziom kursu walutowego w modelu określa reguła niezabezpieczonego parytetu stopy procentowej, wyrażona równaniem (13). Reguła ta wyrażona jest w kategorii realnego efektywnego kursu walutowego oraz realnych stóp procentowych, co – dla przyjętych miar realnego kursu walutowego - jest równoważne analogicznej regule wyrażonej w kategorii nominalnego efektywnego kursu walutowego i nominalnych stóp procentowych. Chociaż reguła niezabezpieczonego parytetu stopy procentowej jest często kwestionowana w badaniach empirycznych, Meredith (1998) na podstawie danych z krajów grupy G-7 wykazuje jednak, iż jej niespełnienie daje o sobie znać głównie w krótkim okresie, kiedy o wahaniami kursu walutowego decydują zmiany premii za ryzyko, nie związane ściśle z czynnikami fundamentalnymi. Z kolei kształtowanie kursu walutowego w dłuższym okresie w zdecydowanie większym stopniu odzwierciedla czynniki fundamentalne, co prowadzi do spełnienia reguły niezabezpieczonego parytetu stopy procentowej. W nowszych badaniach, w których wzięto pod uwagę dane ze Stanów Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii i Niemiec, Bekaert, Wei i Xing (2002) dowodzą, iż odstępstwa od reguły niezabezpieczonego parytetu stopy procentowej wydają się mniej istotne niż wynikałoby to z uprzednich analiz, przy czym związane są one raczej z doбором analizowanych walut aniżeli z doбором horyzontu analizy.

W obecnej wersji modelu występują dwa rodzaje nominalnego kursu walutowego: kurs efektywny oraz kurs złotego do dolara amerykańskiego. Warunek arbitrażu na rynku walutowym umożliwia wyprowadzenie relacji (14), w której kurs złotego do dolara jest funkcją nominalnego efektywnego kursu walutowego oraz kursu krzyżowego dolara amerykańskiego do euro, traktowanego jako zmienna egzogeniczna modelu.

²⁰ Chociaż w zapisie równania (8) wśród zmiennych objaśniających dynamikę cen towarów żywnościowych występuje dynamika ogólnego poziomu cen, to jednak równanie to łatwo przekształcić w taki sposób, ażeby zastąpić ją zmianami cen towarów i usług konsumpcyjnych z wyłączeniem cen żywności i ropy naftowej oraz przez dynamikę cen ropy naftowej. Wychodząc od ogólnej postaci tego równania:

$$[a] \quad \pi_t^F = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \pi_t + \alpha_2 \cdot \pi_{t-1}^F + \alpha_3 \cdot \left(\log(p_{t-1}^F) - \log(p_{t-1}) \right)$$

i podstawiając do niego warunek określony równaniem (9) można dojść do następującego zapisu:

$$[b] \quad \pi_t^F = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 \cdot w_t^F} + \frac{\alpha_1 \cdot w_t^O}{1 - \alpha_1 \cdot w_t^F} \cdot \pi_t^O + \frac{\alpha_1 \cdot w_t^C}{1 - \alpha_1 \cdot w_t^F} \cdot \pi_t^C + \frac{\alpha_2}{1 - \alpha_1 \cdot w_t^F} \cdot \pi_{t-1}^F + \frac{\alpha_3}{1 - \alpha_1 \cdot w_t^F} \cdot \left(\log(p_{t-1}^F) - \log(p_{t-1}) \right)$$

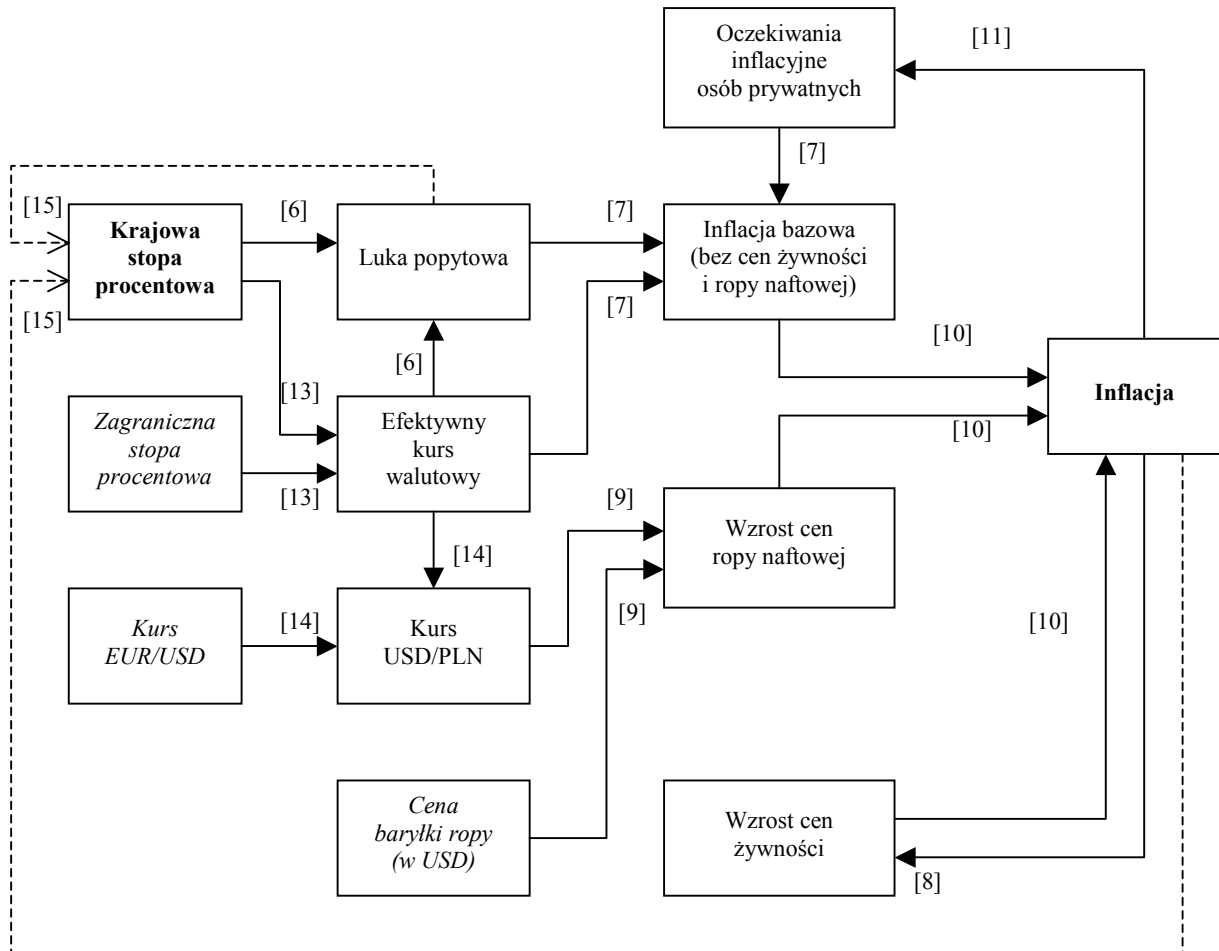
Równanie (15) przedstawia funkcję reakcji banku centralnego, tj. regułę, zgodnie z którą kształtowany jest poziom nominalnych stóp procentowych. Chociaż poziom stóp procentowych jest wynikiem decyzji władz monetarnych, w ramach modeli makroekonomicznych podlega on zwykle endogenizacji, przyjmującej postać funkcji reakcji banku centralnego. Uzasadnieniem endogenizacji stóp procentowych jest konstatacja, iż decyzje władz monetarnych nie są egzogeniczne względem procesów nominalnych i realnych zachodzących w gospodarce. Uwzględnienie w modelach makroekonomicznych funkcji reakcji banku centralnego jest szczególnie istotne przy przeprowadzaniu symulacji oraz opracowywaniu długookresowych prognoz. W najnowszej literaturze kwestionowana jest bowiem użyteczność i wartość informacyjna długookresowych prognoz bazujących na założeniu stałości nominalnych stóp procentowych, czyli tzw. prognoz warunkowych. Uhlig (2001) dowodzi, iż kontrfaktyczne prognozy opracowywane dla Stanów Zjednoczonych przy założeniu, iż w całym 2001 r. nominalne stopy procentowe pozostałyby na poziomie z końca 2000 r., prowadziłyby do konkluzji, iż pod koniec 2002 r. gospodarka amerykańska doświadczy 10-procentowej deflacji. Autor ten postuluje, aby prognozy sporządzane dla takiego horyzontu miały charakter prognoz bezwarunkowych, tj. takich, które zakładają, iż władze monetarne podejmują decyzje zgodne z regułą polityki pieniężnej.

Funkcja reakcji banku centralnego włączona do małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce nawiązuje do klasycznej reguły Taylora. Poziom nominalnej stopy procentowej w równaniu (15) jest uzależniony od luki popytowej oraz od różnicy między inflacją (wynikającą z modelu) a celem inflacyjnym.

Na schemacie poniżej przedstawiono syntetycznie zależności uwzględnione w obecnej wersji małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce

Schemat 1.

Mały strukturalny model mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce

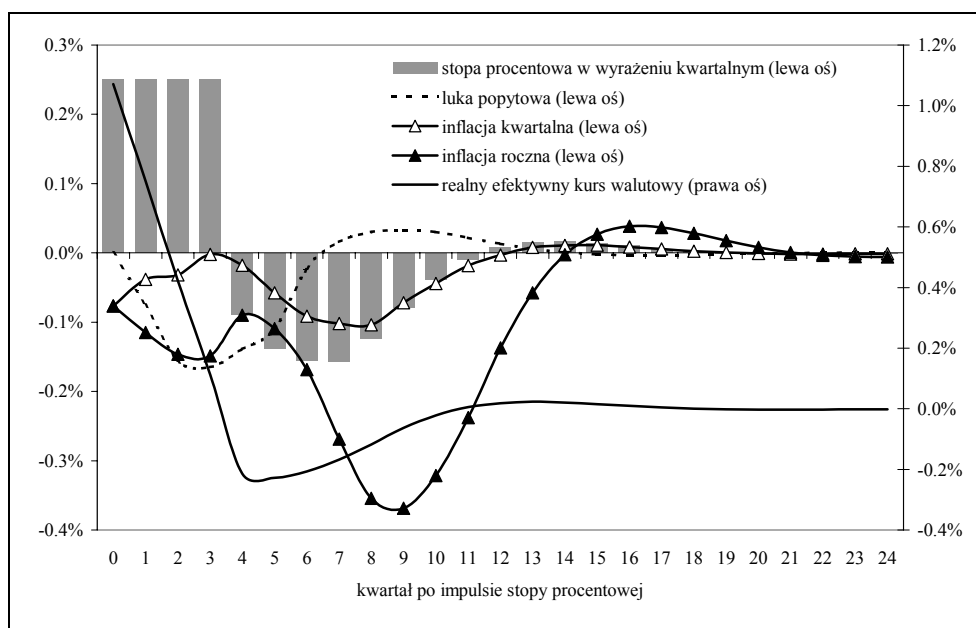


Uwaga. Ze względu na przejrzystość schematu wprowadzono szereg uproszczeń: m.in. nie dokonano rozróżnienia między stopami procentowymi oraz efektywnym kursem walutowym w wyrażeniu nominalnym oraz realnym jak również nie zobrazowano wpływu na poziom danej zmiennej jej wartości opóźnionych. Numery zależności podane w nawiasach przy poszczególnych strzałkach odpowiadają numerom obrazowanych przez nie równań. Linia przerywaną zaznaczono funkcję reakcji banku centralnego. Zmienne egzogeniczne modelu zapisano kursywą.

Źródło: opracowanie własne.

2. W celu przeprowadzenia analizy siły oraz opóźnień mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej w Polsce wykonano symulację impulsu stopy procentowej. Założono, iż na okres czterech kwartałów nominalna stopa procentowa zostanie podwyższona o 1 punkt procentowy, co w ramach rozpatrywanego modelu odpowiada wzrostowi kwartalnej stopy procentowej o 0,25 punktu procentowego. W okresie tym reguła polityki pieniężnej zostaje usztywniona. Na wykresie poniżej przedstawiono funkcje reakcji wybranych zmiennych, tj. luki popytowej, realnego kursu walutowego oraz inflacji kwartalnej i rocznej, na zadany impuls. Warto zaznaczyć, iż funkcje reakcji uzyskiwane z tego typu symulacji odzwierciedlają efekt netto zmian parametrów polityki pieniężnej wywierany na rozpatrywane wielkości makroekonomiczne.

Rys. 1

Funkcje reakcji wybranych zmiennych makroekonomicznych na impuls stopy procentowej

Źródło: opracowanie własne.

Natychmiastową konsekwencją wzrostu stopy procentowej jest aprecjacja realnego efektywnego kursu walutowego, wynosząca od 1% w kwartale impulsu polityki pieniężnej do 0,2% w trzecim kwartale po tym impulsie. Maksymalny spadek presji popytowej, wynoszący ok. 0,2 punktu procentowego, przypada na szósty oraz siódmy kwartał po impulsie stopy procentowej. Zgodnie z danymi przedstawionymi na wykresie, po okresie wzrostu restrykcyjności polityki pieniężnej, w czasie którego funkcja reakcji banku centralnego pozostaje usztywniona, stopy procentowe zostają obniżone do poziomu poniżej pułapu wyjściowego, co wynika bezpośrednio ze spadku faktycznej inflacji oraz rozwarcia się luki popytowej.

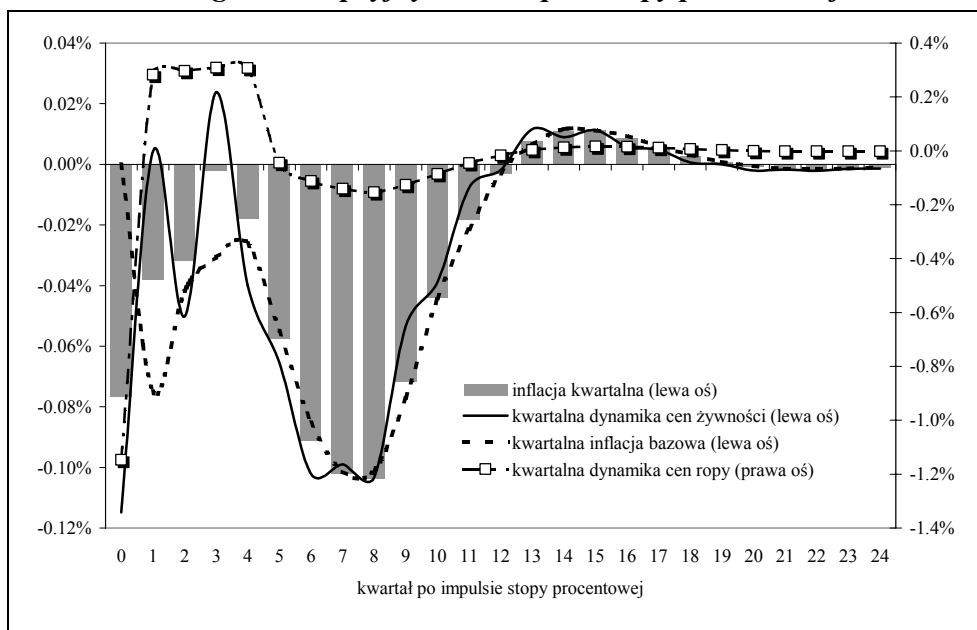
Funkcja reakcji dynamiki cen (tak kwartalnej jak i rocznej) ma dwa minima lokalne (kształt litery W). Pierwsze z nich, przypadające na kwartał impulsu polityki pieniężnej w przypadku inflacji kwartalnej oraz na drugi i trzeci kwartał po tym impulsie w przypadku inflacji rocznej, odzwierciedla bezpośrednie efekty kanału kursu walutowego (zmiana cen dóbr importowanych wyrażonych w walucie krajowej). Drugie z minimów lokalnych, przypadające na siódmy i ósmy kwartał po impulsie stopy procentowej w przypadku inflacji kwartalnej, zaś w przypadku i inflacji rocznej opóźnione dodatkowo o jeden kwartał, odzwierciedla pośrednie efekty kursu walutowego oraz efekty kanału stopy procentowej i kanału kredytów bankowych (oddziaływanie przez lukę popytową). Wzrost stóp procentowych wywiera największy wpływ na inflację kwartalną w szóstym i siódmym kwartale po impulsie polityki pieniężnej, kiedy kwartalna dynamika cen obniża się o ok. 0,1 punktu procentowego w porównaniu z sytuacją, w której nie byłoby ingerencji władz monetarnych. Maksymalny spadek inflacji rocznej wynosi natomiast ok. 0.35-0.4 punktu procentowego i przypada na ósmy oraz dziewiąty kwartał po zadanym impulsie.

Na kolejnych wykresach przedstawiono reakcję dynamiki cen wyodrębnionych elementów koszyka konsumpcyjnego: żywności, ropy naftowej oraz pozostałych dóbr i usług konsumpcyjnych. Na zmianę stóp procentowych najszybciej reagują ceny ropy naftowej oraz ceny żywności. O ile ceny ropy w równaniu (9) małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce związane są bezpośrednio z kursem złotego do dolara amerykań-

kańskiego, co tłumaczy ich szybką reakcję na decyzje banku centralnego, o tyle jednoczesna reakcja cen towarów żywnościowych wynika z faktu, iż w świetle równania (8) dostosowują się one bardzo szybko do zmian cen pozostałych elementów koszyka konsumpcyjnego, w tym ropy naftowej. Efekt ten jest zapewne – przynajmniej do pewnego stopnia – substytutem nie uwzględnionego w modelu *explicite* oddziaływania kursu walutowego na ceny towarów żywnościowych, które w ramach wcześniejszych badań okazywało się silne.²¹ Zgodnie z równaniem (7) modelu, ceny pozostałych elementów koszyka konsumpcyjnego reagują na zmianę stóp procentowych zarówno wskutek wpływu wywieranego przez wahania kursu walutowego na ceny dóbr importowanych wyrażone w walucie krajowej, jak również wskutek oddziaływania stóp procentowych i kursu walutowego na presję popytową w gospodarce.

