

Grzegorz Grabek
Bohdan Kłos
Ryszard Kokoszczyński
Tomasz Łyziak
Jan Przystupa
Ewa Wróbel

Warszawa, kwiecień 2008.

Porównanie podstawowych cech mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce i w strefie euro

1. Wstęp¹

1.1 Wprowadzenie

Dyskusja kosztów i korzyści z przystąpienia do unii monetarnej obejmuje jako jeden z ważniejszych aspektów skutki zastąpienia polityki pieniężnej prowadzonej w sposób zdeterminowany przez krajową władzę monetarną jednolitą polityką pieniężną prowadzoną w sposób zdeterminowany przez sytuację całego ugrupowania. Pełna ocena tych skutków wymaga rozważenia co najmniej trzech poniższych elementów tego zastąpienia. Pierwszy z nich to cele krajowej i unijnej polityki monetarnej, przy czym uwzględnić tu należy zarówno generalny kształt strategii polityki pieniężnej, jak i ilościowe charakterystyki jej celów (o ile takie istnieją). Drugi element to skuteczność obu polityk pieniężnych, relatywnie łatwa do opisu i oceny w przypadku istnienia skwantyfikowanych celów tych polityk. Trzeci zaś, najbardziej skomplikowany, to sam mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej. Należy przy tym jednak pamiętać, że samo wejście do strefy euro jest poważnym czynnikiem wpływającym na kształt mechanizmu transmisji. Stąd konieczna jest duża ostrożność w formułowaniu wniosków z analizy mechanizmu transmisji w tym kontekście.

Teoretyczny kształt mechanizmu transmisji jest generalnie dość złożony (por. Mishkin 2007) i nie pozwala na łatwy opis liczbowy. Jednak badania empiryczne prowadzone w ciągu ostatniej dekady doprowadziły do powstania w miarę powszechnie akceptowanej metodyki opisu mechanizmu

¹ Ryszard Kokoszczyński

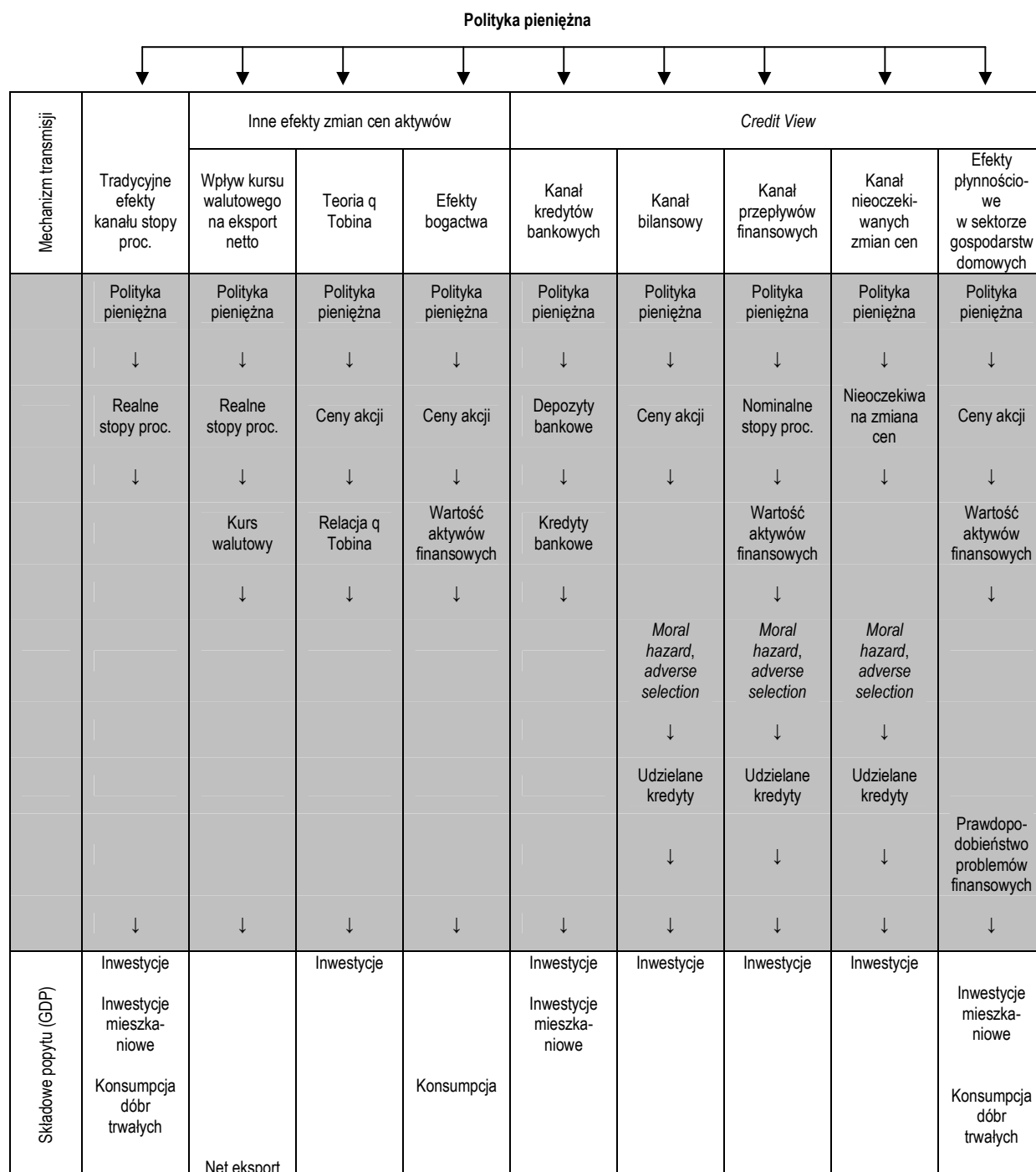
transmisji, a w szczególności ustalenia listy najważniejszych jego elementów składowych i podstawowych jego charakterystyk (por. Angeloni et al. 2003).

1.2 Teoretyczny kształt mechanizmu transmisji

Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej jest wystarczająco ważnym elementem teorii polityki pieniężnej, by zasłużyć na miejsce w podręcznikach. W bardziej tradycyjnych ujęciach mechanizm transmisji prezentuje drogę impulsów polityki pieniężnej od zmiany wartości zmiennej uważanej za typowy instrument (w tradycyjnym ujęciu była to zwykle zmiana podaży pieniądza, w nowszym – zmiana krótkoterminowej stopy procentowej) do zmiany zmiennych realnych, np. poziomu lub dynamiki produktu krajowego brutto. Różne szkoły ekonomiczne kładły nacisk na różne drogi tego oddziaływania (zwane zwykle kanałami transmisji), a różnice między szkołami dotyczyły zarówno samego występowania poszczególnych kanałów, jak i ich relatywnej wagi.

W ramach takiego podejścia do dyskusji nad mechanizmem transmisji najpełniejszy, choć nieco „agnostyczny” jego obraz prezentuje Mishkin 2007. Zamieszczony poniżej schemat ujmuje praktycznie wszystkie elementy składowe mechanizmu transmisji, jakie pojawiają się w literaturze tego nurtu, choć jest on raczej ich teoriomnogościową sumą niż syntezą.