Rys. 2

Funkcje reakcji kwartalnej dynamiki cen żywności, ropy naftowej oraz pozostałych dóbr i usług konsumpcyjnych na impuls stopy procentowej

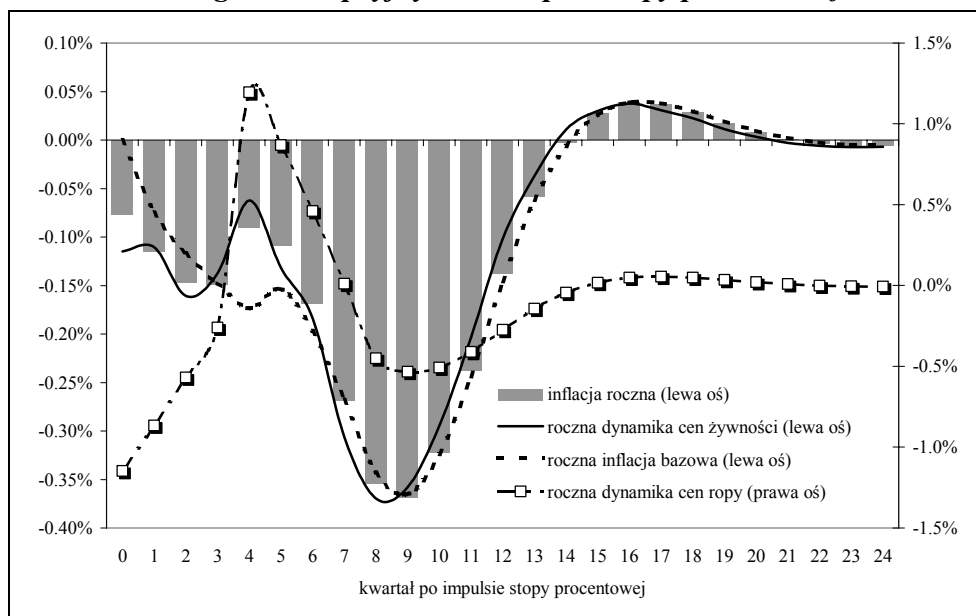


Źródło: opracowanie własne.

²¹ Por. R. Kokoszczyński [red.] (1999), str. 41.

Rys. 3

Funkcje reakcji rocznej dynamiki cen żywności, ropy naftowej oraz pozostałych dóbr i usług konsumpcyjnych na impuls stopy procentowej



Źródło: opracowanie własne.

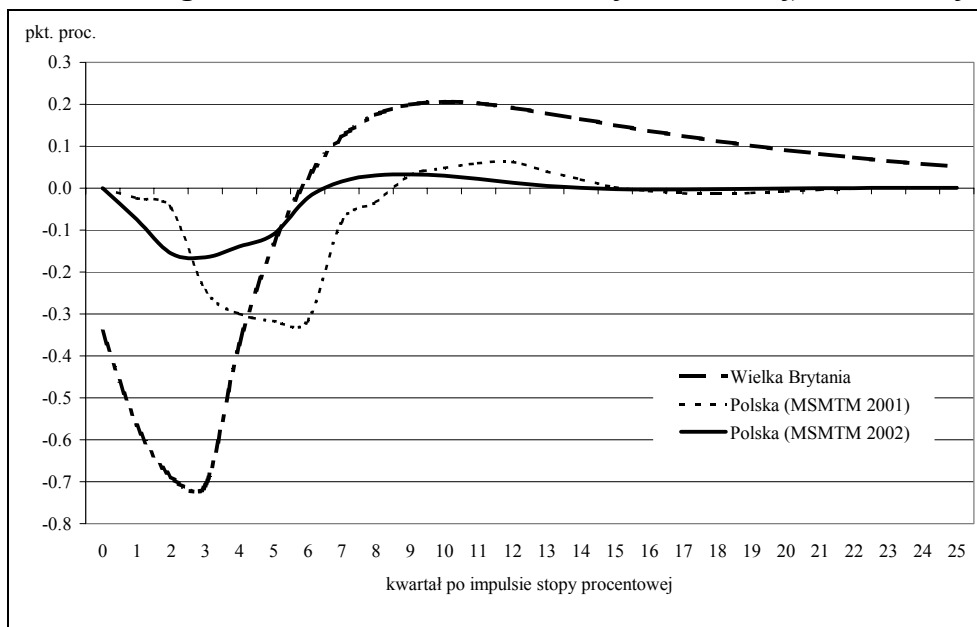
3. Aktualna wersja małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce, zaprezentowana w niniejszej pracy, została oszacowana na próbie czasowej skróconej i zaktualizowanej w stosunku do wcześniej prezentowanej wersji modelu. Uwzględnienie nowych obserwacji oraz rezygnacja z odrębnego modelowania efektów kanału kredytów bankowych umożliwiła pełniejsze uwzględnienie w modelu wpływu kursu walutowego – zarówno bezpośredniego (wpływ kursu walutowego na ceny dóbr importowanych wyrażone w walucie krajowej), jak też pośredniego (wpływ kursu walutowego na zagregowany popyt). Dokonana została również dezagregacja towarów i usług konsumpcyjnych na trzy grupy (towarów żywnościowych, ropy naftowej oraz pozostałych towarów i usług konsumpcyjnych), których dynamiki cen zostały poddane odrębnej analizie.

Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej w Polsce podlega ciągłej ewolucji. Zmieniają się elastyczności, opóźnienia i charakter związków łączących poszczególne zmienne w sieci wzajemnych interakcji. Próbując określić zmianę znaczenia luki popytowej w mechanizmie transmisji impulsów polityki pieniężnej w Polsce można stwierdzić, iż w sensie statystycznym wpisuje się ona obecnie lepiej w podstawowe zależności makroekonomiczne występujące w modelu, tj. w krzywą zagregowanego popytu i krzywą Phillipsa, oraz że nastąpiło przyspieszenie reakcji presji popytowej w gospodarce na impuls stopy procentowej. Z funkcji reakcji zaprezentowanych poniżej wynika, że o ile w pierwotnej wersji małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce maksymalna reakcja luki popytowej miała miejsce w piątym i szóstym kwartale po impulsie polityki pieniężnej, o tyle w aktualnej wersji modelu przypada ona – podobnie zresztą jak w brytyjskim modelu Batini i Haldane (1999) – na trzeci kwartał po tym impulsie. Chociaż w aktualnej wersji modelu siła maksymalnej reakcji presji popytowej na impuls stopy procentowej wydaje się mniejsza niż w wersji pierwotnej, nie należy tego traktować jako symptomu osłabienia propagacji impulsów polityki pieniężnej na tym etapie transmisji. Wynik ten – podobnie zresztą jak konstatację o wzroście wrażliwości kwartalnej dynamiki cen na zmiany luki popytowej wynikającą z oszacowa-

nia krzywej Phillipsa – należy bowiem przypisać głównie odmiennemu sposobowi szacowania luki popytowej w obu wersjach modelu.²²

Rys. 4

Reakcja luki popytowej na impuls stopy procentowej w Polsce (pierwotna i aktualna wersja małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej) i w Wielkiej Brytanii



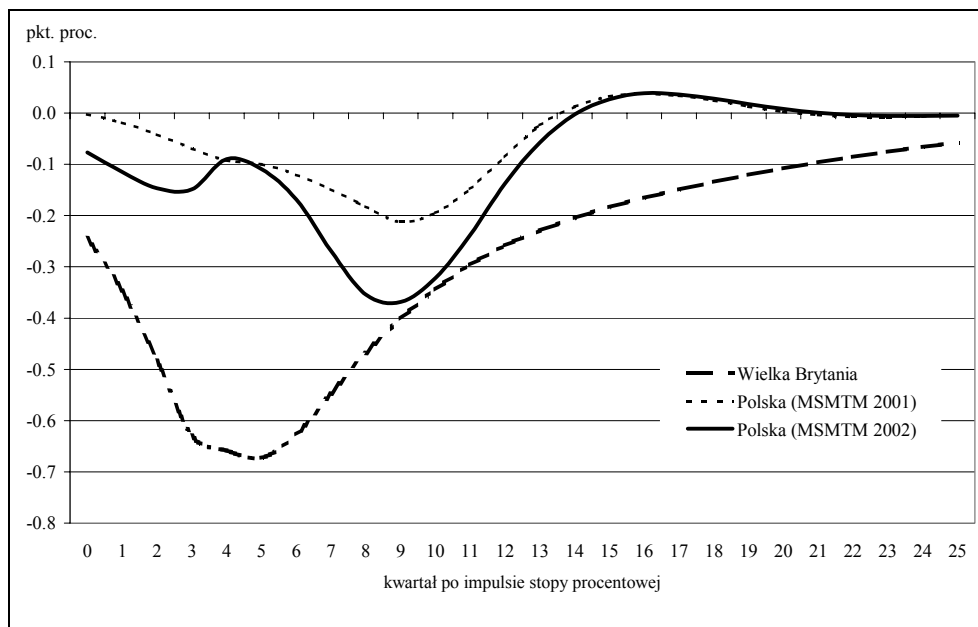
Źródło: opracowanie własne na podstawie: L. Mahadeva, P. Sinclair (2001), str. 134.

Pomijając etapy pośrednie mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej i koncentrując uwagę na związku między ogniwami znajdującymi się na początku i końcu tego procesu, tj. między nominalną stopą procentową oraz inflacją, wydaje się, iż zależność między tymi wielkościami w Polsce stopniowo zyskuje na sile. Funkcja reakcji inflacji rocznej na impuls polityki pieniężnej uzyskana z aktualnej wersji małego strukturalnego mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce znalazła się pomiędzy funkcją reakcji otrzymaną z pierwotnej wersji tego modelu oraz funkcją reakcji otrzymaną z brytyjskiego modelu Batini i Haldane (1999).

²² W pierwotnej wersji modelu luka popytowa szacowana była na podstawie szeregu PKB obejmującego okres od 1992 r. do 1999 r., natomiast w wersji aktualnej jest ona szacowana na próbie czasowej od 1994 r. do 2001 r. Miara presji popytowej wykorzystywana obecnie cechuje się relatywnie mniejszą zmiennością, w związku z czym wpływ analogicznych decyzji polityki pieniężnej na tę miarę jest relatywnie mniejszy, natomiast wpływ aktualnej miary luki popytowej na dynamikę cen jest relatywnie większy aniżeli w pierwotnej wersji modelu.

Rys. 5

Reakcja inflacji (rocznej) na impuls stopy procentowej w Polsce (pierwotna i aktualna wersja małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej) i w Wielkiej Brytanii



Źródło: opracowanie własne na podstawie: L. Mahadeva, P. Sinclair (2001), str. 134.

O ile w pierwotnej wersji modelu w Polsce maksymalny spadek rocznej dynamiki cen w odpowiedzi na impuls stopy procentowej był równy ok. 0,2 punktu procentowego, o tyle w aktualnej wersji modelu wynosi on ponad 0,35 punktu procentowego. Choć maksymalna reakcja w obu wersjach modelu przypada na ten sam kwartał (dziewiąty kwartał po impulsie polityki pieniężnej), to jedna warto odnotować, iż w krótszym horyzoncie czasowym (tj. do czwartego kwartału po impulsie polityki pieniężnej) reakcja dynamiki cen uzyskana obecnie jest znacznie silniejsza niż była w pierwotnej wersji modelu.

Analiza funkcji reakcji dynamiki cen na impuls stopy procentowej pokazuje więc wzrost efektywności propagacji impulsów polityki pieniężnej. Jednak maksymalna reakcja inflacji rocznej w Polsce jest dwukrotnie słabsza, a maksymalna wielkość dostosowań zachodzi mniej więcej z dwukrotnie większym opóźnieniem niż ma to miejsce w Wielkiej Brytanii.

Załącznik: Oszacowania poszczególnych równań małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce

Krzywa zagregowanego popytu – równanie [6]

$$\left(\log(y_t) - \log(y_t^*)\right) = -0,07 + 0,41 \cdot \left(\log(y_{t-1}) - \log(y_{t-1}^*)\right) - 0,32 \cdot i_{t-2}^r - 0,09 \cdot \log(e_{t-1}^r)$$

(0,15) (0,15) (0,02)

Metoda estymacji: dwustopniowa MNK (TSLS)

Próba: 1997.1-2002.1 (dane kwartalne)

3 Badanie mechanizmu transmisji innymi metodami

3.1 Makroekonomiczne efekty polityki pieniężnej w modelach wektorowej autoregresji z dekompozycją strukturalną (SVAR)

Przedstawione w poprzednich punktach podejście do analizy mechanizmu transmisji korzysta z bardzo zagregowanego modelu strukturalnego gospodarki. Budowa modeli strukturalnych dla krajów przechodzących istotne zmiany strukturalne i systemowe jest szczególnie trudna, stąd w badaniach mechanizmu transmisji w takiej sytuacji często korzysta się jednocześnie z jakościowo odmiennych narzędzi analizy empirycznej, jakimi są modele wektorowej autoregresji z dekompozycją strukturalną (SVAR)²³. Wyniki otrzymane z modeli tego typu są źródłem informacji pozwalających wnioskować o paradygmacie ekonomicznym, w ramach którego funkcjonuje dana gospodarka i w związku z tym mogą stanowić punkt wyjścia do modelowania strukturalnego. Dostarczają one również informacji o opóźnieniach reakcji badanych zmiennych na egzogeniczne wstrząsy polityki pieniężnej. W modelach tych przyjmuje się stosunkowo małą liczbę założeń i pozwala się danym „mówić samym za siebie”. Wydaje się, że jest to szczególnie ważne w sytuacji, gdy z uwagi na szybkie zmiany zachodzące w gospodarce, przyjmowanie *a priori* działania pewnych zależności może zniekształcać obraz funkcjonowania gospodarki. Modele te wykorzystywane są w Narodowym Banku Polskim już od dłuższego czasu, a ostatnie publikowane ich wyniki (Kłós, Wróbel (2001)) dotyczyły zastosowania strukturalnej dekompozycji zaproponowanej przez Christiano, Eichenbauma i Evansa (1994). Kłós i Wróbel (2001) pokazali, że wpływ impulsu stopy procentowej na inflację w Polsce w okresie 1995-2000 był podobny w kształcie, choć różniący się siłą i strukturą opóźnień, do wyników uzyskiwanych w badaniach rozwiniętych gospodarek rynkowych. Reakcja niektórych zmiennych realnych była jednak zupełnie odmienna, a niekiedy sprzeczna z intuicją i zdrowym rozsądkiem. Dobrym tego przykładem była reakcja produkcji, która w pierwszym okresie po zacieśnieniu polityki pieniężnej rosła (tzw. output puzzle). Przedstawiamy poniżej wyniki analogicznego badania przeprowadzonego dla wydłużonej próby (obejmującej dane do marca br. włącznie), w którym rozszerzona została również lista czynników, jakie bank centralny uwzględnia podejmując decyzje o stopach procentowych. Badanie zostało dokonane na danych miesięcznych z okresu 1995.01 – 2002.02; zmienne są odsezonowane (metodą X-12) i – z wyjątkiem stopy procentowej – zlogarytmowane. Zmienne nie zostały poddane procedurze pozbawienia trendu.

2. Zgodnie z przyjętą metodą w niniejszym badaniu utożsamiamy impuls polityki pieniężnej ze składnikiem losowym w poniższym równaniu

$$(16) \quad S_t = \psi(\Omega_t) + \sigma v_{st}$$

gdzie S_t jest instrumentem polityki pieniężnej, ψ jest funkcją liniową, Ω_t jest zbiorem informacji dostępnych bankowi centralnemu w momencie podejmowania decyzji co do wartości S_t , σ jest liczbą dodatnią, a v_{st} jest składnikiem losowym bez autokorelacji, ortogonalnym do składowych Ω_t i z jednostkową wariancją. Założenie o ortogonalności oznacza, że zmienne należące do zbioru informacji Ω reagują na impuls polityki pieniężnej z opóźnieniem.

Jeśli założymy, iż gospodarkę – dla celów tego badania – można przedstawić w poniższej postaci VAR

²³ Patrz Enders (1995), Favero (2001)

$$(17) \quad A_0 Y_t = \sum_{i=1}^k A_i Y_{t-i} + B v_t$$

gdzie macierz Y_t składa się z trzech bloków: zmiennych, których bieżące wartości należą do zbioru informacji Ω , zmiennych opisujących politykę pieniężną i zmiennych, które wchodzą do zbioru Ω tylko z opóźnieniami czasowymi.

W przypadku, w którym zakładamy, że bank centralny kieruje się w podejmowaniu decyzji bieżącymi wartościami poziomu cen oraz opóźnionymi wartościami dla kredytu, mamy do czynienia z dekompozycją postaci:

$$(18) \quad y_t = \begin{bmatrix} p_t \\ i_t \\ l_t \end{bmatrix} \quad A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad v_t \sim n.i.d.(0, I)$$

Alternatywnie rozważamy sytuację, w której bank centralny korzysta z bieżących informacji na temat produkcji i cen oraz opóźnionych wartości kursu walutowego, co daje zależność pokazaną poniżej:

$$(19) \quad y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ i_t \\ e_t \end{bmatrix} \quad A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & 1 \end{bmatrix} \quad v_t \sim n.i.d.(0, I)$$

gdzie y_t oznacza produkcję przemysłową, p_t – poziom cen (indeks CPI), i_t to krótkoterminowa stopa procentowa, l_t to kredyt dla sektora niefinansowego (osób prywatnych i przedsiębiorstw), a e_t to nominalny efektywny kurs walutowy. Po wyekstrahowaniu z danych nieoczekiwanych zmian polityki pieniężnej badamy w jaki sposób reagują nań inne zmienne, zarówno nominalne, jak i realne (rentowność bonów skarbowych, podaż pieniądza (M1), sprzedaż detaliczna towarów, stopa bezrobocia) na nieoczekiwany wzrost zmiennej wyrażającej politykę pieniężną. Są one za każdym razem umieszczane na ostatnim miejscu, tzn. po zmiennej polityki pieniężnej.

Dekompozycja Christiano, Eichenbauma i Evansa jest więc, jak widać, prostą metodą identyfikacji i stąd jej popularność w badaniach reakcji podstawowych zmiennych makroekonomicznych na impulsy polityki pieniężnej w wielu krajach. Jej zastosowanie wymaga jednak jawnego sformułowania listy zmiennych, które bank centralny uwzględnia podejmując operacyjne decyzje z zakresu polityki pieniężnej. Naszym zdaniem zestaw tych zmiennych w badanym okresie (1995-2002) ulegał w Polsce istotnym zmianom. Niewątpliwie w całym tym okresie należała do niego wysokość inflacji, choć wraz z przyjęciem strategii bezpośredniego celu inflacyjnego większego znaczenia nabrała zapewne wielkość celu inflacyjnego i prognoz inflacji, a zmalała waga bieżących wartości tej zmiennej. Inne zmienne, wykorzystywane przez NBP w tym okresie, to agregaty pieniężne (szeroki pieniądz M2 lub kredyt dla gospodarki), kurs walutowy (mierzony w kategoriach odchylenia od parytetu centralnego), deficyt obrotów bieżących i luka popytowa.

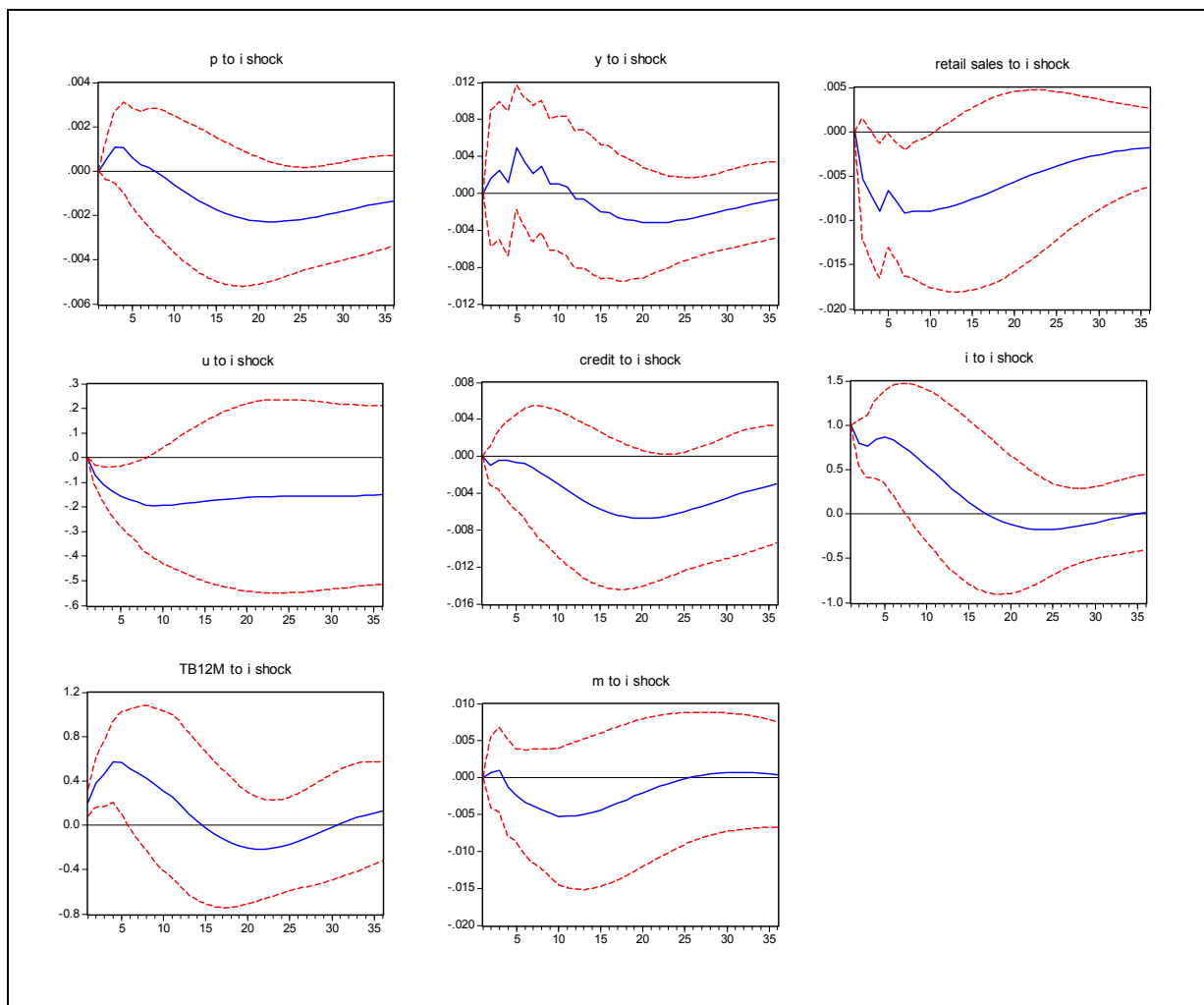
W poprzednich badaniach korzystających z tej metody dekompozycji zakładaliśmy, iż NBP w decyzjach o wysokości stopy procentowej uwzględniał bieżącą wysokość inflacji oraz przeszłe wielkości realnego kredytu. Wydłużenie próby powoduje, iż uznaliśmy za konieczne dokonanie estymacji modelu z innym zestawem zmiennych informacyjnych. W tej drugiej specyfikacji bank centralny reaguje na jednoczesne wartości inflacji i produkcji oraz opóźnione wartości kursu walutowego; kurs reaguje jednocześnie na stopę procentową²⁴. Rezultaty dla przypadku modelu we wcześniej wykorzystywanej postaci, tj. z kredytem i poziomem cen, przedstawione są na poniższym rysunku.. Przyjęto następujące oznaczenia: y oznacza poziom produkcji sprzedanej przemysłu, u – to stopa bezrobocia, p – poziom cen (indeks CPI), i to stopa procentowa (WIBOR1M), m – pieniądź M1, TB12M - rentowność 12-miesięcznych bonów skarbowych, zaś e to nominalny efektywny kurs walutowy, obliczony jako średnia ważona kursu dolara amerykańskiego i marki niemieckiej (euro). Oczekiwaliśmy, że po zaostrzeniu polityki pieniężnej (po wzroście stopy procentowej) produkcja przemysłowa i sprzedaż detaliczna obniżą się przejściowo, wskaźnik CPI - z pewnym opóźnieniem zareaguje trwałym spadkiem, stopa bezrobocia wzrośnie przejściowo, obniży się popyt na pieniądź i wzrosną inne – poza stopą polityki pieniężnej - stopy procentowe (rentowność bonów skarbowych). Widzimy, iż niektóre zmienne, jak np. sprzedaż detaliczna, agregaty pieniężne i stopy procentowe, reagują na impuls polityki pieniężnej w taki właśnie sposób. Reakcja innych zmiennych jest jednak w części - produkcja przemysłowa, wskaźnik CPI - lub w całości (stopa bezrobocia) sprzeczna z intuicją. Angeloni et al. (2001) pokazują, iż w odniesieniu do produkcji - podobna sytuacja dotyczy wyników modeli VAR dla innych krajów. W przypadku Holandii i Irlandii PKB rośnie po zaostrzeniu polityki pieniężnej, w Austrii, Grecji, Holandii i USA inwestycje rosną po wzroście stóp procentowych. Wzrost cen po wzroście stopy procentowej (*price puzzle*) jest zjawiskiem często spotykanym w pracach posługujących się wektorową autoregresją²⁵, natomiast pewne wątpliwości może budzić widoczny na rysunku stopniowy powrót wskaźnika cen do ścieżki bazowej odzwierciedlającej sytuację, w której nie byłoby ingerencji władz monetarnych (*base line*). Wydłużenie okresu reakcji wskaźnika cen do 48 miesięcy (nie pokazane na oddzielnym rysunku) sugeruje, iż poziom cen stabilizuje się wówczas na poziomie poniżej ścieżki bazowej. Podobny efekt (stopniowy powrót CPI po zaostrzeniu polityki pieniężnej) dla jednego z krajów strefy euro pokazują również Peersman i Smets (2001).

Rys. 6

Funkcje reakcji na impuls dla dekompozycji Christiano et al. – specyfikacja pierwsza

²⁴ Taki sam zestaw zmiennych wykorzystywany był w dekompozycji Christiano, Eichenbauma i Evansa dla krajów strefy euro (Peersman, Smets (2001)), choć zamiast kursu nominalnego zastosowano tam kurs realny, oraz dla Wielkiej Brytanii (Bean, Larsen, Nikolov (2001)).

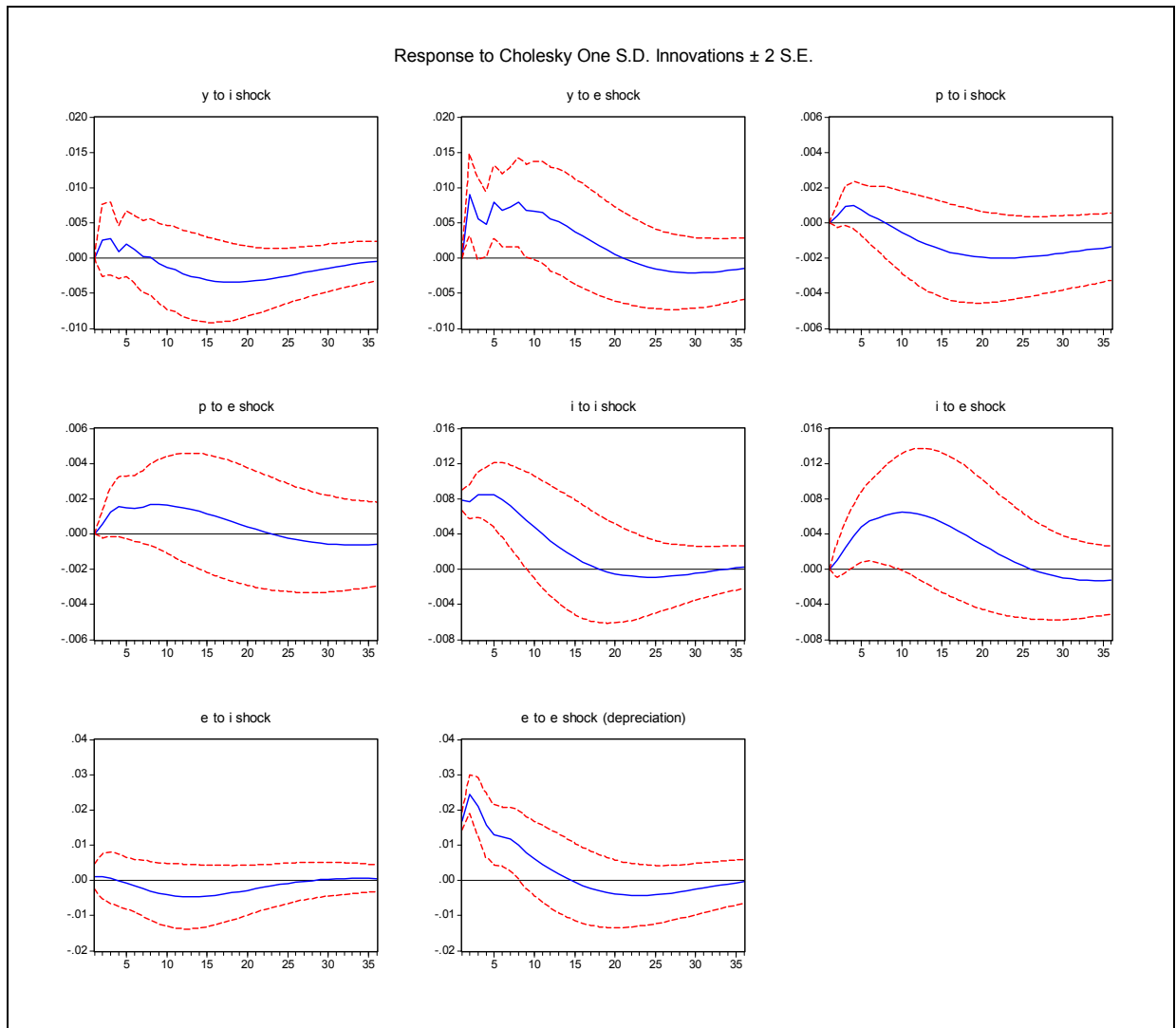
²⁵ Wyjaśnienie tego zjawiska znajduje się np. w Walsh (1998), Favero (2001).



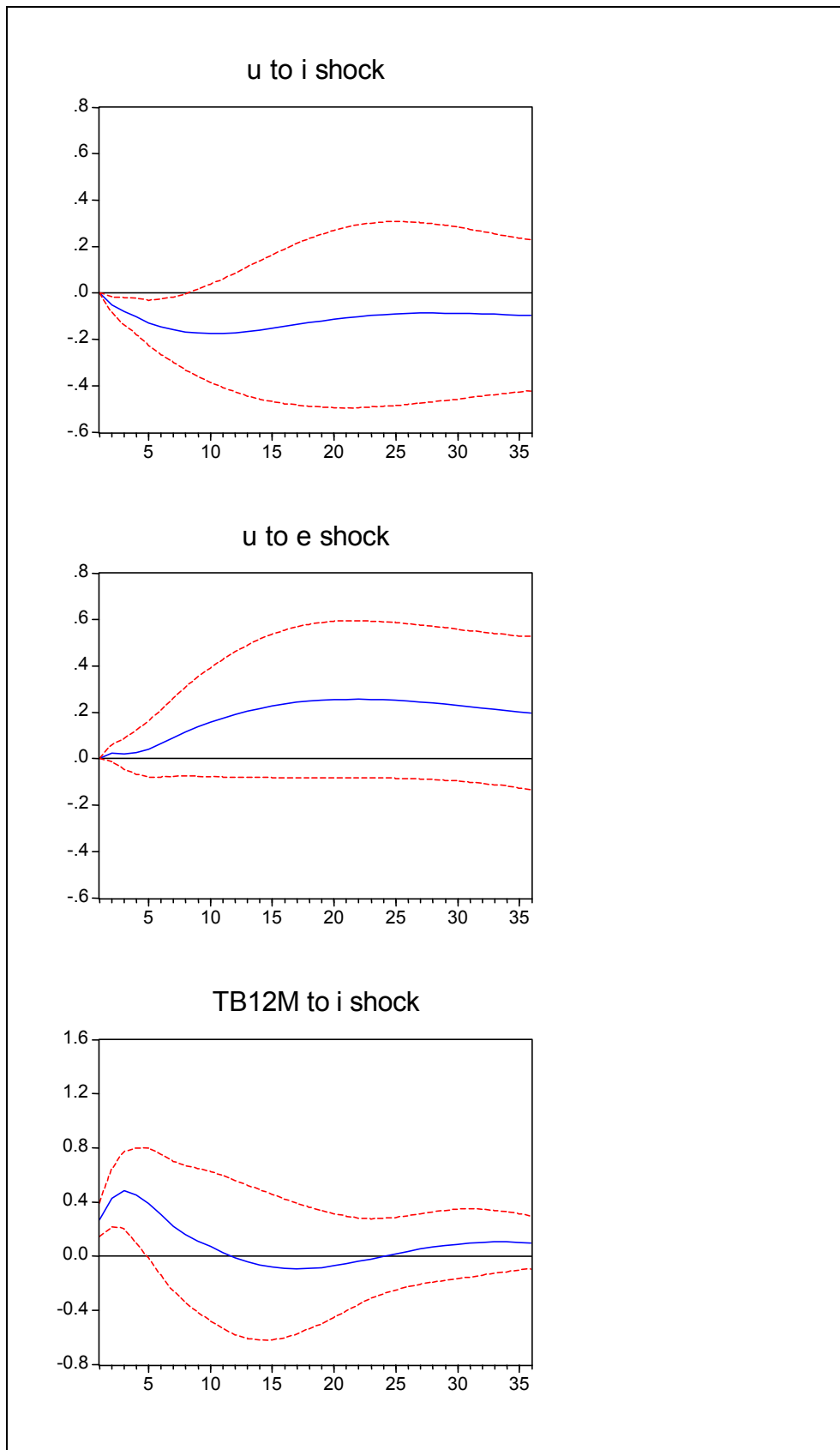
Wyniki – przedstawione w analogiczny sposób na 2 kolejnych rysunkach - dla modelu korzystającego z drugiej specyfikacji są nieco lepsze, choć nadal mamy do czynienia z niezgodną z oczekiwaniami reakcją stopy bezrobocia i – słabszą – produkcji. Można przypuszczać, że „output puzzle” jest spowodowany tym, iż w gospodarce polskiej w okresie transformacji oprócz poważnych zmian instytucjonalnych na zachowanie produkcji silnie oddziaływały wstrząsy popytowe. Te ostatnie wyraźnie dominowały nad popytowymi (Zięba 2002). Podobna dominacja występowała również w tych krajach, które przechodziły szybkie zmiany struktury gospodarki (od rolnej do przemysłowej) – Irlandia, Hiszpania, Portugalia (Sterne, Bayoumi, 1993). W takich okresach zwiększa się rola FDI w finansowaniu inwestycji, co oznacza, że mogą one przynajmniej przez pewien czas zwiększać się nawet mimo wzrostu krajowych stóp procentowych. Jeśli powyższa hipoteza jest prawdziwa, to wraz ze spowolnieniem przemian strukturalnych zjawisko „output puzzle” powinno stopniowo zmniejszać się. Podobne są zapewne przyczyny całkowicie sprzecznej z intuicją reakcji stopy bezrobocia na szoki stopy procentowej i kursu walutowego. Dodatkowymi czynnikami zakłócającymi funkcjonowanie rynku pracy mogły być: istnienie od początku procesu transformacji bezrobocia ukrytego, prywatyzacja – mogąca w krótkim okresie zwiększać bezrobocie (por. np. Kuczyński, Strzała, 2002), z drugiej zaś strony - zawieranie w niektórych umowach prywatyzacyjnych klauzul zobowiązujących nabywców do utrzymywania przez pewien okres zatrudnienia na danym poziomie, mogło przyczyniać się do kumulowania się zwolnień pracowników w pewnych okresach, zmiany strukturalne zachodzące m.in. w górnictwie i hutnictwie, czy wreszcie wchodzenie na rynek pracy wyżu demograficznego.

Rys. 7

Funkcje reakcji na impuls dla dekompozycji Christiano et al. – specyfikacja druga



Rys. 8 *Funkcje reakcji na impuls dla dekompozycji Christiano et al. – specyfikacja druga cd.*



3. Do weryfikacji uzyskanych w ten sposób wyników postanowiliśmy wykorzystać dodatkowo dekompozycję zaproponowaną przez Kima i Roubiniego (1995), która jest bardziej dostosowana do gospodarek otwartych. Specyfikacja modelu w tym przypadku wygląda następująco:

$$(20) \quad A_0 y_t = \sum_{i=1}^k A_i y_{t-i} + B v_t$$

$$y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ m_t \\ i_t \\ e_t \end{bmatrix} \quad A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 & \alpha_{34} & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{43} & 1 & \alpha_{45} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & 1 \end{bmatrix} \quad v_t \sim n.i.d.(0, I)$$

Produkcja (y_t) i poziom cen (p_t), jak poprzednio, reagują na impuls polityki pieniężnej z opóźnieniem. Jednak ta postać dekompozycji pozwala na wprowadzenie jednoczesnego sprzężenia zwrotnego między kursem walutowym a stopą procentową banku centralnego. Oznacza to, iż pozwalamy stopie procentowej (i_t) reagować na zmiany kursu (e_t), a kursowi na jednoczesne zmiany wszystkich innych zmiennych²⁶.