Rys. 1. Mechanizm transmisji – ujęcie tradycyjne

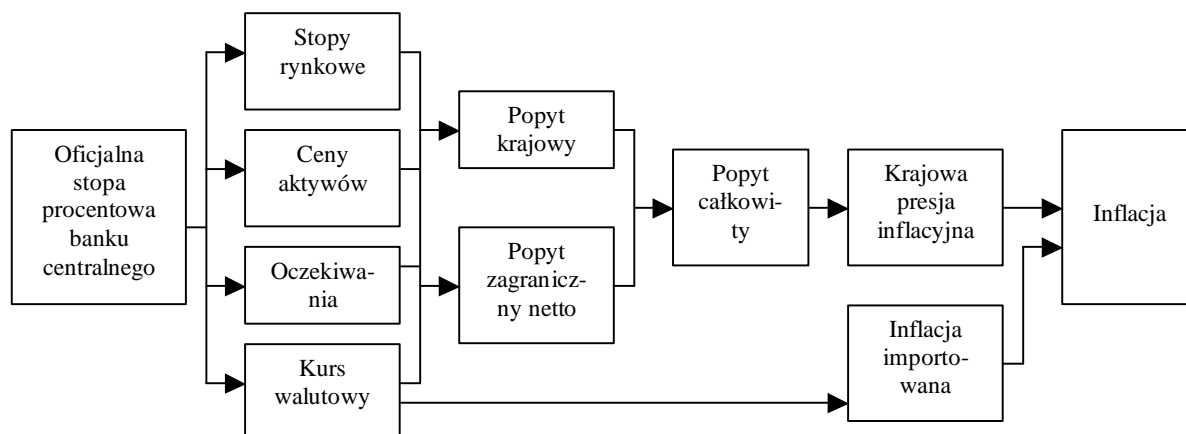


Źródło: Mishkin 2007, s. 599

Mnogość uwzględnionych w powyższym schemacie kanałów transmisji nie pozwala jednak na skonstruowanie na jego podstawie rozsądnych ram dla analiz empirycznych. Stąd w ostatniej dekadzie wyraźnie zyskuje na popularności taki obraz schematu mechanizmu transmisji, który explicite

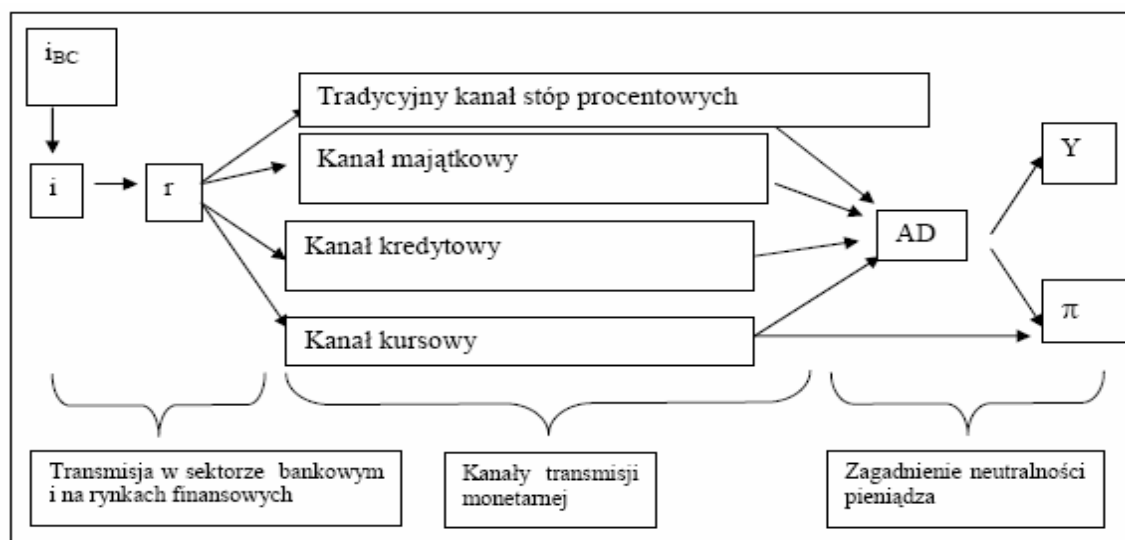
uwzględnia mniejszą liczbę kanałów oraz wyraźnie uwidacznia kontrolę inflacji jako finalny cel polityki pieniężnej. Popularnym przykładem jest schemat zaproponowany przez Bank Anglii w początkach wdrażania strategii bezpośredniego celu inflacyjnego (rys.2) lub jego modyfikacja zaczerpnięta z pracy Brzoza-Brzezina b.d. (rys. 3)

Rys. 2. Mechanizm transmisji w wersji syntetycznej



Źródło: MPC (b.d.), s.3.

Rys. 3. Mechanizm transmisji monetarnej



Źródło: Brzoza-Brzezina b.d., s.1

1.3 Empiryczne studia nad mechanizmem transmisji

Teoretyczny kształt mechanizmu transmisji, jak widać z powyższych uwag, jest w literaturze prezentowany na dość różne sposoby. Stąd w badaniach empirycznych mechanizmu transmisji ważką rolę odgrywają badania korzystające z narzędzi, które można nazwać modelami o postaci zredukowanej. Próbują one powiązać praktycznie bezpośrednio zmiany w instrumentach polityki pieniężnej ze zmianami w finalnych kategoriach makroekonomicznych (PKB, inflacja). Jest rzeczą oczywistą, iż stwierdzenie takimi metodami występowania istotnych statystycznie zależności nie mówi nic o kierunku przyczynowości. Jednocześnie jednak, modele takie nie wymagają pełnej identyfikacji całości mechanizmu transmisji, co - wobec pokazanych wyżej komplikacji teoretycznych - mogłoby w niektórych przypadkach być bardzo trudne. Standardowym narzędziem w badaniach tego typu stały się modele VAR, które uwzględniały w zestawie swoich zmiennych endogenicznych najważniejsze charakterystyki mechanizmu transmisji w postaci zredukowanej, a więc ceny, PKB, stopę procentową i kurs walutowy (lista ta niekiedy bywała rozszerzana o podaż pieniądza lub węższy agregat monetarny). Przy takim podejściu do analizy mechanizmu transmisji najważniejsze elementy jego opisu to wybór zakresu badania odzwierciedlony przez listę zmiennych uwzględnionych w modelu oraz kształt funkcji reakcji podstawowych zmiennych na impuls polityki pieniężnej (a więc zmianę stopy procentowej lub agregatu monetarnego). Porównanie własności mechanizmu transmisji dla różnych krajów lub okresów czasu dokonywane jest więc zazwyczaj poprzez porównanie funkcji reakcji na analogiczny impuls uzyskany za pomocą takiego samego modelu VAR. Takie właśnie podejście zastosowane jest i w tym tekście.