Wyniki dla tej postaci modelu przedstawione są na kolejnym rysunku. Są one bardzo podobne do wyników dla drugiej specyfikacji dekompozycji Christiano et al., z wyjątkiem reakcji inflacji na kurs walutowy. Reakcja produkcji na stopę procentową jest podobna – maksymalna jej wielkość przypada na 16-19 miesiąc po wystąpieniu impulsu, co jest wielkością zbliżoną do wyników brytyjskich, jednak znacznie większą od wielkości uzyskanej dla obszaru euro. Impuls deprecjacyjny powoduje wyraźny, choć – zgodnie z oczekiwaniami - przejściowy wzrost produkcji. Reakcja inflacji na zmiany stopy procentowej charakteryzuje się, jak w poprzednich specyfikacjach i w wielu innych badaniach modelowych²⁷, początkowym wzrostem CPI w reakcji na wzrost stopy procentowej (tzw. price puzzle), choć jest to wzrost krótkotrwały i niewielki. Maksymalna wielkość reakcji poziomu cen zachodzi po 21-23 miesiącach, to jest szybciej niż w USA, Wielkiej Brytanii i strefie euro. Należy jednak zauważyć, iż wielkość i czas trwania tej reakcji są w Polsce znacznie mniejsze niż w tych krajach.

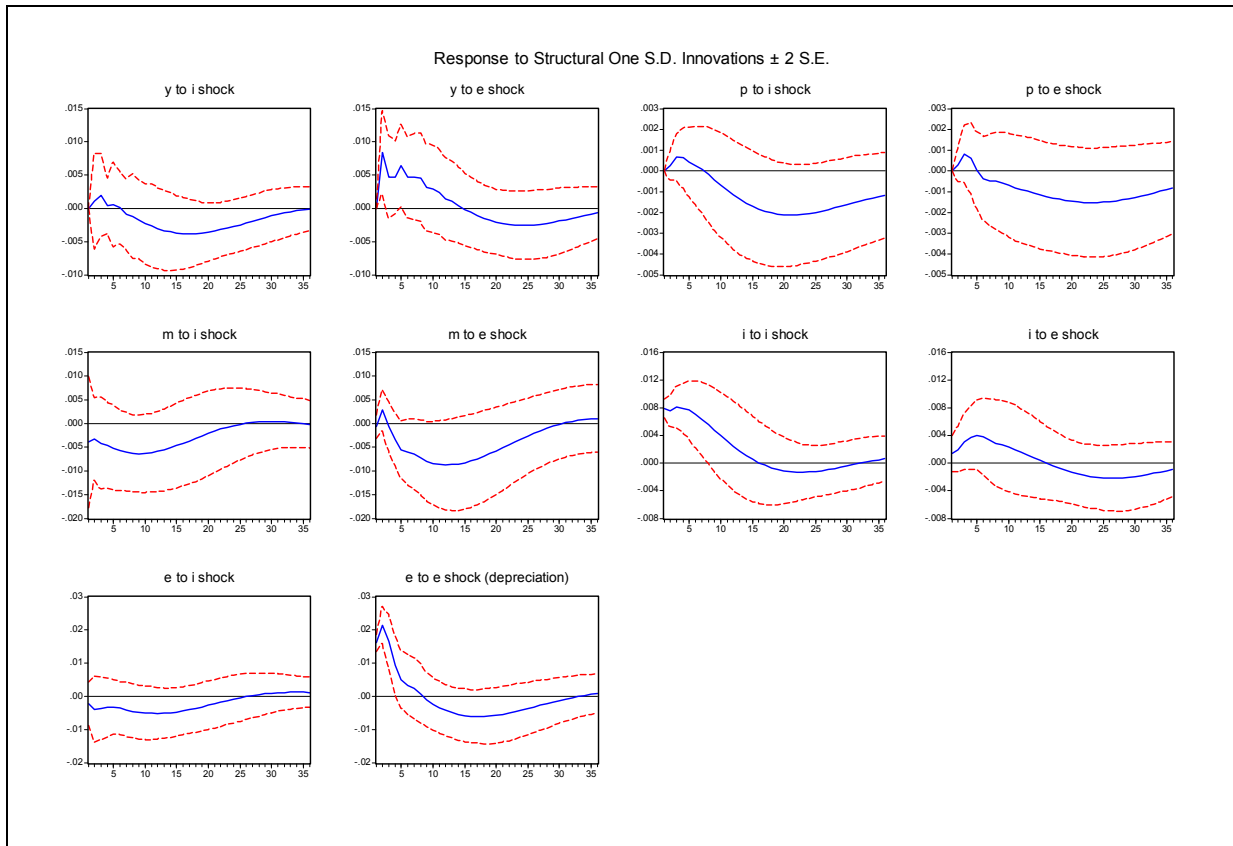
Jak już wspominaliśmy wcześniej, dekompozycja Kima i Roubiniego zmienia kształt dostosowania cen do zmian kursu. W badaniu opartym na dekompozycji Christiano et al. uzyskiwaliśmy stosunkowo długotrwały wzrost cen po impulsie deprecjacyjnym – w obecnym badaniu okres ten jest znacznie krótszy. Jest to wynik bardziej zgodny z szacunkami wpływu zmian kursu na CPI (efekt pass-through) prezentowanymi w dalszej części tego opracowania.

²⁶ Dekompozycja Kima i Roubiniego zastosowana została przez Peersmana i Smetsa (2001) dla krajów strefy euro.

²⁷ Bean et al. (2001) dla Wielkiej Brytanii, Peersman i Smets (2001) dla USA.

Rys. 9

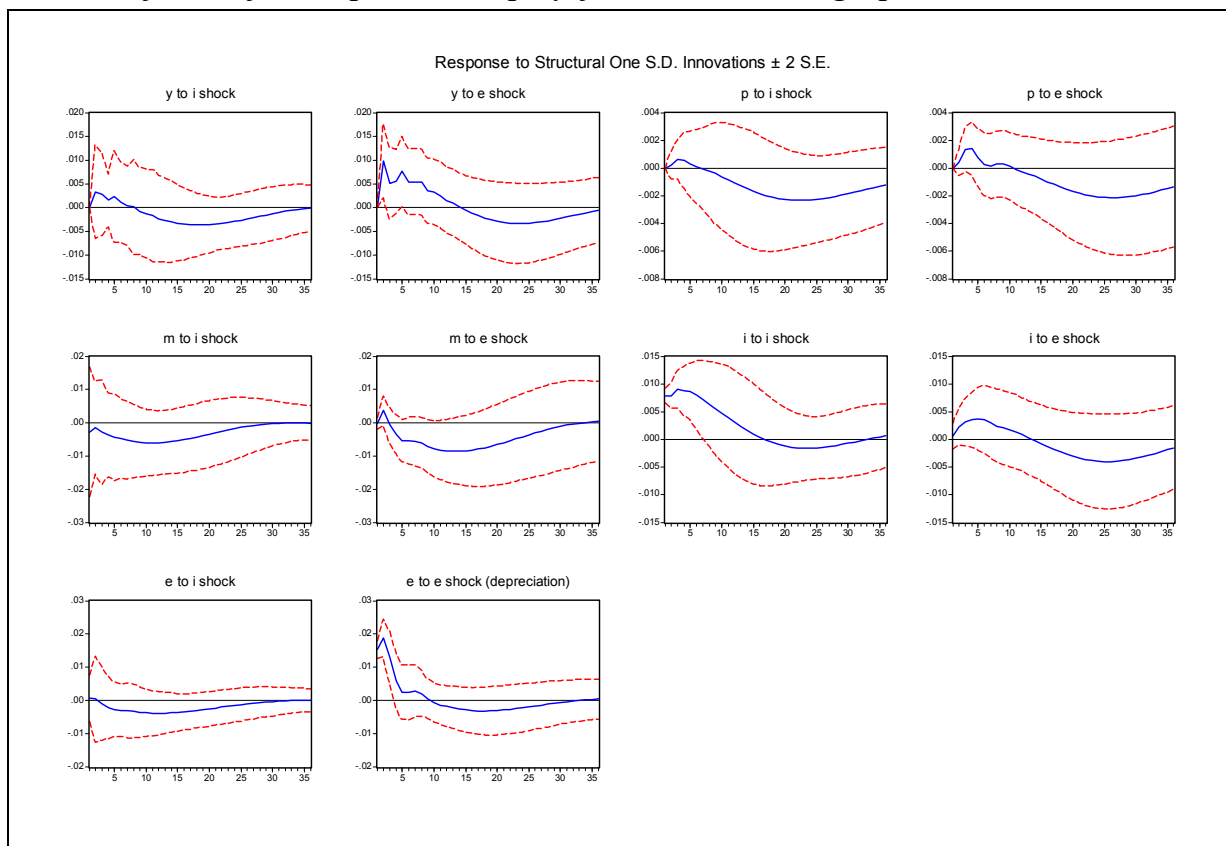
Funkcje reakcji na impuls dla dekompozycji Kima i Roubiniego, próba 1995.01 – 2002.03



4. Podsumowując, możemy stwierdzić, iż funkcje reakcji na impuls uzyskane z modelu z drugą specyfikacją dekompozycji Christiano et al. i z modelu z dekompozycją Kima i Roubiniego są bardzo podobne i bliższe naszym oczekiwaniom. Dla większej porównywalności wyników oszacowaliśmy dodatkowo model z dekompozycją Kima i Roubiniego na próbie 1995.01-2000.12, a więc tej, która była podstawą do badania z pierwszą specyfikacją dekompozycji Christiano et al. Porównanie wyników uzyskanych na krótszej próbie (

Rys. 10) z wynikami przedstawionymi powyżej pozwala stwierdzić, iż funkcje reakcji na impuls są dość stabilne, a jedyne wyraźniejsze zmiany dotyczą reakcji produkcji. Produkcja przemysłowa w modelu estymowanym na dłuższej próbie silniej spada w reakcji na impuls stopy procentowej, słabiej zaś reaguje na impuls kursowy. Nie potrafimy również wyjaśnić, dlaczego price puzzle dla dłuższej próby jest większy – standardowa interpretacja sugerowałaby bardziej adaptacyjny (backward-looking) charakter polityki stopy procentowej.

Rys. 10

Funkcje reakcji na impuls, dekompozycja Kima i Roubiniego, próba 1995.01-2000.12**3.2 Kurs walutowy w procesie transmisji.**

1. W literaturze teoretycznej zyskuje ostatnio dość powszechną akceptację teza, iż w gospodarce otwartej, dopuszczającej w istotny stopniu mobilność kapitału i w której nie zdecydowano się na wprowadzenie w jakiegokolwiek formie sztywnego kursu walutowego, jedyną polityką monetarną skuteczną w długim okresie jest polityka oparta na trzech filarach:

- [1] płynnym kursie walutowym;
- [2] bezpośrednim celem inflacyjnym;
- [3] jednoznacznie zdefiniowanej regule polityki monetarnej²⁸.

W takim przypadku kurs walutowy staje się istotnym elementem mechanizmu transmisji polityki pieniężnej - pozwalając na arbitraż stóp procentowych krajowych i zagranicznych za pośrednictwem oczekiwanych zmian kursu walutowego. Co więcej, przedstawione wcześniej

²⁸ Patrz np. Obstfeld, Rogoff (1995) w odniesieniu do [1], Bernanke et al. (1999) w odniesieniu do [2], Taylor (red.) (1999) w odniesieniu do [3]. W gospodarce otwartej stosowane są reguły polityki monetarnej przybierające formę równania: $i_t = f\pi_t + gy_t + h_0e_t + h_1e_{t-1}$, gdzie i - stopa procentowa, y - luka popytowa, e - realny kurs walutowy. Dla $f > 1$, $g = h = 0$, stabilizowana jest wyłącznie inflacja. Wprowadzenie kursu walutowego do reguły, mimo, że obiecujące z teoretycznego punktu widzenia, albo nieznacznie stabilizowało inflację (zmniejszając odchylenia standardowe - Francja, Włochy), albo istotnie pogarszało wyniki (Niemcy). Natomiast w każdym przypadku zwiększeniu ulegała wariancja luki popytowej.

wyniki badań empirycznych dla Polski pokazują wyraźnie wagę kursu walutowego w procesach transmisji w naszej gospodarce. Dlatego też uznaliśmy za celowe prowadzenie odrębnych badań modelowych poświęconych temu obszarowi mechanizmu transmisji. Ich wynikiom poświęcona jest kolejna część tekstu.

3.2.1 Model niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych.

1. Model niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych (UIP), odnosząc oczekiwaną deprecjację kursu do zmian poziomu stóp procentowych w kraju i za granicą, jest naturalną konstrukcją teoretyczną przydatną zarówno do analizy mechanizmu transmisji, jak i przewidywania zachowania kursu w przyszłości.

Zakładając, że w swojej klasycznej postaci model UIP jest prawdziwy w ciągu n okresów otrzymujemy zależność:

$$(21) \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (E_t e_{t+i} - e_t) = i_{t,n} - i_{t,n}^* + \alpha_n$$

gdzie

E_t - oczekiwana w czasie t zmiana kursu nominalnego w okresie $t+i$;

e_t - logarytm kursu spot (relacja waluty krajowej do zagranicznej);

$i_{t,n}$ - istniejąca w okresie t , n -okresowa stopa procentowa krajowa i (wyróżniona *) zagraniczna;

α_n - stała, w ciągu n okresów, premia za ryzyko.

Jeżeli przyjmiemy, że w krótkim okresie zmiany oczekiwań kursowych są białym szumem, tj. żadne istotne zakłócenia kursu nie mają miejsca między okresem t a $t+1$:

$$E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t = \varepsilon_t$$

oraz, że $\Delta e_t = e_t - e_{t-1}$

to model UIP może być testowany jako następująca regresja:

$$(22) \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta e_{t+i} = \alpha_n + \beta_n (i_{t,n} - i_{t,n}^*) + \varepsilon_{t,t+n}$$

Wadhvani (1999), bazując na estymacji równania (22), wskazał, że model UIP w swojej klasycznej postaci ($\beta=1$) nie występuje w żadnym kraju objętym badaniem - jest bowiem zbyt restrykcyjny nie dopuszczając sprzężeń zwrotnych między stopą procentową, sferą realną i kursem.

Taylor (1995) twierdzi, że jeżeli nawet przyjmiemy, że istnienie premii za ryzyko pozwala, aby $\beta < 1$, to jest niedopuszczalne, aby parametr β był bliski lub mniejszy od zera - a takie właśnie wyniki są najczęściej otrzymywane przy estymacji równania (22). Przyjmując, że n oznacza okresy miesięczne, Bekaert i Hodrick (2001) wykazali, że im mniejsze jest n , tym większe prawdopodobieństwo odrzucenia modelu UIP. Natomiast zdecydowanie lepiej model ten funkcjonuje w dłuższych okresach, przekraczających 12 miesięcy (Chinn i Meredith (2001)).

Z uwagi na krótkie szeregi czasowe, nawet przy skorzystaniu z estymacji kroczącej, nie jest możliwe sprawdzenie przedstawionej wyżej hipotezy dla kursu złotego. Przeprowadziliśmy jednak szacowanie klasycznego modelu UIP dla kursu złotego do dolara dla $n=3$ (równanie (22)). Kończącą postać modelu wybrano na podstawie porównywania istnienia kointegracji między zmiennymi spełniającymi warunek UIP²⁹, zgodnych z teorią znaków współczynników przy poszczególnych zmiennych oraz wartości skorygowanego R^2 i statystyki Durбина-Watsona.

$$(23) \quad e_{t+3}^{PLN/USD} = \underset{(0,054)}{0,621} e_t^{PLN/USD} + \underset{(0,002)}{0,05} (Wibor\ 3M_t - Libor\ 3M_t) + \underset{(0,067)}{0,483}$$

$$Adj.R^2 = 0,72 \quad D-W=1,83$$

Wydaje się, że oszacowane równanie, w którym $\beta=0,05$, potwierdza spostrzeżenia Bekaerta i Hodricka (2001), że dla niskich wartości n związek między dysparytetem stóp procentowych a oczekiwaną zmianą kursu jest słaby. Może to oznaczać (Mark (1995)), że prawdopodobieństwo wyznaczenia z modelu UIP właściwej ścieżki kursu między okresem t a $t+n$ jest mniejsze niż przy wykorzystaniu modeli błędzenia przypadkowego. Niemniej jednak, dodatnia wartość β sugeruje, że stopy procentowe są istotnym - aczkolwiek nie jedynym i nie najważniejszym - czynnikiem wyjaśniającym zmiany kursu.

W sytuacji, kiedy parametr β jest dodatni, lecz istotnie mniejszy od jedności, Wadhvani (1999) zaproponował - zamiast odrzucania modelu UIP - zastąpienie jego klasycznej postaci postacią następującą:

$$(24) \quad \Delta e_{t+n} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) - \rho(x_t - \bar{x}_t)$$

gdzie x oznacza premię za ryzyko, rozumianą przez Wadhwaniego jako odchylenia udziału salda na rachunku bieżącym w PKB, aktywów zagranicznych netto w PKB, czy stopy bezrobocia od długookresowych średnich tych zmiennych (oznaczonych poziomą kreską u góry). Warto przy tym zauważyć, że zmienna w czasie premia za ryzyko oddziela oczekiwane zmiany kursu od zmian dysparytetu stóp procentowych.

3. Bekaert, Wei i Xing (2002) zwracają z kolei uwagę na związek między modelem niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych a strukturą terminową stóp procentowych. Model oczekiwanej struktury terminowej stóp procentowych (EHTS) jest prawdziwy, jeżeli długoterminowa, n -okresowa, stopa procentowa $i_{t,n}$ jest nieobciążonym estymatorem oczekiwanej średniej krótkoterminowej stopy procentowej $i_{t+h,1}$, w całym okresie życia danego instrumentu, powiększonej o premię c_n :

$$(25) \quad i_{t,n} = \frac{1}{n} \sum_{h=0}^{n-1} E_t(i_{t+h,1}) + c_n$$

Campbell i Shiller (1991) wykazali, że oczekiwana struktura terminowa stóp procentowych, przedstawiona równaniem (25), może być testowana przy użyciu regresji (26):

²⁹ Zmienne wykorzystane w modelu UIP spełniają warunki testu Phillipsa-Perrona na obecność pierwiastka jednostkowego.

$$(26) \quad \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} i_{t+im,m} - i_{t,m} = \alpha_n + \beta_{n,m}^{ehts} (i_{t,n} - i_{t,m}) + u_{t+n-m}$$

gdzie $k=n/m$ i $m < n$

Jeżeli założymy, że UIP w dłuższym okresie n jest określony przez UIP w okresie krótszym m i przez EHTS w okresie n , to Bekaert, Wei i Xing (2002) wykazali, że taki model UIP jest również prawdziwy w okresie m . Można więc założyć, że ścieżka zmiany nominalnego kursu waluty między okresem t a $t+n$ będzie dana następującym wyrażeniem:

$$(27) \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta e_{t+i} = \alpha_n + a_n + \beta_n^{UIP} (i_{t,n} - i_{t,n}^*) - \beta_n^{EHTS} ((i_{t,n} - i_{t,m}) - (i_{t,n}^* - i_{t,m}^*)) - \rho_n (x_{t,n} - \bar{x}_{t,n}) + \mu_{t,n}$$

Równanie (27) wiąże bieżące stopy procentowe i oczekiwane przez uczestników rynku implikowane stopy terminowe z oczekiwanym nominalnym kursem walutowym, którego poziom jest korygowany zmienną premią za ryzyko określoną przez czynniki fundamentalne.

Wyestymowane dla kursu złotego równanie (27) przyjmuje następującą postać:

$$(28) \quad e_{t+3}^{PLN/USD} = \underset{(0,068)}{0,506} e_t^{PLN/USD} + \underset{(0,123)}{0,580} (Wibor3M - Libor3M) + \\ - \underset{(0,456)}{0,991} [(fWibor3M - fWibor1M) - (fLibor3M - fLibor1M)] + \\ - \left[\underset{(0,122)}{0,564} dbp + \underset{(0,011)}{0,123} fdi + \underset{(0,079)}{0,735} bh \right]_{t-1} + \underset{(0,089)}{0,628}$$

$$Adj.R^2 = 0,78 \quad D-W = 1,96$$

gdzie:

$e^{PLN/USD}$ - logarytm nominalnego kursu złotego do dolara;

$Wibor3M-Libor3M$ - dysparytet nominalnych stóp procentowych;

$fWibor3M, fWibor1M, fLibor3M, fLibor1M$ - implikowane trzy- i jednomiesięczne stopy forwardowe wyliczone przy zastosowaniu procedury Nelsona-Siegl'a (1987), w której implikowana stopa forwardowa f dla okresu (t_1, t_2) jest dana wzorem:

$$f(t_1, t_2) = \left[\frac{((1 + i(t_0, t_2))^{t_2 - t_0})}{((1 + i(t_0, t_1))^{t_1 - t_0})} \right]^{\frac{1}{t_2 - t_1}} - 1 \quad \left. \begin{array}{l} i(t_0, t_2) = \\ i(t_0, t_1) = \end{array} \right\} \text{stopy procentowe spot;}$$

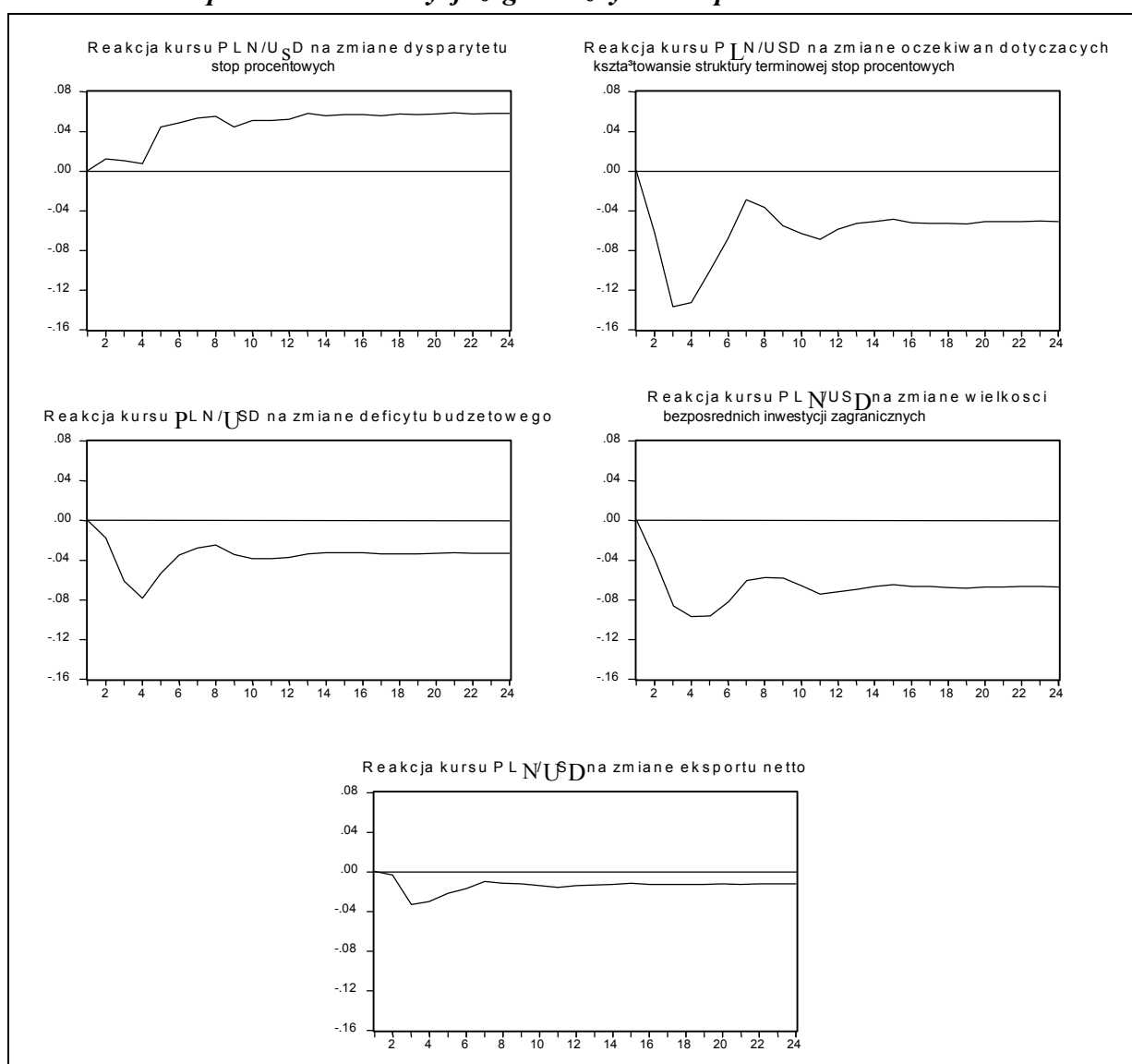
dbp, fdi, bh - odpowiednio: logarytm deficytu budżetu państwa, bezpośrednich inwestycji zagranicznych oraz eksportu netto, skorygowany logarytmem luki popytowej.

Analizując równanie (28) warto zwrócić uwagę na to, że reakcja kursu nominalnego na zmianę oczekiwań dotyczących przyszłego kształtowania się stóp procentowych (aprecjacja) jest prawie dwukrotnie silniejsza od reakcji kursu na zmianę dysparytetu działającą w kierunku deprecjacji. Jeżeli jednocześnie wzrośnie deficyt budżetu państwa, bezpośrednio inwestycje zagraniczne oraz ulegnie poprawie bilans handlowy, to zmniejszanie dysparytetu musiałoby prawie trzykrotnie przewyższać zmiany czynników fundamentalnych, aby zahamowana została tendencja do aprecjacji.

Spodziewana reakcja kursu złotego na zmiany poszczególnych kategorii została przedstawiona na rysunku Rys. 11 .

Rys. 11

Oczekiwana reakcja (w złotych) nominalnego kursu złotego do dolara na zmianę w okresie t dysparytetu stóp procentowych o 1 punkt procentowy oraz deficytu budżetu państwa, bezpośrednich inwestycji zagranicznych i eksportu netto o 10%.



Cechą charakterystyczną reakcję złotego na impulsy poszczególnych zmiennych go objaśniających jest brak powrotu do poprzedniego poziomu równowagi. Natomiast w każdym przypadku po mniej niż 12 miesiącach jest osiągany nowy poziom równowagi. Poziom ten najbar-

dziej odchyła się od poprzedniego stanu w przypadku zmiany strumienia bezpośrednich inwestycji zagranicznych oraz wzrostu deficytu budżetu państwa.

Szczegółowa analiza rysunku Rys. 11, wskazuje, że:

- reakcja kursu na zmiany dysparytetu stóp procentowych o 1 pkt. proc. jest relatywnie słaba w pierwszym okresie po zmianie - w ciągu trzech miesięcy oczekiwana deprecjacja nie przekracza 3 groszy. Nowy poziom równowagi, z oczekiwaną deprecjacją 6 groszy, jest osiągnięty po 6 miesiącach;
- oczekiwania rynku na zmianę stóp procentowych o 1 pkt. proc. powodują spodziewaną w ciągu trzech miesięcy aprecjację złotego o 14 groszy. Nowa równowaga na rynku walutowym jest osiągnięta po 6 miesiącach, z kursem złotego silniejszym o 6 groszy;
- jednorazowa sprzedaż papierów skarbowych o wartości 10% realizowanego poziomu deficytu budżetowego, powoduje aprecjację złotego o 8 groszy w ciągu trzech miesięcy. Po 6 miesiącach złoty stabilizuje się na poziomie wyższym od wyjściowego o 3 grosze;
- spadek bezpośrednich inwestycji zagranicznych o 10% powinien spowodować deprecjację złotego o 11 groszy w ciągu trzech miesięcy;
- poprawa deficytu handlowego o 10% powoduje aprecjację złotego o 3 grosze.

3.2.2 Efekt przenoszenia zmian kursu na ceny wewnętrzne.

1. Opisane w poprzednim punkcie zmiany kursu walutowego będące reakcją na zmiany dysparytetu stóp procentowych, struktury terminowej krajowych stóp procentowych oraz premii za ryzyko, oddziałując na poziom wyrażonych w walucie krajowej cen towarów importowanych, wpływają na zmiany wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI) zarówno bezpośrednio (przez ceny importowanych dóbr konsumpcyjnych), jak i pośrednio - przez zmiany cen produkcji sprzedanej przemysłu (PPI) spowodowane wahaniami cen importu zapotrzebowego. Z kolei, generowane zmianami kursu fluktuacje cen wewnętrznych wpływają na popyt krajowy, zmieniając relacje między popytem potencjalnym a rzeczywistym. Zmiany luki popytowej są bezpośrednio przenoszone na tempo wzrostu CPI.

W analogiczny sposób – lecz niezależnie od wahań kursu - oddziałują na CPI zmiany cen zewnętrznych.

Łączny efekt przenoszenia zmian czynników zewnętrznych na CPI, zawierający w sobie zarówno zmiany cen zewnętrznych (szoki podażowe), kursu (szok kursowy), jak i luki popytowej (szok popytowy), znany jest w literaturze ekonomicznej jako wskaźnik *pass-through*³⁰.

2. Teoria parytetu siły nabywczej (PPP) w wersji absolutnej³¹, sugeruje, że w długim okresie deprecjacja kursu walutowego powinna zawsze prowadzić do proporcjonalnego wzrostu cen

³⁰ Statystyczny efekt przenoszenia zmian kursu na CPI jest mierzony następującym wskaźnikiem:

$$PT_{t,t+j} = CPI_{t,t+j}/EXR_{t,t+j}$$

gdzie

$PT_{t,t+j}$ - skumulowany efekt przenoszenia zmian kursu na CPI po j miesiącach;

CPI - skumulowany wskaźnik CPI w poszczególnych miesiącach analizowanego roku;

EXR - skumulowany wskaźnik kursu walutowego, patrz np. Dornbusch(1987), czy McCarthy (1999).

³¹ Według absolutnej teorii PPP, równowaga na rynku walutowym istnieje wtedy, gdy nominalny kurs walutowy między dwoma krajami jest równy stosunkowi cen identycznych koszyków konsumpcyjnych w tych krajach. Brak możliwości stosowania do weryfikacji empirycznej wystandaryzowanych koszyków konsumpcyjnych i różne struktury cen dóbr w poszczególnych krajach mogą podważać zasadność stosowania tej teorii w praktyce.

w kraju, którego waluta uległa deprecjacji lub spadku cen w kraju, którego waluta zaprecjonowała się³². W takiej sytuacji mielibyśmy do czynienia z pełnym przenoszeniem zmian kursu na ceny krajowe - wskaźnik *pass-through* powinien być równy jedności. Badania empiryczne wykazują jednak, że teoria PPP w wersji absolutnej jest rzadko spełniona.

Częściej przyjmuje się, że relacja między poziomami cen podobnych koszyków konsumpcyjnych powinna być stała, lecz niekoniecznie równa jedności – jest to teoria PPP w wersji relatywnej (np. Rogoff (1996)).

Jednocześnie występowanie efektu Balassy-Samuelsona (BS) oznacza, że relacja między poziomami cen może nie być stała. Zmiana poziomu cen nie musi wtedy dokonywać się w skali identycznej, jak zmiana kursu, lecz wskaźnik *pass-through* może zmieniać się w czasie w tempie określonym przez efekt BS.

Dla Polski w latach 1996-2001 występowała dodatnia korelacja efektu BS i wskaźnika *pass-through* - współczynnik korelacji wynosił 0,96. W tej sytuacji uprawnione jest stwierdzenie, że zmniejszenie efektu BS powoduje proporcjonalny spadek całkowitego wskaźnika *pass-through*.

3. Ponadto, jeżeli w analizowanej gospodarce występuje niska elastyczność płac minimalnych i cen innych czynników produkcji w stosunku do zmian cen krajowych, to mniejsza jest ich reakcja na zmiany cen importowych. Oznacza to, że wskaźnik *pass-through* powinien ciągle maleć. Analiza efektu przenoszenia, w której wyraźnie są rozdzielone poszczególne etapy jego powstawania, opisana jest w pracach McCarthy'ego (1999 i 2001), w których sekwencyjna struktura oddziaływania szoku podażowego, popytowego i kursowego pozwala prześledzić ich wpływ na ceny importowe, produkcji sprzedanej przemysłu oraz dóbr konsumpcyjnych. Ceny te są funkcją odpowiednio:

$$(29) \quad \pi_m = E_{t-1}(\pi_m) + \alpha_1 \varepsilon_s + \alpha_2 \varepsilon_d + \alpha_3 \varepsilon_e + \varepsilon_m$$

$$(30) \quad \pi_w = E_{t-1}(\pi_w) + \beta_1 \varepsilon_s + \beta_2 \varepsilon_d + \beta_3 \varepsilon_e + \beta_4 \varepsilon_m + \varepsilon_w$$

$$(31) \quad \pi_c = E_{t-1}(\pi_c) + \gamma_1 \varepsilon_s + \gamma_2 \varepsilon_d + \gamma_3 \varepsilon_e + \gamma_4 \varepsilon_m + \gamma_5 \varepsilon_w + \varepsilon_c$$

gdzie:

π_m - indeks cen transakcyjnych w imporcie wyrażonych w walucie krajowej;

π_w - indeks cen produkcji sprzedanej w przemyśle przetwórczym (PPI);

π_c - indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI);

E_{t-1} - wartość oczekiwana odpowiedniej zmiennej w okresie $t-1$.

ε_s - szok podażowy, utożsamiany z ceną ropy naftowej (π_{oil}): $\pi_{oil} = E_{t-1}(\pi_{oil}) + \varepsilon_s$

ε_d - szok popytowy, utożsamiany z luką popytową (φ): $\varphi = E_{t-1}(\varphi) + a_1 \varepsilon_s + \varepsilon_d$

³² Zazwyczaj przyjmuje się, że badany kraj jest „małą gospodarką” i nie ma wpływu na sytuację na rynkach światowych. Drugi kraj oznacza zwykle resztę świata. Badane są wtedy efekty *pass-through* dla kursu efektywnego. Przy takich założeniach dostosowanie cenowe ma miejsce tylko w kraju będącym małą gospodarką.

ε_e - szok kursowy, utożsamiany z dynamiką zmian kursu:

$$\Delta e = E_{t-1}(\Delta e) + b_1 \varepsilon_s + b_2 \varepsilon_d + \varepsilon_e$$

4. Wyniki oszacowanego dla Polski sekwencyjnego modelu *pass-through* są przedstawione w tabeli poniżej (Tab. 1). Model był szacowany na danych kwartalnych z okresu 1993 - I kwartał 2002.

Tab. 1

Wskaźniki pass-through wyliczone dla cen transakcyjnych w polskim imporcie, cen produkcji sprzedanej w przemyśle przetwórczym, towarów i usług konsumpcyjnych.

Wskaźnik <i>pass-through</i> po → dla ↓	2 kwartałach	4 kwartałach	8 kwartałach
cen transakcyjnych w imporcie (PM)	0,51	0,69	0,79
z tego identyfikowany wyłącznie z:			
szokiem podaźowym (cena ropy)	0,12	0,15	0,17
szokiem kursowym	0,39	0,54	0,62
cen produkcji sprzedanej w przemyśle przetwórczym (PPI)	0,26	0,50	0,59
z tego identyfikowany wyłącznie z:			
szokiem podaźowym (cena ropy)	0,05	0,09	0,11
szokiem popytowym (przypisanym do zmian cen ropy)	0,01	0,01	0,01
<i>łącznie</i>	0,06	0,10	0,12
szokiem kursowym	0,20	0,37	0,43
szokiem popytowym (przypisanym do zmian kursu)	0,01	0,03	0,04
<i>łącznie</i>	0,21	0,40	0,47
cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI)	0,17	0,36	0,42
z tego identyfikowany wyłącznie z:			
szokiem podaźowym (cena ropy)	0,02	0,09	0,11
szokiem popytowym (przypisanym do zmian cen ropy)	0,00	0,02	0,03
<i>łącznie</i>	0,02	0,11	0,14
szokiem kursowym	0,14	0,21	0,24
szokiem popytowym (przypisanym do zmian kursu)	0,01	0,04	0,04
<i>łącznie</i>	0,15	0,25	0,28

Zródło: Obliczenia własne.

Różnica między modelem McCarthy'ego a prezentowanym w niniejszej pracy polega na zastąpieniu cen ropy wyrażonych w walucie krajowej, cenami dolarowymi – co pozwoliło na wyodrębnienie oddziaływania szoku podażowego od szoku kursowego. Z uwagi na założony identyczny mechanizm reakcji cen importowych na zmiany cen zewnętrznych i kursu, szok popytowy jest proporcjonalnie rozłożony między te dwie kategorie.