Względna łatwość stosowania modeli VAR nie może jednak przesłaniać wspomnianej już wcześniej ich słabości. Nawet próby wprowadzenia pewnych założeń o kierunku przyczynowości do procesu identyfikacji modelu, uzasadniające do pewnego stopnia nazywanie ich strukturalnymi modelami VAR (SVAR), nie pozwalają na ograniczenie badań mechanizmu transmisji do tych modeli, w szczególności jeśli szuka się odpowiedzi na pytania związane z określeniem relatywnej wagi poszczególnych kanałów lub też próbuje się przewidzieć wpływ pewnych zmian, np. instytucjonalnych, na mechanizm transmisji. Stąd konieczność stosowania w badaniach mechanizmu transmisji modeli strukturalnych. Trzeba jednak pamiętać, że wykorzystanie wyników takich badań do porównań międzynarodowych lub międzyokresowych jest niezwykle trudne - modele strukturalne mają niekiedy znakomicie odmienne specyfikacje, a nawet strategie modelowania (tradycyjne modele strukturalne a modele DSGE), najważniejsze kategorie ekonomiczne są reprezentowane w nich często przez zmienne zoperacjonalizowane w rozmaity sposób itp. Oznacza to, że choć modele strukturalne dają bogatszy obraz mechanizmu transmisji dla indywidualnego przypadku, porównywanie cech tak modelowanego mechanizmu transmisji dla różnych krajów lub okresów jest znakomicie trudniejsze niż w przypadku modeli VAR. Nawet bowiem porównanie kształtu i ilościowych charakterystyk

funkcji reakcji podstawowych zmiennych makroekonomicznych na impuls polityki pieniężnej jest dość utrudnione.

Interesujące podejście do porównywania mechanizmu transmisji w różnych krajach i okresach zaproponowane zostało w ramach dużego projektu badawczego Eurosystemu (którego wynikiem jest praca Angeloni et al. 2003). W pierwszym kroku jego autorzy próbowali odpowiedzieć na jedno zasadnicze pytanie: czy tradycyjnie rozumiany kanał stopy procentowej wystarcza do w miarę pełnego wyjaśnienia wpływu polityki pieniężnej na PKB i inflację?. W przypadku negatywnej odpowiedzi sprawdza się istnienie i siłę oddziaływania innych kanałów, w szczególności kanału kredytowego, choć ten ostatni często nie jest traktowany jako zjawisko zupełnie osobne, a raczej jako zestaw czynników modyfikujących działanie kanału stopy procentowej. Dla uzyskania szerszej wiedzy na temat mechanizmu transmisji w badaniach tego ostatniego typu dokonuje się jeszcze niekiedy odrębnej analizy kanału oczekiwań (też często traktowanego jako element modyfikujący kanał stopy procentowej) oraz mechanizmu opisującego wpływ zmian kursu walutowego na inflację (exchange rate pass-through).

Doświadczenia badań podjętych przez Eurosystem oraz innych znanych nam projektów badawczych, których przedmiotem były porównania cech mechanizmu transmisji w różnych krajach wpłynęły istotnie na kształt niniejszego opracowania. Zaczynamy je bowiem od sprawdzenia tego, czy najbardziej generalne cechy polskiego mechanizmu transmisji, tj. podstawowe charakterystyki reakcji produkcji i inflacji na impuls stopy procentowej, są przynajmniej jakościowo podobne do analogicznych cech mechanizmu transmisji w strefie euro. Korzystamy przy tym ze standardowych narzędzi badawczych, jakimi są modele VAR oraz tradycyjne makroekonometryczne modele strukturalne. W następnej części tekstu zajmujemy się bardziej szczegółowo analizą tych elementów składowych mechanizmu transmisji, które potrafią się istotnie różnić nawet dla krajów bardzo do siebie podobnych. Są to mianowicie:

- dostosowania stóp procentowych w systemie bankowym,
- kanał kredytowy,
- wpływ kursu walutowego na ceny krajowe oraz
- antycypacyjność w zachowaniach podmiotów gospodarczych.

Zamykamy badanie prezentacją zagregowanego opisu mechanizmu transmisji w Polsce i w strefie euro oraz ich porównania uzyskanego dzięki zastosowaniu modeli DSGE. Chcemy przy tym podkreślić, że wspólnym wątkiem wszystkich tych tekstów jest przede wszystkim chęć porównania mechanizmu transmisji w Polsce i w strefie euro dokonywanego dla różnej skali analizy oraz przy wykorzystaniu rozmaitych narzędzi badawczych.

1.4 Studia nad mechanizmem transmisji a integracja ze strefą euro

Najważniejsza motywacja dla studiowania mechanizmu transmisji monetarnej w kontekście integracji ze strefą euro to znalezienie odpowiedzi na pytanie, czy polityka pieniężna EBC będzie oddziaływała na gospodarkę polską tak, jak działa na strefę euro (por. HM Treasury 2003). Gdyby bowiem różnice w tych oddziaływaniach były znaczące, stanowiłoby to poważne zagrożenie dla sprawnego funkcjonowania polskiej gospodarki w unii monetarnej, gdyż polityka pieniężna stałaby się siłą desynchronizującą cykl koniunkturalny Polski i strefy euro, ze wszystkimi tego oczywistymi negatywnymi skutkami. Interpretując takie ewentualne różnice pamiętać jednak należy przy tym o potencjalnej endogeniczności zmian w mechanizmie transmisji – samo przystąpienie do unii monetarnej może wpłynąć na szybsze upodobnianie się mechanizmów transmisji. Ta swoista endogenizacja mechanizmu transmisji powoduje, że wszelkie wypowiedzi na temat ewentualnych kosztów przystąpienia do strefy euro wynikających z ewentualnych znacznych różnic w kształcie i funkcjonowaniu mechanizmu transmisji mogą co najwyżej dotyczyć krótkiego okresu tuż po wstąpieniu. Endogenizacja taka, w szczególności dotycząca takich cech jak stopień antycypacyjności w zachowaniu podmiotów gospodarczych, zakotwiczenie oczekiwań inflacyjnych itp., może rozpocząć się nawet i przed samym wstąpieniem, jeśli deklarowana data tego wstąpienia będzie postrzegana jako wiarygodna²

² Do wniosków takich mogą skłaniać wyniki badań nad zmianami pewnych elementów mechanizmu transmisji w krajach uczestniczących w Europejskim Systemie Walutowym, por. Juselius 1988.

2. Makroekonomiczny obraz mechanizmu transmisji: modele VAR i tradycyjne modele strukturalne³

Jeszcze do niedawna standardowymi narzędziami badania mechanizmu transmisji były modele VAR lub tradycyjne modele strukturalne. W ostatnich latach modele DSGE zyskują na popularności jako narzędzie do studiów również i tej problematyki. Zanim jednak przedstawimy wyniki naszych badań, w których porównanie mechanizmu transmisji w Polsce i w strefie euro dokonane jest właśnie w ten ostatni sposób, chcemy pokrótce przedstawić wyniki analogicznych porównań wykorzystujących bardziej tradycyjne podejście. Porównywanie mechanizmu transmisji badanego modelami o różnej konstrukcji, specyfikacji itp. cechach wymaga sporej ostrożności, a różnice w stosowanych narzędziach badawczych wyznaczają stosunkowo wąski zakres takich porównań. Dlatego też w poniższym tekście ograniczamy się do pokazania i skomentowania dwóch najważniejszych i najbardziej podstawowych własności mechanizmu transmisji, jakimi są reakcja produkcji i inflacji na impuls stopy procentowej.