W równaniu cen transakcyjnych w imporcie, niezależnie od wybranego do estymacji podokresu, wszystkie współczynniki są stabilne. Tym samym prawdopodobieństwo właściwego oszacowania wskaźników *pass-through* jest wysokie. Krótkookresowe *pass-through*, zdefiniowane jako efekt przeniesienia w ciągu dwóch kwartałów skutków zmian cen zewnętrznych i kursu na ceny importowe wynosi 0,51, natomiast wskaźnik długookresowy - rozumiany jako efekt skumulowany działania cen zewnętrznych i kursu - wynosi 0,79. Obydwa wskaźniki nie odbiegają od wyników otrzymanych przez Campa i Goldberga (2002) dla krajów OECD, wynoszących średnio odpowiednio 0,6 i 0,75 (np. dla Niemiec 0,6 i 0,8). Ponadto, zastosowana w badaniu metoda pozwoliła na rozróżnienie oddziaływania szoków podażowych i kursowych - szok kursowy, zarówno w krótkim, jak i w długim okresie, wyjaśnia 76-78% wielkości całego współczynnika. Szybkość reakcji cen importowych na zmiany kursu również nie odbiega od średniej dla OECD – ok. 65% skumulowanego efektu przeniesienia ma miejsce między pierwszym a drugim kwartałem od wystąpienia szoków, a 87% w okresie do 4 kwartałów. Impuls jest całkowicie wygaszany po 7-8 kwartałach (rys. 12).

W równaniu cen produkcji sprzedanej w przemyśle przetwórczym współczynniki są niestabilne dla podokresów zawierających lata 1993-1995, zapewne z uwagi na szybkie zmiany w strukturze gospodarki zachodzące w tamtym okresie. Skrócenie próby może nieco zmniejszyć wiarygodność wyników, mimo stabilizacji współczynników równania we wszystkich badanych podokresach z lat 1996- 2002. O ile ceny importowe absorbują 79% szoków podażowych i kursowych, to ceny produkcji sprzedanej prawie 100%. Długookresowy wskaźnik *pass-through* wynosi 0,59 i jest zbliżony do udziału importu zaopatrzeniowego w globalnym imporcie Polski (60,8% w 2001 r.). Wskaźnik krótkookresowy wynosi 0,26, a więc 45% całkowitego efektu przeniesienia ma miejsce po 2 kwartałach, a 85% po roku. Oznacza to, że najsilniejszej reakcji ze strony PPI należy oczekiwać między drugim a czwartym kwartałem od wystąpienia szoków (Rys. 12).

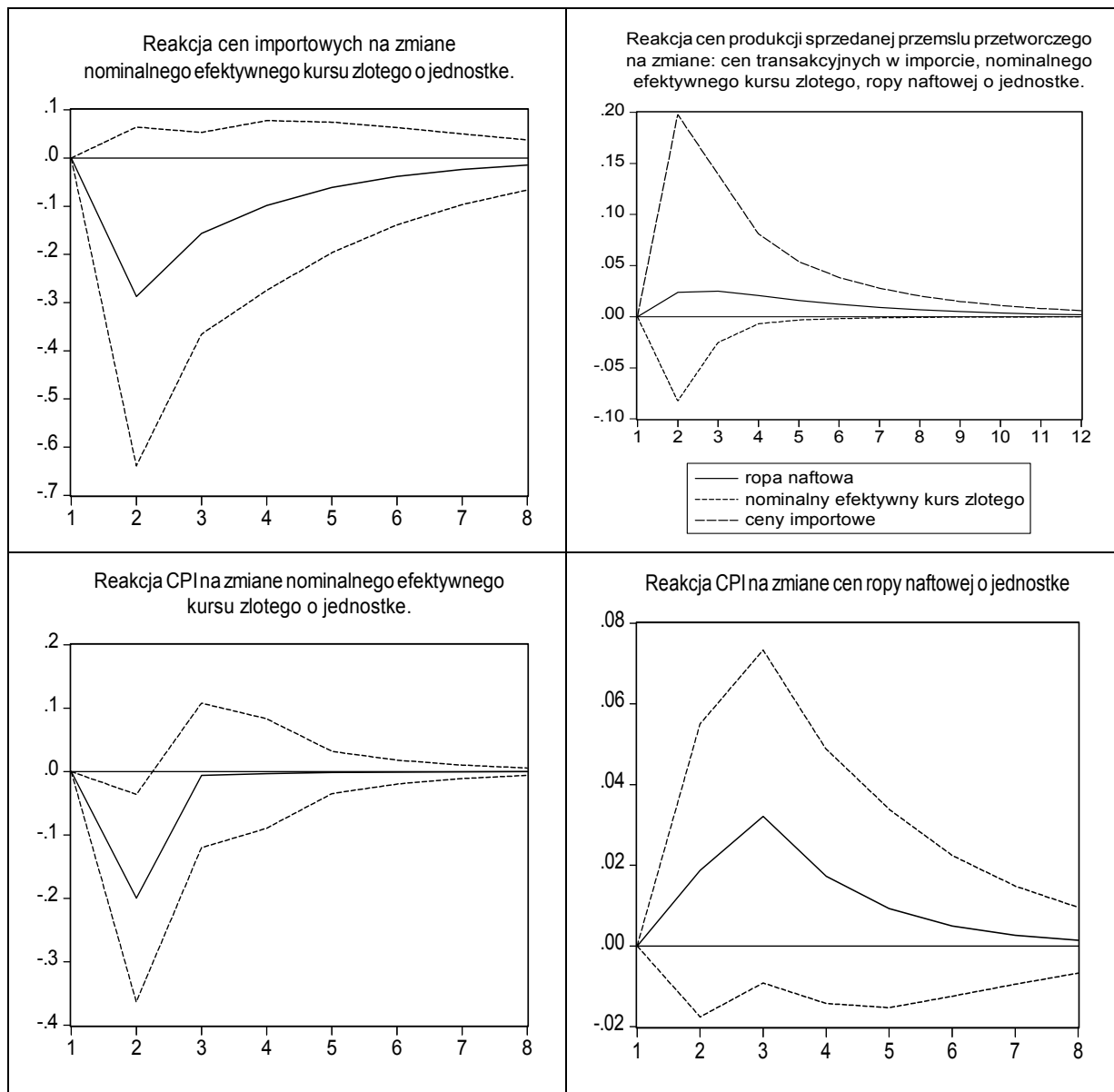
W równaniu cen towarów i usług konsumpcyjnych można mówić o stabilności współczynników w podokresach, które nie zawierają lat 1993-1996. Z uwagi na istotne skrócenie okresu próby, omawiany model został dodatkowo oszacowany na danych miesięcznych z okresu czerwiec 1998 – kwiecień 2002. Wyliczony z modelu długookresowy wskaźnik *pass-through* wyniósł 0,42, przy czym 41% całkowitego efektu przeniesienia kumulowało się w pierwszych dwóch kwartałach, a 85% w pierwszym roku. Struktura opóźnień jest więc w zasadzie identyczna jak w równaniu PPI (Rys. 12).

5. W modelu oszacowanym na danych miesięcznych możliwe było bardziej precyzyjne zidentyfikowanie struktury opóźnień reakcji cen na szoki. Wyniki tego badania pokazują, że:

- w przypadku cen importowych najsilniejszego efektu przeniesienia należy oczekiwać między drugim a czwartym miesiącem od wystąpienia szoku;
- ceny towarów przemysłowych reagują najsilniej między trzecim a siódmym miesiącem;
- ceny towarów i usług konsumpcyjnych reagują najsilniej między czwartym a ósmym miesiącem.

Rys. 12

Odpowiedź cen wewnętrznych na zmiany cen ropy i nominalnego efektywnego kursu złotego.



Jednocześnie, niezależnie od modelu, udział kursu w całkowitym długookresowym *pass-through* wynosi 57%, natomiast w krótkookresowym – ponad 82%. W długim okresie większego znaczenia nabierają przede wszystkim szoki podażowe (reprezentowane w równaniach modelu przez ceny ropy naftowej). Z kolei rola szoku popytowego we wskaźniku przenoszenia jest w krótkim okresie pomijalna, natomiast w długim rośnie do 17%.

Występuje jednocześnie dodatnia korelacja ($R^2 = 0,67$) między wskaźnikiem *pass-through* a wielkością luki popytowej. Można więc stwierdzić, że wielkość wskaźnika *pass-through* jest powiązana z fazą cyklu koniunkturalnego³³.

6. W krajach o nieustabilizowanej gospodarce występuje duża zmienność luki popytowej nie tylko między fazami cyklu, ale również wewnątrz poszczególnych jego faz. Mann (1986) twierdzi, że - w warunkach niedoskonałej konkurencji - duża zmienność luki popytowej połączona z fluktuacjami waluty krajowej wpływa bardziej na zmianę marży importerów niż przenosi się na zmiany cen krajowych - redukując *pass-through*. Podobnie zachowują się importerzy obserwując wysoką zmienność kursu walutowego - zmieniają wtedy marżę a nie ceny, a więc redukują *pass-through*.³⁴ Analogiczne zjawisko można pośrednio zaobserwować dla gospodarki Polski - maksymalna korelacja między odchyleniem standardowym kursu USD/PLN a zmianami CPI wynosi -0,31, a dla kursu EUR/PLN = -0,25.

Badania empiryczne przeprowadzone przez Feinberga (1986) oraz Goldberga i Knettera (1997) wykazują, że istotne znaczenie dla poziomu wskaźnika *pass-through* ma struktura rynku: najmniejszy *pass-through* występuje w sektorach o niedoskonałej konkurencji, gdzie producenci mają dużą siłę monopolistyczną i potrafią dokonywać segmentacji rynku.

Podobne badanie, potwierdzające tę tezę, przeprowadził dla gospodarki amerykańskiej Dornbusch (1987). Analizował on kształtowanie się wskaźnika *pass-through* w poszczególnych segmentach rynku, charakteryzujących się różnym stopniem penetracji importu³⁵ oraz substytucyjności dóbr importowanych i krajowych. Dornbusch wykazał, że - w zależności od strategii cenowej na rynku - zagraniczni eksporterzy sprzedający swoje towary na rynku dotkniętym deprecjacją waluty, chcąc utrzymać wypracowany wcześniej udział w rynku, nie zwiększają cen zgodnie z tempem deprecjacji, a więc zmniejszają wskaźnik *pass-through*. Można więc stwierdzić, że wskaźnik *pass-through* zależy od strategii cenowej na rynku, struktury i stopnia koncentracji produkcji oraz od struktury importu i stopnia penetracji importu. Im bardziej pozytywna strategia cenowa na rynku, większa koncentracja produkcji, większa substytucyjność importu oraz niższy stopień penetracji importu, tym niższy wskaźnik *pass-through*.

7. Przedstawione wyżej badania dotyczące Polski są fragmentaryczne i pozwoliły jedynie w przybliżeniu ocenić ogólny wpływ, na poziomie makroekonomicznym, czynników zewnętrznych na CPI. O ile reakcja cen transakcyjnych w polskim imporcie wydaje się typowa dla klasycznej małej gospodarki otwartej, to dalsza transmisja szoków podaźowych i kursowych na PPI i CPI jest zdecydowanie większa w Polsce niż w krajach rozwiniętych. Dla USA, Francji, Szwajcarii długookresowy wskaźnik przenoszenia wynosi 0,1, dla Niemiec 0,15, lecz już dla Holandii i Belgii 0,35 (Mc Carthy (2001)). Wskaźnik ten dla Polski nie odbiega od wyników otrzymywanych w RPA (Smal (2002)) i jest znacznie niższy niż w Turcji, gdzie wynosi 0,78 (Domać (2002)). Warto jednak zauważyć, iż w okresie dwucyfrowej inflacji w Polsce, obejmującej wyłączonej z badania okres 1993-1995, wskaźnik *pass-through* zbliżony

³³ Jeżeli przyjmiemy, że mniejsza, co do modułu, luka popytowa jest charakterystyczna dla fazy ożywienia i spadku koniunktury, to dodatni współczynnik korelacji sugeruje, że w tych fazach cyklu powinno mieć miejsce zmniejszenie wskaźnika *pass-through*. Natomiast większa luka popytowa, charakterystyczna zarówno dla fazy stabilizacji koniunktury na wysokim, jak i na niskim poziomie, sugeruje wzrost tego wskaźnika. Przy czym w fazie stabilizacji koniunktury na niskim poziomie, wzrost wskaźnika *pass-through* powoduje spadek inflacji (związany z ujemną luką popytową). Potwierdzają tę zależność badania prowadzone w MFW dla gospodarek krajów rozwiniętych i cytowane w *World Economic Outlook. May 2001*.

³⁴ Zależność ta występuje w krajach rozwiniętych. Wyniki badań przeprowadzonych dla gospodarek krajów rozwijających się są odmienne. Ghosh, Ostry, Gulde i Wolf (1997) stwierdzili, że upłynnienie kursu walutowego i związana z tym większa zmienność kursu powoduje wzrost *pass-through* zwiększając inflację o 3 pkt. proc. po roku od upłynnienia, o 1,8 pkt. proc. po dwóch latach i o 2,3 pkt. proc. po trzech latach.

³⁵ Wskaźnik penetracji importu jest to wartość importu w relacji do popytu krajowego.

był do obserwowanego obecnie w Turcji. Może to sugerować występowanie również w Polsce zależności wskaźnika *pass-through* od poziomu obserwowanej inflacji – teza taka, postawiona przez Taylora (2000), została pozytywnie zweryfikowana dla 71 krajów przez Choudhri`ego i Hakurę (2001).

3.3 Procesy transmisji w sektorze bankowym

Zarówno dyskusje prowadzone w ostatnim okresie w Polsce, jak i przywoływane już wcześniej wyniki badań mechanizmu transmisji dla krajów strefy euro pokazują wyraźnie potrzebę dokładnego rozpoznania procesu transmisji stóp procentowych banku centralnego w oprocentowanie kredytów i depozytów oferowane przez banki komercyjne ich klientom oraz wpływ zmian stóp procentowych na wielkość udzielanych kredytów. Szczegółowa analiza tego typu jest przede wszystkim uzasadniona w krajach, w których – tak jak w Polsce - system bankowy jest ważnym źródłem finansowania przedsiębiorstw (por. Tab. 2) .

Tab. 2

Struktura rynków finansowych w krajach Unii Gospodarczej i Walutowej, USA i Polsce w (%PKB), w 1999 roku.

	Strefa euro	USA	Polska
Aktywa banków	181	99	73,3
Kredyty dla przedsiębiorstw	45,2	12,6	23,6
Papiery komercyjne	3,6	25,7	1,8
Kapitalizacja giełdy	90	193	20

Źródło: (Ehrmann, M. at al. 2001), obliczenie własne.

Badania takie prowadzi się na świecie zwykle przy wykorzystaniu modeli VAR. Tam jednak, gdzie system bankowy jest wewnętrznie istotnie zróżnicowany, w szczególności ze względu na czynniki determinujące koszt refinansowania kredytów, badania dotyczące kształtowania się wielkości kredytów prowadzone są na danych panelowych, dotyczących pojedynczych banków. W tej części opracowania prezentujemy wyniki badań dla Polski uzyskanych dzięki zastosowaniu obu tych podejść.

3.3.1 Dostosowania stóp procentowych w systemie bankowym

1. W celu oszacowania reakcji oprocentowania depozytów i kredytów na zmiany stóp rynku pieniężnego posługiwaliśmy się modelem zawierającym mechanizm korekty błędem (ECM). Estymowano równanie postaci:

$$(32) \quad \Delta r_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta m r_t - \beta_1 (r_{t-1} - \beta_2 m r_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

gdzie r oznacza odpowiednio oprocentowanie depozytu lub kredytu w bankach komercyjnych, mr to stopy procentowe rynku pieniężnego (jedno- lub trzymiesięczna stopa WIBOR), Δ jest operatorem różnicowym, α_i , β_1 , β_2 to parametry modelu, α_i , β_1 , $\beta_2 > 0$.

Współczynnik α_i mierzy natychmiastową reakcję banków, tzn. reakcję zachodzącą w ciągu tego samego miesiąca, w którym miała miejsce zmiana rynkowej stopy procentowej. Dzięki zastosowaniu modelu z mechanizmem korekty błędem możemy badać czy w długim okresie stopy procentowe w bankach i stopy rynku pieniężnego są skointegrowane, tzn. czy w długim okresie oprocentowanie depozytów (kredytów) zbiega do równowagi wokół poziomu stóp rynkowych. Kointegracja występuje, jeżeli współczynnik β_1 jest statystycznie istotny. W naszym badaniu nie nakładamy restrykcji, w myśl której współczynnik β_2 jest równy jedności. Oznaczałoby to, że nie narzucamy z góry warunku, iż w długim okresie stopy procentowe w bankach i stopy rynkowe zmieniają się w stosunku jeden do jednego. Przyjęliśmy natomiast zasadę, iż współczynnik ten jest również estymowany. Tak jak w pracy De Bondt (2002), obliczamy dla Polski średnie opóźnienie pełnego dostosowania banków do zmian rynkowych stóp procentowych jako $(1-\alpha_i)/\beta_1$ (patrz Hendry (1995, s. 287)).

2. Szacując parametry równania (32) dla depozytów jednomiesięcznych, kredytów gotówkowych oraz kredytów o zapadalności do 1 roku dla podmiotów gospodarczych, przyjęliśmy jednomiesięczną stopę WIBOR jako tę stopę rynkową, do której dostosowuje się oprocentowanie w bankach. Dla pozostałych depozytów i kredytów rolę tę odgrywa trzymiesięczna stopa WIBOR. Dla wspomnianych trzech produktów stopy jednomiesięczne pozwalały na uzyskanie lepszego dopasowania modelu niż stopy trzymiesięczne. W zasadzie należało posługiwać się stopą rynku pieniężnego o terminie zapadalności odpowiadającym danej stopie depozytowej (kredytowej) w bankach komercyjnych, jednak ze względu na niepewność, transakcje na rynku pieniężnym miały z reguły znacznie krótsze terminy niż badane przez nas stopy depozytowe i kredytowe. Pamiętając o tym, że z wielu badań wynika, iż dostosowania stóp procentowych w bankach cechuje znaczna asymetria (silniejsze spadki oprocentowania depozytów niż kredytów w okresach obniżek stóp procentowych i większe wzrosty oprocentowania kredytów niż depozytów w okresach podwyżek stóp rynkowych), przeprowadzono badanie dla dwóch okresów. Jeden obejmuje lata 1995.01-2000.12, drugi zaś 1995.01-2002.03. Chcieliśmy sprawdzić, czy oszacowania parametrów będą się istotnie różniły (od pierwszych miesięcy 2002 r. zaczął się proces znacznego spadku stóp procentowych NBP i stóp rynkowych). Z uwagi na relatywną krótkość okresów wzrostów i spadków stóp procentowych w obrębie całej analizowanej próby nie da się dla nich odrębnie estymować równania postaci (32).

3. Wyniki estymacji pokazano w tablicach 3 i 4 Wynika z nich, że parametr odzwierciedlający wielkość natychmiastowego dostosowania oprocentowania depozytów szacowany na próbie 1995-2002 jest większy niż ten szacowany na próbie krótszej, do końca 2000 r. Różnica nie jest jednak statystycznie istotna. Z drugiej strony, poziom parametru odzwierciedlającego szybkość eliminacji nierównowagi okazał się niższy dla dłuższej próby. W rezultacie średnie opóźnienie, z jakim banki dostosowują swoje stopy do zmian stóp rynku pieniężnego nie zmieniło się. Jedynym wyjątkiem okazał się depozyt jednomiesięczny. Średnie opóźnienie, z jakim banki dostosowywały oprocentowanie depozytów w okresie 1995-2000 mieściło się w granicach 2,5-4,1 miesiąca. Z powodu wydłużenia reakcji oprocentowania depozytu jednomiesięcznego w próbie do marca 2002 r. zwiększyło się ono do 3,2-4,3 miesięcy.

Test Walda pokazuje, że oprocentowanie wszystkich depozytów z wyjątkiem depozytu jednomiesięcznego w całości dostosowywało się do zmian odpowiedniej stopy rynkowej. Oprocentowanie depozytu trzymiesięcznego w próbie kończącej się w roku 2000 również nie do-

stosowywało się w pełni do stopy WIBOR, jednak test Walda dla całej próby nie pozwala odrzucić hipotezy o pełnym dostosowaniu oprocentowania tego depozytu.

Wzrost poziomu parametru dostosowania długookresowego, β_2 , obserwowany w pełnej próbie, mógłby świadczyć o asymetrii w dostosowaniach banków, tzn. o silniejszej zmianie oprocentowania depozytów w fazie spadkowej rynkowych stóp procentowych niż w fazie wzrostowej, jednak - ponownie z wyjątkiem oprocentowania depozytu jednomiesięcznego - wzrost ten nie był statystycznie istotny.

Dane dotyczące oprocentowania kredytów - oprócz kredytów o zapadalności do 12 miesięcy dla podmiotów gospodarczych - są znacznie krótsze niż dla depozytów. Szeregi czasowe rozpoczynają się bowiem w grudniu 1996 r. Z naszych szacunków wynika, że dostosowania stóp kredytowych do zmian stóp rynkowych (Tab. 4 i Tab. 5) były bardziej stabilne niż stóp depozytowych (Tab. 3 i Tab. 4). Może być to jednak spowodowane przez mniejszą liczbę obserwacji. Parametr odzwierciedlający wielkość dostosowania natychmiastowego (w obrębie tego samego miesiąca) stóp kredytowych ma podobny poziom jak w przypadku oprocentowania depozytów. Posługując się testem Walda ustalono, że oprocentowanie kredytów o zapadalności powyżej 5 lat dla podmiotów gospodarczych i oprocentowanie kredytów gotówkowych dla osób prywatnych nie dostosowują się w pełni do zmian stóp rynkowych. Podczas gdy w stosunku do oprocentowania kredytów gotówkowych wynik ten jest zgodny z naszymi oczekiwaniami (podobne wyniki otrzymuje się w USA czy w krajach europejskich), to wynik dla oprocentowania kredytów o zapadalności przekraczającej 5 lat może, naszym zdaniem, być spowodowany tym, iż trzymiesięczna stopa WIBOR nie jest właściwym instrumentem do estymacji tych zależności dla kredytu o tak odległym terminie zapadalności. Średnie opóźnienie dostosowania przez banki oprocentowania kredytów do stóp rynkowych wynosiło w badanym okresie od 1,8 miesiący do 3,8 miesiący.

Porównanie dostosowania stóp depozytowych w Polsce i w krajach strefy euro nie jest proste, ponieważ NBP nie zbiera danych o oprocentowaniu tych depozytów, które w tych krajach dostosowują się w najwolniej i jednocześnie dostosowują się w najmniejszym stopniu (np. depozyty typu overnight). Tak jak w strefie euro, w Polsce depozyty o najkrótszym okresie do zapadalności nie dostosowują się w pełni. Szybkość dostosowania oprocentowania depozytów w Polsce jest relatywnie wysoka - dopiero po przyjęciu euro i wzroście konkurencji w sektorze bankowym oprocentowanie depozytów w tych krajach zaczęło się dostosowywać do zmian stóp rynkowych szybciej niż depozyty w Polsce.

Porównanie dostosowań stóp kredytowych jest łatwiejsze, ponieważ dysponujemy obserwacjami dotyczącymi podobnych produktów. Ogólnie można powiedzieć, że dostosowanie oprocentowania kredytów zachodzi w Polsce szybciej niż w krajach euro - podczas gdy tam dostosowania trwają od 2,8 do ok. 10 miesięcy, w Polsce nie przekraczają 4 miesięcy. Zwraca uwagę fakt, iż - podobnie jak w przypadku oprocentowania depozytów - tempo dostosowań wzrosło po wprowadzeniu euro, jednak jest ono nadal wolniejsze niż w Polsce. Można podejrzewać, że stosunkowo znaczna szybkość dostosowania oprocentowania w Polsce wynikała z faktu, iż w badanym okresie tempo wzrostu cen utrzymywało się na poziomie znacznie wyższym niż w krajach euro. Mojon (2000) pokazuje, że stopa inflacji jest statystycznie istotną zmienną objaśniającą elastyczność zmian stóp procentowych w bankach względem zmian stóp rynkowych w strefie euro. Problem ten w odniesieniu do polskich danych będzie przedmiotem dalszych badań NBP.

Tab. 3

Dostosowanie stóp depozytowych w Polsce do stóp rynku pieniężnego, 1995.01-2000.12

Depozyt	α_0	α_1	β_1	β_2	R ² (skorygowane)	SE	Średnie opóźnienie dostosowania (m-ce)
1-m	0.37 (0.25)	0.22 (0.045)	0.30 (0.054)	0.65 (0.035)	0.47	0.38	2.5
3-m	-0.42 (0.28)	0.30 (0.066)	0.22 (0.039)	0.83 (0.056)	0.46	0.46	3.2
6-m	-0.50 (0.35)	0.32 (0.081)	0.18 (0.039)	0.90 (0.083)	0.37	0.6	3.7
12-m	-0.60 (0.38)	0.34 (0.084)	0.16 (0.034)	0.99 (0.102)	0.36	0.6	4.1

W nawiasach odchylenia standardowe wartości szacowanych parametrów

Tab. 4

Dostosowanie stóp depozytowych w Polsce do stóp rynku pieniężnego, 1995-2002.03

Depozyt	α_0	α_1	β_1	β_2	R ² (skorygowane)	SE	Średnie opóźnienie dostosowania (m-ce)
1-m	-0.40 (0.21)	0.28 (0.047)	0.17 (0.049)	0.80 (0.067)	0.34	0.44	4.3
3-m	-0.77 (0.24)	0.36 (0.061)	0.20 (0.038)	0.91 (0.051)	0.43	0.46	3.2
6-m	-0.81 (0.30)	0.38 (0.07)	0.17 (0.037)	0.98 (0.07)	0.36	0.55	3.6
12-m	-0.88 (0.32)	0.39 (0.077)	0.15 (0.033)	1.07 (0.088)	0.35	0.58	4.1

W nawiasach podano odchylenia standardowe wartości szacowanych parametrów

Tab. 5

Dostosowanie stóp kredytowych w Polsce do stóp rynku pieniężnego, 1997-2000.12*

Kredyt	α_0	α_1	β_1	β_2	R ² (skorygowane)	SE	Średnie opóźnienie dostosowania (m-ce)
Gotówkowy dla osób pryw.	1.54 (0.63)	0.23 (0.068)	0.22 (0.048)	0.85 (0.084)	0.59	0.43	3.5
12-m dla podmiotów	0.6	0.16	0.28	0.99	0.49	0.46	3.0

gospodar- czych	(0.35)	(0.068)	(0.038)	(0.055)			
3-letnie dla podmiotów gospodar- czych	0.72 (0.40)	0.33 (0.08)	0.27 (0.051)	0.97 (0.058)	0.67	0.4	2.5
Pow. 5 lat dla pod- miotów gospodar- czych	1.75 (0.58)	0.33 (0.09)	0.36 (0.074)	0.85 (0.048)	0.57	0.47	1.9

W nawiasach podano odchylenia standardowe wartości szacowanych parametrów

Tab. 6

Dostosowanie stóp kredytowych w Polsce do stóp rynku pieniężnego, 1997-2002.03*

Kredyt	α_0	α_1	β_1	β_2	R ² (adj)	SE	Średnie opóźnienie dostosowa- wania (m- ce)
Gotówko- wy dla osób pryw.	1.44 (0.59)	0.24 (0.061)	0.20 (0.044)	0.85 (0.085)	0.53	0.43	3.8
12-m dla podm. Gosp.	0.24 (0.27)	0.20 (0.06)	0.27 (0.035)	1.03 (0.048)	0.44	0.56	3.0
3-letnie dla podm. gosp.	0.6 (0.32)	0.36 (0.067)	0.26 (0.045)	0.98 (0.05)	0.65	0.38	2.5
Pow. 5 lat dla podm. gosp.	1.85 (0.32)	0.32 (0.075)	0.37 (0.066)	0.84 (0.037)	0.58	0.43	1.8

W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowanych parametrów.

**Dla kredytu 12-miesięcznego próba od 1995 r.*

3.3.2 Kanał kredytowy w Polsce – badanie panelowe

1. Warunkiem działania kanału kredytowego³⁶ w gospodarce jest dominacja sektora bankowego jako źródła finansowania zewnętrznego przedsiębiorstw. W Polsce warunek ten jest spełniony: relacja zadłużenia przedsiębiorstw z tytułu emisji długo- i krótkoterminowych papierów wartościowych do zadłużenia z tytułu zaciągniętych kredytów kształtuje się na poziomie ok. 10-12% - jest to poziom podobny do tego, jaki jest np. w Hiszpanii (patrz Ehrmann et al., tablica 1); kapitalizacja giełdy (w relacji do PKB) w ostatnich latach wahała się w granicach

³⁶ Mechanizm działania kanału kredytowego jest następujący: wywołana przez politykę banku centralnego zmiana poziomu rezerw banków (np. za pomocą operacji otwartego rynku) sprawia, że zmieniają się stopy procentowe na rynku międzybankowym oraz struktura aktywów banków. Jeśli banki nie są w stanie skompensować spadku rezerw przez odpowiednie dostosowanie portfela papierów wartościowych lub pozyskanie funduszy poza depozytowych, muszą obniżyć podaż kredytów. Zmniejszenie podaży kredytów oddziałuje na składniki zintegrowanego popytu, szczególnie zaś na inwestycje. Spadek popytu w gospodarce zmniejsza presję inflacyjną.

14-19%. Z drugiej strony, czynnikiem który niewątpliwie osłabia działanie kanału kredytowego jest nadpłynność sektora bankowego, rozumiana jako zadłużenie netto banku centralnego w bankach komercyjnych. W badanym okresie nadpłynność była silnie skoncentrowana w stosunkowo małej liczbie (dużych) banków. Można podejrzewać, że w warunkach nadpłynności banki mogą w znacznie mniejszym stopniu obniżyć podaż kredytów niż w sytuacji, gdy nadpłynność nie występuje.

2. Badania prowadzone dla gospodarek rozwiniętych³⁷ sugerują, iż na funkcjonowanie kanału kredytów bankowych istotny wpływ wywierają te charakterystyki banków komercyjnych, które mogą różnicować koszty refinansowania działalności kredytowej, a więc wielkość banku (mierzona jego sumą bilansową), płynność (aktywa płynne podzielone przez aktywa ogółem), wielkość kapitałów własnych (kapitał własny podzielony przez aktywa ogółem). Podstawowe charakterystyki tego typu są dla polskich banków dość zróżnicowane, jak pokazują informacje zawarte w tabeli poniżej (Tab. 7), co oznacza, iż w badaniach transmisji wewnątrz systemu bankowego nie powinno się ograniczać tylko do wykorzystania informacji średnich dla całej zbiorowości.

Tab. 7

Wskaźniki ROE i ROA w latach 1997:2001 w podziale na grupy banków

	Wielkość banków	Liczba banków	ROE	ROA
1997	bardzo duże	5	33,70	2,46
	duże	7	24,67	1,81
	średnie	10	29,25	2,39
	małe	31	13,10	1,34
1998	bardzo duże	10	30,01	1,05
	duże	4	20,47	1,19
	średnie	19	16,57	1,53
	małe	20	9,41	0,95
1999	bardzo duże	11	31,84	1,51
	duże	3	7,10	0,48
	średnie	19	14,06	1,27
	małe	20	1,09	0,03
2000	bardzo duże	13	17,70	1,11
	duże	2	6,62	0,40
	średnie	23	7,86	0,63
	małe	15	-9,43	-2,57
2001	bardzo duże	13	13,60	1,4
	duże	2	0,21	-0,01
	średnie	24	7,62	1,3
	małe	10	-3,40	-1,7

³⁷ Ehrmann et al. (2001), Kashyap, Stein (1995) i (2000), Kishan, Opiela (2000), Peek, Rosengren (1995)

Uwaga: Banki „bardzo duże” to banki o aktywach netto większych niż 10 mld złotych, banki „duże” o aktywach w przedziale do 5 do 10 mld złotych, banki „średnie” o aktywach w przedziale 1 do 5 mld złotych oraz banki „małe” poniżej 1 mld złotych.

Źródło: obliczenie własne na podstawie danych bilansowych.

3. Dotychczasowe badania wskazały kilka czynników, które wpływają na stopień wrażliwości działalności kredytowej na impulsy polityki pieniężnej. Z jednej strony, bada się, czy banki o niskim poziomie kapitału mają bardziej ograniczony dostęp do refinansowania z innych źródeł niż depozyty i czy w związku z tym reagują na zmiany stóp procentowych silniej niż banki z wysokimi kapitałami.³⁸ Kashyap i Stein (1995) wskazują natomiast, że małe banki silniej odczuwają problem asymetrii informacji niż duże banki i z tego powodu mają większe trudności w gromadzeniu funduszy w okresach restrykcyjnej polityki pieniężnej. Oznacza to, iż małe banki są zmuszone do względnie większego ograniczenia działalności kredytowej w takich okresach. Innym, często wprowadzanym rozróżnieniem, jest podział na banki o większej i mniejszej płynności (np. Kashyap i Stein, 2000)³⁹. Te pierwsze nie muszą redukować podaży kredytów w takim stopniu jak te drugie, ponieważ mogą do tego celu wykorzystać swoje płynne środki.

4. Jednym z pierwszych opracowań mającym na celu pogłębioną analizę funkcjonowania w Polsce kanału kredytów bankowych, przy wykorzystaniu danych mikroekonomicznych, była praca Opieli (1998). Specyfika polskiego systemu finansowego w latach 90-tych implikowała występowanie kanału kredytowego. Większość firm była zmuszona do korzystania z banków jako jedyne źródła finansowania inwestycji, a banki miały ograniczone możliwości zdobywania środków finansowych innych niż depozyty. W badanym okresie trzy największe banki komercyjne były własnością Skarbu Państwa i posiadały pełne gwarancje depozytowe. Wyniki, które otrzymał Opiela pokazywały, że banki te z uwagi na powyższe przywileje regulacyjne i strukturę własnościową były mniej wrażliwe na restrykcyjną politykę pieniężną. Szczegółowe badanie wpływu efektywności banków na jego funkcjonowanie na polskim rynku w okresie 1996-99 znajduje się w pracy Nikiel (2002).

6. W celu oszacowania wpływu przedstawionych wcześniej charakterystycznych cech banków na funkcjonowanie kanału kredytowego w Polsce przeprowadzono badanie na mikroekonomicznych danych panelowych. Kwartalne dane panelowe wykorzystane w badaniu obejmują okres 1997:4-2001:4 dla 48 banków komercyjnych. Kwartalne i roczne dane bilansowe banków dotyczące aktywów i pasywów pochodzą z NBP. Stopa procentowa wykorzystywana w badaniu to średnia kwartalna stopa interwencyjna NBP.

Do estymacji równania przyrostu kredytów w Polsce wykorzystano zmodyfikowany model zaproponowany w pracy Ehrmann et al. (2001). Model przedstawia poniższe równanie :

$$(33) \quad \Delta \log(L_{it}) = a_i + \sum_{j=0}^1 b_j \Delta \log(L_{it-j}) + \sum_{j=0}^1 c_j \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^1 d_j \Delta \log y_{t-j} + \sum_{j=0}^1 e_j \pi_{t-j} + f x_{it-1} + \sum_{j=0}^1 g_{1j} x_{it-1} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=0}^1 g_{2j} x_{it-1} \Delta \log y_{t-j} + \sum_{j=0}^1 g_{3j} x_{it-1} \pi_{t-j} + \varepsilon_{it}$$

gdzie:

$i=1, \dots, N$ i $t=1, \dots, T_i$ i N - liczba banków, l -liczba opóźnień

³⁸ Peek, Rosengren (1995).

³⁹ Kashyap, A., J. Stein (2000).

L_{it} - kredyty dla sektora niefinansowego w banku i -tym w kwartale t

i_t -nominalna krótkoterminowa stopa procentowa

y_t -poziom realnego Produktu Krajowego Brutto

π - wskaźnik inflacji kwartał do poprzedniego kwartału

x_i - charakterystyka banku

Δ -operator różnicowy

W modelu tym zakłada, że różnice między poszczególnymi bankami mogą być wychwycone przez wyraz wolny a_i .

Za pomocą modelu testujemy hipotezę, że małe, najmniej płynne i słabo skapitalizowane banki reagują mocniej na zmiany polityki pieniężnej, co odzwierciedla dodatni znak współczynnika regresji przy tych zmiennych. Jako miary charakterystyki banku wykorzystano: wielkość (Siz), płynność (Liq) i kapitał (Cap). Miary te zdefiniowane są poniżej. Wielkość jest mierzona jako suma aktywów banku komercyjnego A_{it} . Płynność została zdefiniowana jako wskaźnik płynności (aktywa płynne L_i podzielone przez sumę aktywów A_{it}). Kapitał został zdefiniowany również jako wskaźnik (kapitał własny C_{it} podzielony przez sumę aktywów A_{it}). Wszystkie trzy zmienne zostały znormalizowane.

$$Siz_{it} = \log A_{it} - \frac{1}{N_t} \sum_i \log A_{it}$$

$$Liq_{it} = \frac{L_{it}}{A_{it}} - \frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{1}{N_t} \sum_i \frac{L_{it}}{A_{it}} \right)$$

$$Cap_{it} = \frac{C_{it}}{A_{it}} - \frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{1}{N_t} \sum_i \frac{C_{it}}{A_{it}} \right)$$

6. Wyniki estymacji prezentuje tabela Tab. 8. Do estymacji wykorzystano uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów (GLS Cross Section Weights). Panel zawierał 672 obserwacje. W regresji 1 za zmienną x_i -podstawiono (*Siz*), w regresji 2 za zmienną x_i -podstawiono (*Liq*), w regresji 3 za zmienną x_i -podstawiono (*Cap*). W tabeli przedstawiono długookresowe współczynniki regresji⁴⁰ dla wszystkich trzech charakterystyk banku. Współczynnik związany z wielkością banku (*Siz*) ma – zgodnie z oczekiwaniami – znak dodatni, co oznacza, że w okresie restrykcyjnej polityki monetarnej duże banki mogły kształtować podaż swoich kredytów względnie niezależnie od tej polityki. Współczynnik regresji związany z płynnością banku (*Liq*) jest statystycznie istotny, lecz – wbrew oczekiwaniom – ma znak ujemny. Przypuszczamy, że na ten wynik mogła oddziaływać wspomniana wcześniej nadpłynność sektora bankowego. Współczynnik związany z kapitałem banku (*Cap*) jest statystycznie istotny i ma znak dodatni. Otrzymane wyniki pozwalają stwierdzić, że w okresie restrykcyjnej polityki monetarnej duże, mocne finansowo banki mogą w mniejszym stopniu redukować podaż kredytów niż banki małe, o niskim poziomie kapitałów.