Traktujemy tę część opracowania jako merytoryczny wstęp do zasadniczego badania. Generalnie, wyniki badań mechanizmu transmisji w dowolnej gospodarce rynkowej (zarówno korzystające z modeli VAR, jak i tradycyjnych modeli strukturalnych) sugerują, iż po wzroście stopy procentowej oczekujemy spadku produkcji i inflacji. W dojrzałych gospodarkach rynkowych maksymalne odchylenie produkcji od ścieżki bazowej następuje po roku-dwóch od zmiany stopy procentowej. W długim okresie oczekujemy zaś powrotu produkcji do ścieżki bazowej (co jest wyrazem długookresowej neutralności pieniądza). Wzrost stopy procentowej prowadzi również do spadku inflacji, ale zazwyczaj reakcja ta jest powolniejsza i słabsza od reakcji produkcji. W tej części tekstu chcemy więc przede wszystkim sprawdzić, czy polski mechanizm transmisji charakteryzuje się tymi samymi cechami.

2.1. Modele VAR

Modele VAR wykorzystywane były do badań polskiego mechanizmu transmisji zarówno przez pracowników NBP, jak i przez badaczy zewnętrznych. Creel i Levasseur 2005, Héricourt 2006, Jarociński 2006, Mohanty i Turner 2008 oraz Łyziak et al. 2008⁴ przedstawiają najnowsze wyniki takich badań (w niektórych przypadkach nie tylko dla Polski, ale i dla innych krajów naszego regionu), a Coricelli et al. 2006 zawiera dość wszechstronny przegląd wcześniejszych badań tego typu. Niektórzy z tych autorów wprost formułują wnioski o podobieństwie mechanizmu transmisji w Polsce i w strefie euro. Przykładowo Héricourt 2006 pisze, że „mechanizmy transmisji polityki pieniężnej już

³ Ryszard Kokoszczyński

⁴ W dalszym tekście prace te będą dla krótkości oznaczane przez CL, D, J, H, MT, ŁPW

wykazują ważne podobieństwa do mechanizmów w starych krajach członkowskich strefy euro” (s.17). Poniżej przedstawiamy wyniki, jakie wymienieni wcześniej autorzy⁵ uzyskali dla dwóch interesujących nas tutaj charakterystyk mechanizmu transmisji, tj. dla reakcji produkcji i inflacji na impuls stopy procentowej (traktowanej jako instrument polityki pieniężnej). Specyfikacja stosowanych przez nich modeli jest dość podobna i przedstawiamy ją pokrótce w tabeli 1.

Uzyskane przy pomocy tych modeli charakterystyki polskiego mechanizmu transmisji porównujemy z wynikami wielkiego projektu badawczego realizowanego przez Eurosystem na początku obecnej dekady (por. Angeloni et al. 2003). Model VAR użyty tam do badania (por. Peersman i Smets 2003) mechanizmu transmisji w strefie euro miał również standardową dla takich badań specyfikację, która przedstawiona jest w tab. 2.

Tab. 1. Podstawowe charakterystyki modeli VAR dla Polski

Model	Zmienne endogeniczne	Zmienne egzogeniczne	Próba (m-dane miesięczne, k-dane kwartalne)
CL	y, p, i, e	y^e , p^e , i^e ,	1993:1-2004:3m
J	y, p, i, e	y^D , i^D , y^{US} , oil, com	1995:6-2004:6m
H	y, p, i, e, m, dc	y^e , i^e , com	1995:1-2004:9m
MT	y,p,i,e		2000-2006m
ŁPW	y,p,i,m,oil,e, i^e		1998-2006m

y - produkcja przemysłowa, p – CPI, i – stopa procentowa, e – kurs walutowy, m – agregat monetarny, dc – kredyt krajowy, com – ceny surowców, oil – ceny ropy, subskrypt e – zmienne dla Unii Europejskiej w składzie starych 15 krajów członkowskich, subskrypt D lub US – wartości zmiennych odpowiednio dla Niemiec i dla USA

Tab. 2. Podstawowe charakterystyki modelu VAR dla strefy euro

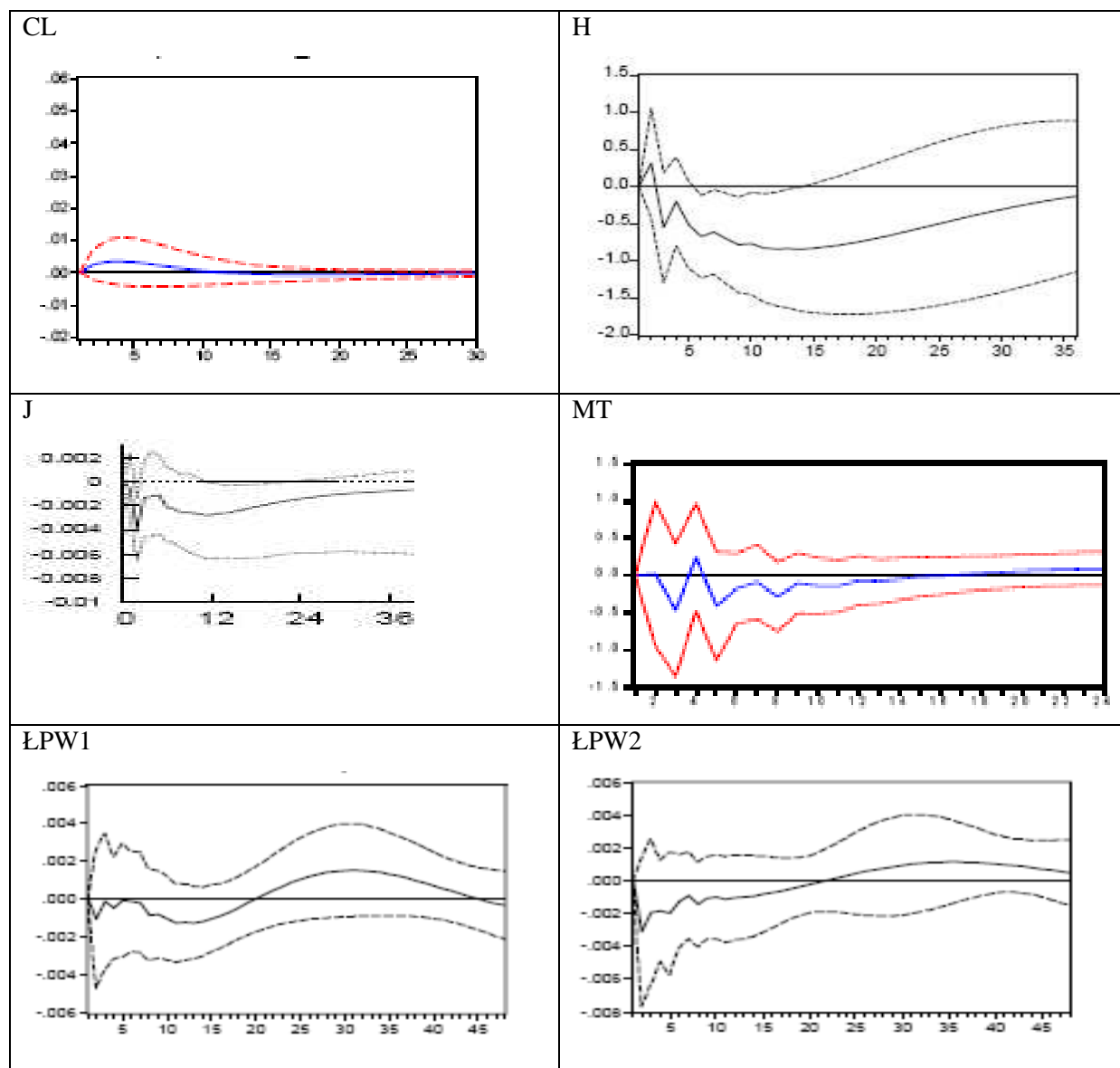
Model	Zmienne endogeniczne	Zmienne egzogeniczne	Próba
PS	y, p, i, e	com, y^{US} , r^{US}	1980-1998k