Tab. 8

Wyniki estymacji na panelu danych kwartalnych obejmującym okres 1997:4-2001:4.

Zmienne [oczekiwany znak]	Regresja1 (<i>Siz</i>) [oczekiwany znak]	Regresja2 (<i>Liq</i>) [oczekiwany znak]	Regresja3 (<i>Cap</i>) [oczekiwany znak]
$\Delta r_t * x_{it-1}$ [?]	4,6942 [+]	-0,1246 [+]	6,282 [+]
p-value	(0,000)	(0,0000)	(0,000)

Źródło: obliczenie własne.

7. Badania dla krajów strefy euro (patrz np. Ehrmann et al. (2001)) pokazują, że polityka monetarna wpływa na podaż kredytów bankowych głównie poprzez banki o niskiej płynności i niskich kapitałach a nie – jak w USA - poprzez małe banki (Kashyap, Stein, (1995), Kishan, Opiela, (2000)). Badanie dla Polski na kwartalnych danych panelowych rocznych pokazuje natomiast, że kanał kredytów bankowych funkcjonuje przede wszystkim za pośrednictwem małych banków o niskich kapitałach.

4 Podsumowanie

1. Struktura opóźnień reakcji inflacji na impuls stopy procentowej pokazuje, iż maksymalna reakcja występuje po 4-5 kwartałach (w modelach VAR) lub 8-9 kwartałach (model strukturalny)⁴¹. Oznacza to, iż dzisiejsza procedura wyznaczania rocznego celu inflacyjnego obar-

⁴⁰ Współczynnik długookresowy jest sumą współczynników otrzymanych dla różnych opóźnień danej zmiennej podzielony przez wartość 1 minus suma współczynników otrzymanych dla różnych opóźnień zmiennej endogenicznej.

⁴¹ Różnice tej wielkości między tymi dwoma klasami modeli są rzeczą występującą praktycznie we wszystkich badaniach transmisji dla krajów rozwiniętych. Britton i Whitley (1997) podkreślają, iż oceniając siłę oraz opóźnienia mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej, można uzyskać bardzo różne rezultaty dla tej samej

czona jest bardzo dużym ryzykiem. Bardziej poprawne byłoby więc jak najszybsze wprowadzenie celu w postaci ciągłego przedziału pożądanych wartości inflacji dla kolejnych okresów czasu na co najmniej 2-2,5 roku.

2. Elastyczność zmian rocznego wskaźnika inflacji na impuls stopy procentowej wynosi od 0,3 do 0,4. Wielkość ta powinna być istotną przesłanką wyznaczania szerokości przedziału celu inflacyjnego, jeśli uważamy, że duże zmiany stóp procentowych są niepożądane. Ponadto, elastyczność ta winna być jednym z ważniejszych kryteriów podejmowania decyzji o ewentualnych reakcjach polityki pieniężnej na wstrząsy podażowe. Przykładowo, nieoczekiwane kilkupunktowe zmiany dynamiki cen żywności (przenoszone bezpośrednio na CPI z wagą ok. 0,3) mogą wymagać – w przypadku decyzji o ich kompensowaniu podwyżką stóp procentowych – podobnych co do wielkości zmian stopy procentowej.

3. Średnie opóźnienie reakcji bankowych stóp procentowych na zmiany stóp rynku pieniężnego wynosi dla depozytów ok. 3-4 miesięcy, a dla kredytów – 2-4 miesiące. Natychmiastowa reakcja bankowych stóp procentowych waha się od 0,3 dla depozytów jednomiesięcznych do 0,4 dla depozytów o dłuższych terminach oraz od 0,2 dla rocznych kredytów gospodarczych do 0,36 dla kredytów gospodarczych o terminie zapadalności powyżej 1 roku do 3 lat. Współczynnik długookresowego dostosowania jest – poza depozytami 1-miesięcznymi oraz kredytem gotówkowym dla osób prywatnych i kredytem gospodarczym o zapadalności powyżej 5 lat – zbliżony do jedności. Warto zwrócić uwagę, iż dostosowanie oprocentowania kredytów w Polsce zachodzi szybciej niż w krajach Unii Walutowej, dla depozytów – dostosowanie w tych krajach stało się szybsze dopiero po wprowadzeniu euro, siła transmisji zmian stóp rynku pieniężnego do oprocentowania kredytów i depozytów jest zaś podobna.

4. Powyższe wyniki, szczególnie w porównaniu z wynikami naszych badań dla wcześniejszych okresów, pozwalają stwierdzić, iż podstawowe charakterystyki najważniejszych zależności składowych mechanizmów transmisji w Polsce upodabnia się do swoich odpowiedników w krajach rozwiniętych, a najczęściej – do wyników uzyskiwanych dla krajów kontynentalnej Europy. Warto jednak zwrócić uwagę, iż podobieństwo to w większym stopniu dotyczy struktury opóźnień niż siły reakcji inflacji i produkcji.

5 Literatura

Adolfson M. (2001): *Optimal Monetary Policy Delegation under Incomplete Exchange Rate Pass-Through*, SSE/EFI Working Paper No. 478, Stockholm.

Angeloni I., Kashyap A., Mojon B., Terlizzese D. (2001), *Monetary transmission in the euro area: where do we stand?*, ECB Working Paper No. 114.

Bank of England (1999): *Economic models at the Bank of England*, London.

Batini N., Haldane A. (1999): *Forward-looking rules for monetary policy*, Bank of England Working Paper No. 91.

gospodarki w zależności od stosowanego modelu ekonometrycznego. Tak więc, o ile względnie porównywalne są wyniki wykorzystania tego samego rodzaju modelu do analizy ewolucji cech mechanizmu transmisji w danym kraju, o tyle mylące może okazać się dokonywanie analizy na podstawie wyników sformułowanych na podstawie różnych typów modeli. To samo odnosi się do porównywania cech mechanizmu transmisji między różnymi krajami [por. np. Angeloni, Kashyap, Mojon, Terlizzese (2001), Table 4].

Baumol W.J. (2000): *What Marshall didn't know: on the twentieth century's contributions to economics*, Quarterly Journal of Economics, 1-44.

Bean Ch., Larsen J., Nikolov K. (2001): *Financial frictions and the monetary transmission mechanism: Theory, evidence and policy implications*, ECB Working Paper No. 113.

Bekaert G., Hodrick R.J. (2001): *Expectations Hypotheses Tests*, Journal of Finance, No. 56/4

Bekaert G., Wei M., Xing Y. (2002): *Uncovered Interest Rate Parity and the Term Structure*, NBER Working Paper No. 8795.

Bernanke B. S., Blinder A. S. (1988): *Credit, money and aggregate demand*, American Economic Review, 78, 435-439.

Bernanke B.S., T. Laubach, F.S. Mishkin, A.S. Posen (1999): *Inflation Targeting*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

Blanchard O. (1999): *What do we know about macroeconomics that Fisher and Wicksell did not?*, maszynopis.

Blinder A.S. (1994): *On Sticky Prices: Academic Theories Meet the Real World*, w: N.G.Mankiw (red.), *Monetary Policy*, The University of Chicago Press, Chicago.

Britton E., Whitley J. (1997), *Comparing the monetary transmission mechanism in France, Germany and the United Kingdom: some issues and results*, Quarterly Bulletin, Bank of England, 152-162.

Brzoza-Brzezina M., Kłos B., Kot A., Łyziak T. (2002): *Hipoteza neutralności pieniądza*, „Materiały i Studia”, nr 142, Narodowy Bank Polski.

Calvo G. A. (1983): *Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework*, Journal of Monetary Economics, 983-998.

Campa J.M., Goldberg L.S. (2002): *Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. A Macro or Micro Phenomenon*, NBER.

Campbell J.Y., Shiller R.J. (1991): *Yield Spread and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View*, Review of Economic Studies No. 58/3.

Cecchetti S. G. (1999): *Legal Structure, Financial Structure, and the Monetary Policy Transmission Mechanism*, In Deutsche Bundesbank, (ed). *The Monetary Transmission process: Recent Developments and Lessons for Europe*, Houndmills, Basingstoke, U.K.: Macmillan Publishing.

Chinn M., Meredith G. (2001): *Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons*, NBER Working Paper No. 8643.

Choudhri E.U., Hakura D.S. (2001): *Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?*, IMF Working Paper 194.

Christiano L. J., Eichenbaum M., and Evans Ch. L. (1994): *The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds*, NBER Working Paper No 4699.

----- **(1998):** *Monetary policy shocks: what we have learned and to what end?*, NBER Working Paper No 6400

Clarida R.H, J. Gali, M. Gertler (1999): *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*, Journal of Economic Literature, 1661-1707.

De Bondt G. (2002): *Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level*, ECB Working Paper No. 136.

De Bondt G. J. (1999): *Financial Structure and Monetary transmission in Europe- A Cross-Country Study*; Doctoral Dissertation, Universitet van Amsterdam.

De Grauwe P., Grimaldi M. (2002): *The Exchange Rate and Its Fundamentals. A Chaotic Perspective*, CESifo Working Paper No. 639(6).

Devereux M. B., Engel Ch. (2002): *Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility and Exchange Rate Disconnect*, NBER Working Paper No. 8858.

Devereux M. B., Lane Ph. R. (2001): *Exchange Rates and Monetary Policy in Emerging Market Economies*, CEPR.

Domaç I. (2002): *On the Exchange Rate Pass-Through: Evidence From Turkey*, Central Bank of the Republic of Turkey, April 2002.

Dornbusch R. (1987): *Exchange Rates and Prices*, American Economic Review, No. 77.

Ehrmann M, L. Gambacorta, J. Martinez-Pages, Patric Sevesrte, A.Worms (2001): *Financial system and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*, ECB Working Paper No. 105.

Ellis L. (2001): *Measuring the real exchange rate: pitfalls and practicalities*, Research Discussion Paper 2001-04, Reserve Bank of Australia..

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 No. 8725.

Favero C. A. (2001): *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.

Feinberg M. (1986): *The Interaction of Foreign Exchange and Market Power Effects on German Domestic Prices*, Journal of Industrial Economics, No. 35.

Filipović D. (2001): *Exponential-Polynomial Families of the Term Structure of Interest Rates*, Department of Mathematics, ETH, Zurich

Freitas P. S., Muinhos M. K. (2001): *A simple model for inflation targeting in Brazil*, Working Paper Series, no. 18, Banco Central do Brasil .

Gali J. (2002): *New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*, Working Paper 8767, National Bureau of Economic Research.

- Ghosh A., Ostry D., Gulde A., Wolf C. (1997):** *Does the Exchange Rate Regime Matter for Inflation and Growth*, IMF
- Goldberg P., Knetter M. (1997):** *Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?*, Journal of Economic Literature, No. 35.
- Goodfriend M., R.G. King (1997):** *The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy*, Working Paper 98-5, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Halpern L., Koren M. (2001):** *Products, Firms and Exchange Rate*, Institut of Economics of Hungarian Academy of Sciences.
- Hendry D. F. (1995):** *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Holman J.A. (1999):** *International Transmission of Anticipated Inflation under Alternative Exchange-Rate Regimes*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City.
- Humphrey T.M. (1998):** *Mercantilists and Classical: Insights from Doctrinal History*, Annual Report, Federal Reserve Bank of Richmond.
- Kashyap A., J.Stein (1995):** *The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets*, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 42, pp. 151-195.
- Kashyap A., J.Stein (2000):** *What do a million observations of banks say about the transmission of monetary policy*, American Economic Review 90,407-428.
- Kilian L., Taylor M.P. (2001):** *Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates*, University of Michigan
- Kim S., Roubini N. (1995):** *Liquidity and exchange rates in the G-7 countries: evidence from identified VAR's*, Working Paper, Yale University.
- Kishan R.P., Opiela T. P. (2000):** *Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel*, Journal of Money, Credit and Banking 32(1), 121-141.
- Kłós B., Wróbel. E. (2001):** *The monetary transmission mechanism and the structural modelling of inflation in the National Bank of Poland*, w: *Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries*, BIS Papers, No 8, p.232-251.
- Kokoszczynski R. [red.] (1999):** *Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej: przegląd głównych teorii oraz specyfikacja transmisji w Polsce*, „Materiały i Studia”, nr 91, Narodowy Bank Polski.
- Kuczyński G., Strzała K. (2002):** *An Alternative Measure of Unemployment in Transition Economies- Idea of Free-Market Unemployment*, Statistics in Transition, No 4.
- Łyziak T. (2000):** *Badanie oczekiwań inflacyjnych podmiotów indywidualnych na podstawie ankiet jakościowych*, w: „Bank i Kredyt”, nr 6.
- Łyziak T. (2001):** *Monetary transmission mechanism in Poland. Theoretical concepts vs. Evidence*, NBP Paper, nr 19, Narodowy Bank Polski.

Mahadeva L., Sinclair P. (2001): *The transmission mechanism of monetary policy*, materiał przygotowany na Central Bank Governors` Symposium w Banku Anglii, 8 czerwca, Centre for Central Banking Studies, maszynopis powielony.

Mann C. (1986): *Prices, Profit Margins and Exchange Rates*, Federal Reserve Bulletin, No. 72.

Mark N.C. (1995): *Exchange Rates and Fundamentals: Evidence of Long Horizon Predictability*, American Economic Review No. 1.

McCallum B., Nelson E. (1999): *An optimising IS-LM specification for monetary policy and business cycle analysis*, w: „Journal of Money, Credit and Banking”, nr 31

McCallum B.T., E. Nelson (2001): *Monetary Policy for an Open Economy: An Alternative Framework with Optimising Agents and Sticking Prices*, External MPC Unit Discussion Paper No. 5, Bank of England.

McCarthy J. (2000): *Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies*, Federal Reserve Bank of New York

Meredith G., Chinn M. D. (1998): *Long-horizon uncovered interest rate parity*, NBER Working Paper, nr 6797.

Mojon B. (2000): *Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy*, ECB Working Paper No 40.

Muinhos M. K. (2001): *Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil*, Working Paper Series, nr 26, Banco Central do Brasil.

Nelson Ch. R., Siegel A. F. (1987): *Parsimonius Modeling of Yield Curves*, Journal of Business, No. 60/4

Nikiel E.M. (2002): *Wpływ efektywności kosztowej i dochodowej banków komercyjnych na działanie kanału kredytów bankowych w Polsce*, praca doktorska w przygotowaniu, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.

Obstfeld, Maurice, K. Rogoff (1995): *The Mirage of Fixed Exchange Rates*, Journal of Economic Perspectives, Fall 1995, Nr. 9 (4)

Opiela T. P. (1998): *Kredytowy kanał transmisji polityki pieniężnej w Polsce rola struktury finansowej oraz bilansów banków*, Bank i Kredyt, nr 6.

Peek J., E. S. Rosengren (1995): *Bank lending and the transmission of monetary policy in: J. Peek and E.S. Rosengren (eds), Is bank lending important for the transmission of monetary policy?*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series 39, 47-68.

Peersman G., Smets F. (2001): *The monetary transmission mechanism in the euro area: More evidence from VAR analysis*, ECB Working Paper No 91.

Polański Z., T. P. Opiela (1995): *Rynki finansowe a transmisja impulsów polityki pieniężnej banku centralnego*, Bank i Kredyt, nr 6.

Razzak W. A. (2002): *Monetary policy and forecasting inflation with and without the output gap*, DP2002/03, Reserve Bank of New Zealand.

Rogoff K. (1996): *The Purchasing Power Parity Puzzle*, Journal of Economic Literature, nr 34/1996

Romer, D. (2000), Makroekonomia dla zaawansowanych, PWN, Warszawa (Advanced Macroeconomics, McGraw-Hill, New York 1996).

Sellon G. H., Jr. (2002): *The Changing U.S. Financial System: Some Implications for the Monetary Transmission Mechanism*, Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review.

Siwiński W. (2002): *Bezpośredni cel inflacyjny i kurs walutowy w gospodarce otwartej*, w: „Ekonomia”, Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego, nr 5.

Smal M. M. (2002): *Recent exchange rate developments in South Africa and the pass-through effect*, South African Reserve Bank, April 2002.

Sterne G. , T. Bayoumi (1993): *Temporary Cycles or Volatile Trends? Economic Fluctuations in 21 OECD Countries*, Bank of England, Working Paper Series No 13.

Svensson L. E. O. (1998): *Open-economy inflation targeting*, Journal of International Economics, No 50 (2000),155-183.

Taylor J. (2000): *Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms*, European Economic Review No. 44.

Taylor J. B. (2001): *The Role of Exchange Rate in Monetary Policy Rules*, Stanford University.

Taylor M. P. (1995): *The Economics of Exchange Rate*, Journal of Economic Literature, No. 33.

Uhlig H. (2001): *Did the Fed surprise the markets in 2001? A VAR analysis*, maszynopis powielony, wersja z 11 listopada.

Wadhvani S.B. (1999): *Currency Puzzles*, LSE Lecture on 16 September 1999.

Walsh C.E. (1998): *Monetary Theory and Policy*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Weth M. A. (2002) *The pass-through from market interest rates to bank lending rates in Germany*, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank Discussion paper 11/02.

Wojtyna A. (2000): *Ewolucja keynesizmu a główny nurt ekonomii*, PWN, Warszawa.

Woodford M. (1999): *Revolution and Evolution in Twentieth-Century Macroeconomics*, referat na konferencję *Frontiers of the Mind in the Twenty-First Century*, Washington, D.C., 14-18.06.1999.

Woodford M. (2002): *Interest and Prices. Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, w druku.

Worms A. (2001): *Monetary policy effects on bank loans in Germany: a panel-econometric analysis*, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank Discussion Paper.

Zięba J. (2002): *Próba rozbicia PKB na składową długo- i krótkookresową według metody Blancharda-Quaha*, NBP, maszynopis powielony.