Oznaczenia: jak w tab.1.

⁵ Generalne charakterystyki mechanizmu transmisji dla gospodarek krajów uważanych za emerging markets nie są przedmiotem tak powszechnej zgody co do ich kształtu jak ma to miejsce w przypadku dojrzałych gospodarek rynkowych – dlatego też przedstawiamy dla Polski wyniki z kilku modeli.

Bliskie podobieństwo tych modeli uzasadnia w naszym mniemaniu porównywanie ich wyników, choć pewne różnice między nimi skłaniają do ostrożnego formułowania wniosków wypływających z tych porównań.

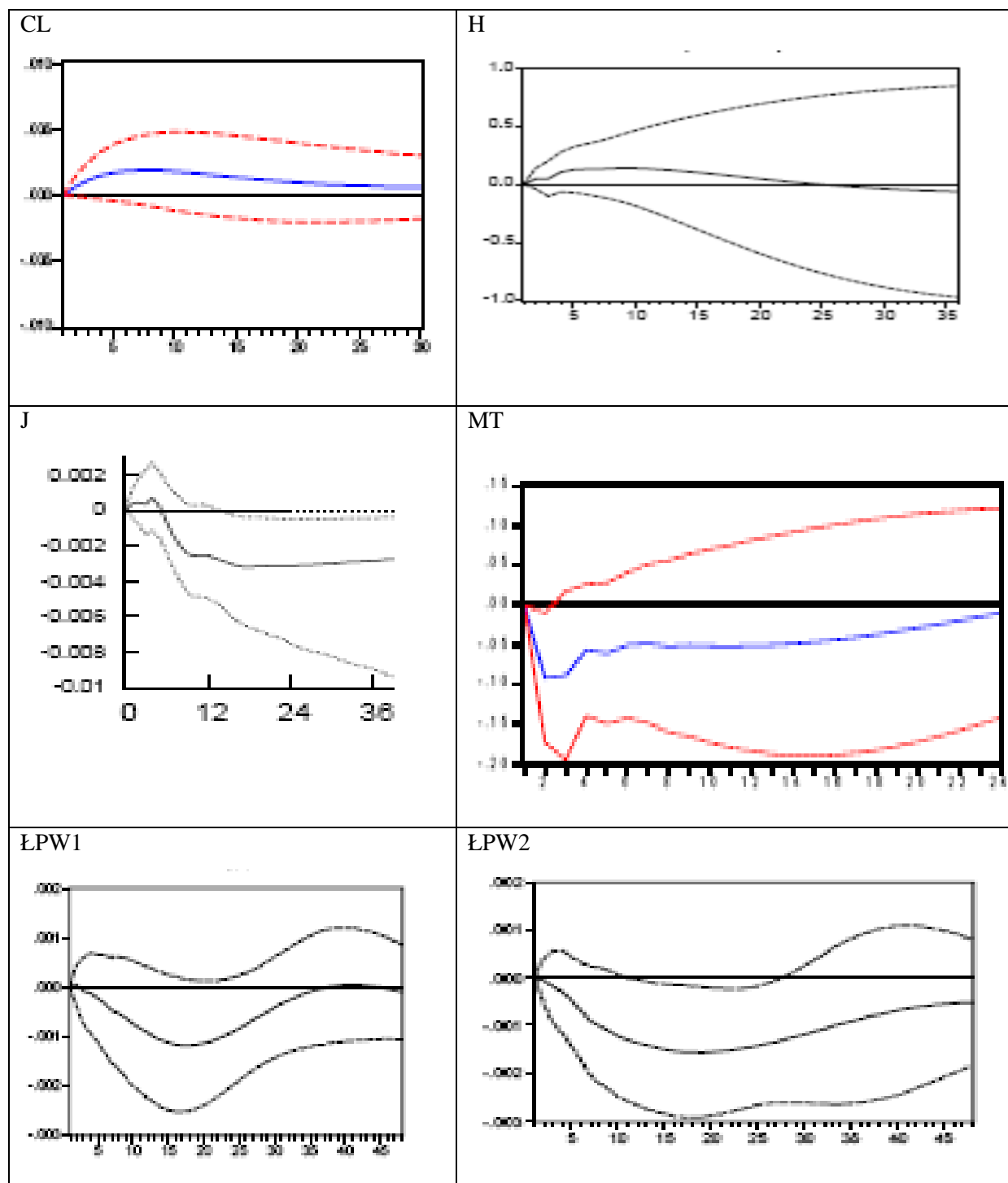
Rys. 4. Reakcja produkcji na impuls stopy procentowej (jedno odchylenie standardowe) – modele VAR dla Polski



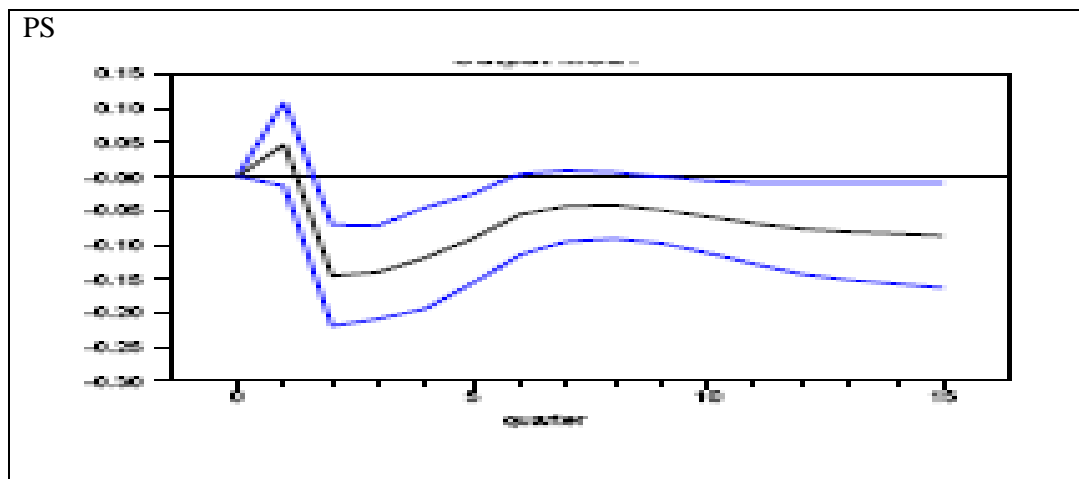
ŁPW1 identyfikacja wg schematu Christiano, Eichenbaum, Evans

ŁPW2 identyfikacja wg schematu Kim, Roubini

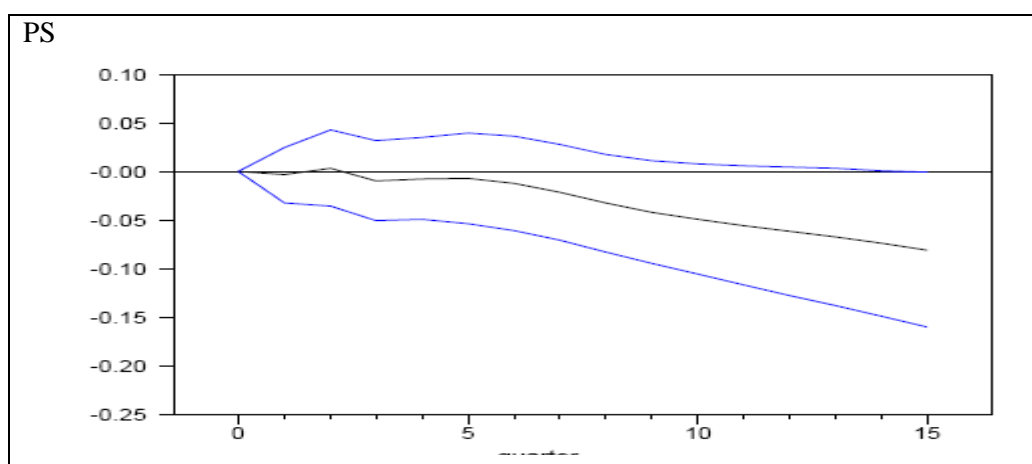
Rys. 5. Reakcja inflacji na impuls stopy procentowej (jw.) – modele VAR dla Polski



Rys. 6. Reakcja produkcji na impuls stopy procentowej (jw.) – model VAR dla strefy euro



Rys. 7. Reakcja inflacji na impuls stopy procentowej (jw.)– model VAR dla strefy euro



Przedstawione powyżej rysunki dotyczące Polski wykazują pewne różnice: reakcja produkcji w modelu Creela i Levasseur, a także inflacji w ich modelu i w modelu Hericourta odbiega nawet swoim kształtem od pozostałych wyników. Jednak wyniki uzyskane w pozostałych przypadkach są jakościowo podobne do siebie i jednocześnie podobne do wyników dla strefy euro (choć można

zauważyć pewne różnice w czasie potrzebnym dla uzyskania maksymalnego odchylenia od ścieżki bazowej i w wielkościach tego odchylenia). Można również mówić o jakościowej zgodności części wyników dla Polski ze stylizowanymi faktami dla gospodarek dojrzałych, a w szczególności o słabszej i późniejszej reakcji inflacji niż produkcji.

2.2 Modele strukturalne

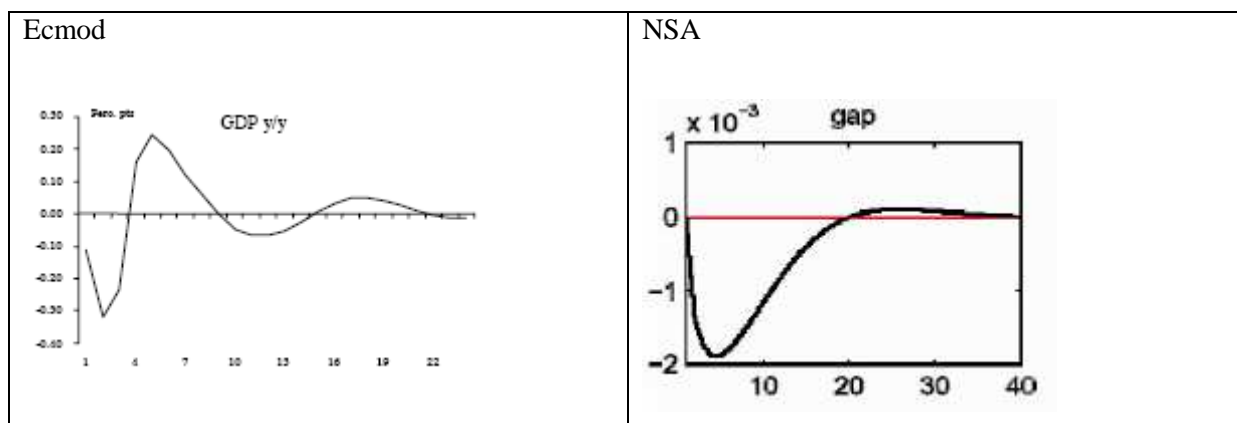
Analogiczne sprawdzenie zgodności generalnych cech mechanizmu transmisji dla Polski i dla strefy euro może zostać dokonane również dla przypadku, w którym mechanizm transmisji badany jest przy pomocy makroekonometrycznych modeli strukturalnych. Modele tego typu różnią się zwykle od siebie w znacznym stopniu, stąd porównywalności cech mechanizmów transmisji odzwierciedlonych w tych modelach jest znacznie bardziej ograniczona niż w przypadku modeli VAR. Ograniczamy się więc poniżej tylko do dwóch modeli dla każdego z interesujących nas przypadków. Dla Polski pokazujemy reakcje produkcji i inflacji na impuls stopy procentowej w dwóch modelach wykorzystywanych w pracach NBP, tj. w Ecmocie i w NSA (por. Fic et al. 2005, Przystupa i Wróbel 2006); dla strefy euro - również w dwóch modelach (choć w przypadku każdego z nich mamy do czynienia z wynikami 4 różnych symulacji, różniących się pewnymi szczegółami technicznymi) wykorzystywanych we wspomnianym już wcześniej projekcie badawczym Eurosystemu (por. Angeloni et al. 2003), tj. w NiGEMie i AWM (rys. 8,9,10 i 11)⁶.

Mamy tu znowu do czynienia z sytuacją podobną jak w poprzednim paragrafie – ogólny kształt reakcji produkcji i inflacji na impuls stopy procentowej jest dla większości pokazanych poniżej impulsów dość podobny, widoczne są jednak pewne różnice co do maksymalnej wielkości i czasu trwania tych reakcji.

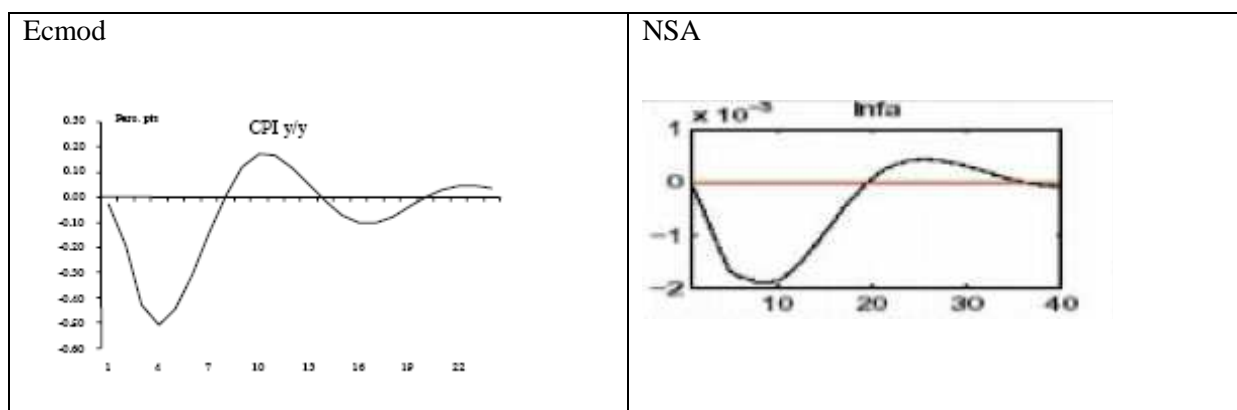
Podsumowując ten fragment naszych rozważań możemy więc stwierdzić, że zagregowany obraz polskiego mechanizmu transmisji, uzyskany tradycyjnymi metodami (modele VAR, tradycyjne modele strukturalne), wykazuje wystarczające podobieństwa do mechanizmu transmisji w strefie euro, by uzasadnione były głębsze i bardziej szczegółowe badania tej problematyki.

⁶ Interpretacja tych rysunków wymaga znacznej ostrożności ze względu na odmienną skalę osi czasu (kwartały dla polskich modeli, lata dla modeli strefy euro) oraz nieco odmienną definicję impulsów (wzrost krótkich stóp procentowych na 2 lata dla wszystkich modeli z wyjątkiem NSA, dla którego wzrost trwa tylko rok).

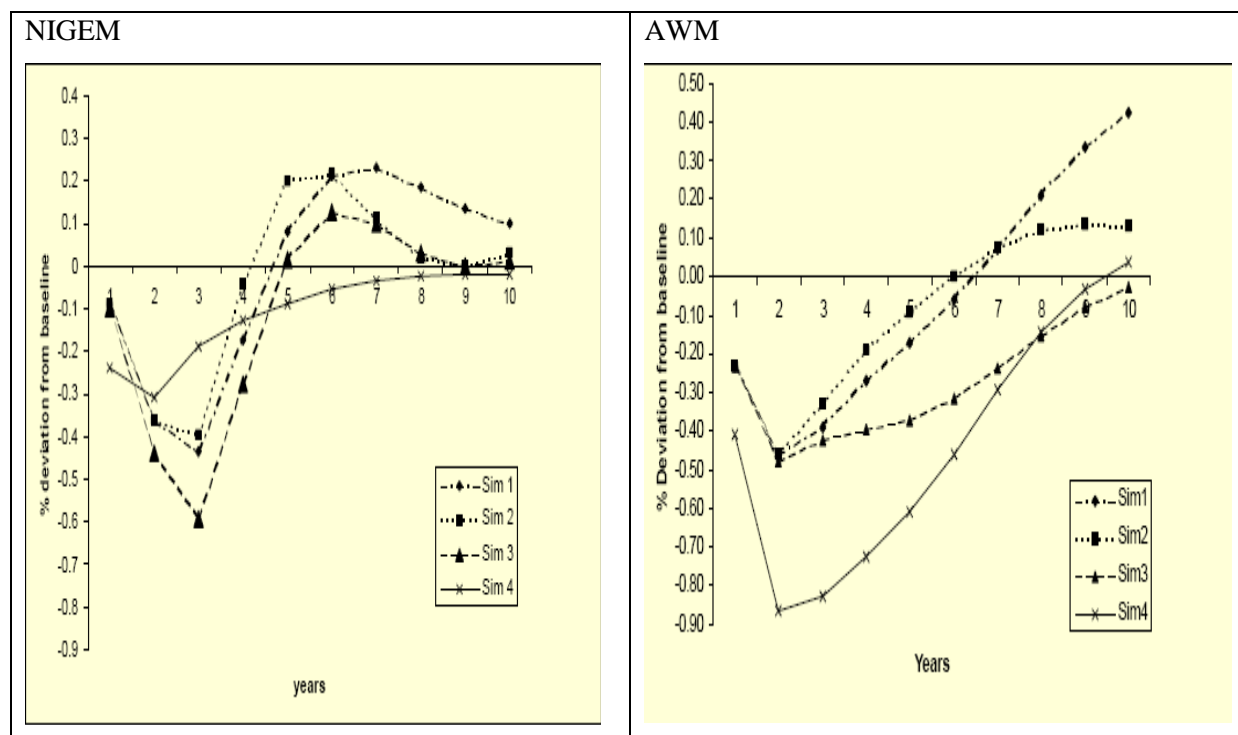
Rys. 8. Reakcja produkcji na impuls stopy procentowej – modele strukturalne dla Polski



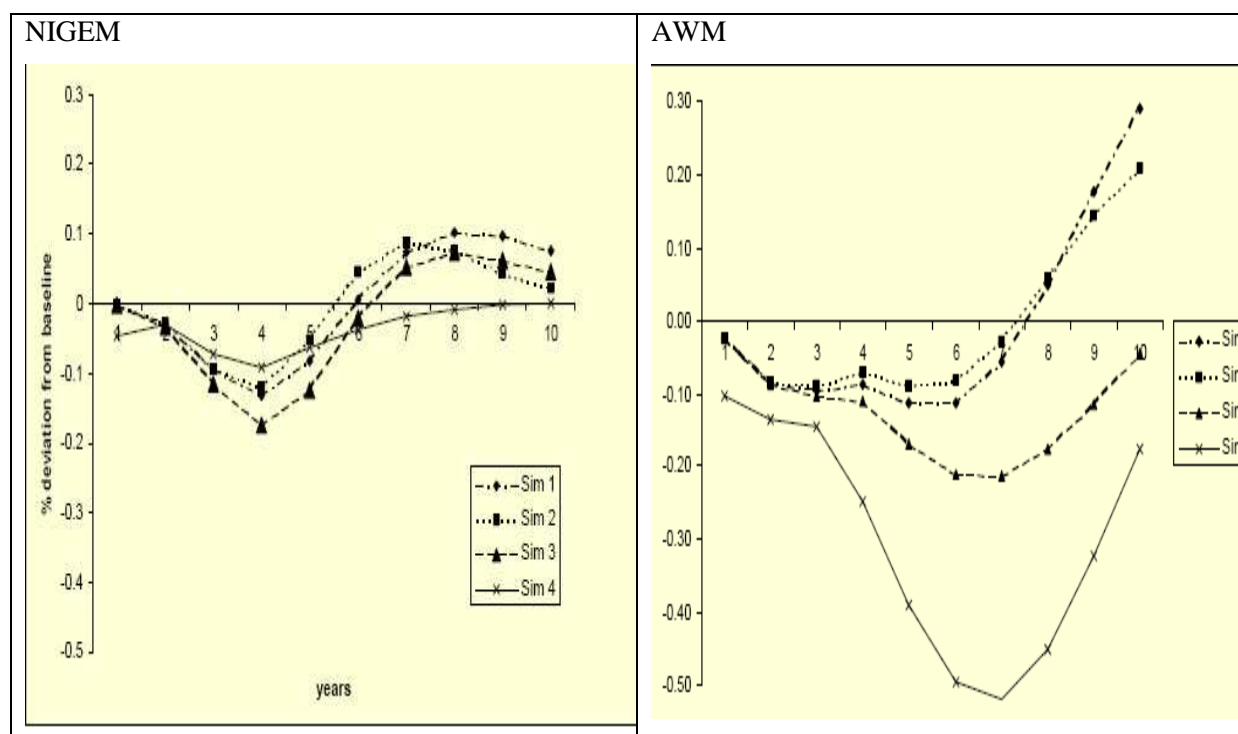
Rys. 9. Reakcja inflacji na impuls stopy procentowej – modele strukturalne dla Polski



Rys. 10. Reakcja produkcji na impuls stopy procentowej – modele strukturalne strefy euro



Rys. 11. Reakcja inflacji na impuls stopy procentowej – modele strukturalne strefy euro



3. Badania empiryczne kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce

3.1 Dostosowanie stóp procentowych w systemie bankowym⁷

Stopień dostosowania stóp od depozytów i kredytów w bankach jest istotnym czynnikiem determinującym kształt i efektywność mechanizmu transmisji monetarnej. Tempo dostosowań stóp procentowych oraz skala przenoszenia zmian stóp podstawowych na oprocentowanie produktów bankowych wyznacza możliwe tempo i wielkość dostosowania zagregowanego popytu i inflacji do zmian polityki pieniężnej. Znajomość opóźnień oraz średniej skali przenoszenia zmian stopy podstawowej na oprocentowanie produktów bankowych jest więc niezwykle ważna dla instytucji prowadzącej politykę pieniężną.

Teoria sugeruje, że w warunkach konkurencji doskonałej cena produktu równa się kosztowi krańcowemu, a zatem banki powinny dostosowywać oprocentowanie depozytów i kredytów do zmian odpowiednich stóp rynkowych. Badania pokazują jednak, że stopy procentowe w bankach dostosowują się do zmian stóp rynkowych z opóźnieniem i że często nie jest to dostosowanie pełne. Istnieje kilka możliwych przyczyn tych zjawisk:

- **Niedoskonała konkurencja:** W odniesieniu do niektórych produktów czy rynków, poszczególne banki nie są cenobiorcami, lecz cenotwórcami. Badania empiryczne potwierdzają, że stopień przenoszenia zmian podstawowych stóp procentowych na ceny produktów bankowych zależy od konkurencji w sektorze bankowym (np. Weth 2002). Sander, Kleimeier (2004) sugerują, że konkurencja ma większy wpływ na oprocentowanie depozytów niż kredytów, ponieważ problem asymetrii informacji dotyczy w znacznie większym stopniu kredytów i niż depozytów. Na efekt przenoszenia wpływ ma nie tylko konkurencja między bankami, lecz również między rynkiem pieniężnym i kapitałowym. Im lepiej jest rozwinięty rynek kapitałowy i im łatwiej można zastępować produkty bankowe produktami rynku kapitałowego, tym większy jest efekt przenoszenia.
- **Koszty zmiany cen produktu:** Zmiana ceny produktu pociąga za sobą konieczność poniesienia przez bank pewnych kosztów. Jeśli zmiany stóp podstawowych są częste i stosunkowo nieduże, banki komercyjne mogą unikać ponoszenia tych kosztów i zmieniać swoje ceny rzadziej, lecz silniej. W rezultacie ceny produktów bankowych będą reagowały z opóźnieniem na zmiany stóp podstawowych banku centralnego.
- **Niepewność dotycząca przyszłej polityki banku centralnego:** Jeśli banki odczuwają niepewność co trwałości zacieśniania lub łagodzenia polityki pieniężnej, mogą opóźniać decyzje dotyczące zmian

⁷ Ewa Wróbel

cen swoich produktów. Przejrzysta i zrozumiała dla rynków polityka pieniężna oraz dobra komunikacja banku centralnego z rynkami mogą takie opóźnienia zmniejszać.

- Problem wyboru właściwej rynkowej stopy procentowej do badań empirycznych: W praktyce nie wiemy, na podstawie których stóp rynkowych banki kształtują oprocentowanie swoich produktów. W badaniach często wykorzystuje się tę stopę, którą można uznać za instrument polityki pieniężnej banku centralnego. W praktyce jest to najczęściej stopa rynku międzybankowego jedno- lub trzymiesięczna. Sørensen i Werner (2006) zwracają jednak uwagę, że jeśli cena produktu opiera się na kosztach, to stopy rynkowe powinny odpowiadać z jednej strony *cost of funds*, z drugiej – *opportunity cost*. Przyjmowanie w badaniach jednej stopy procentowej dla produktów o długich i krótkich okresach zapadalności może być błędne i być jedną z przyczyn niskich szacunków stopnia przenoszenia.

Literatura przedmiotu zawiera zarówno pozycje pokazujące efekt przenoszenia w poszczególnych krajach, jak i w strefie euro, w badaniach posługiwano się danymi uśrednionymi dla całego sektora bankowego oraz danymi indywidualnymi z poszczególnych banków.⁸ Najświeższe badania przeprowadzone dla strefy euro (Sørensen i Werner, 2006) pokazują, że zarówno stopień dostosowania długookresowego, jak i szybkość dostosowania detalicznych stóp procentowych do odpowiednich stóp rynkowych są w poszczególnych krajach dość zróżnicowane. Inni autorzy – np. Mojon (2000) czy de Bondt (2002) pokazują jednak, że istnieje tendencja do stopniowego ich upodobniania się, przede wszystkim po przyjęciu wspólnej waluty.

W strefie euro istnieje długookresowy związek między większością stóp procentowych w bankach a odpowiednimi stopami rynkowymi. Wyjątkiem jest oprocentowanie rachunków oszczędnościowo-rozliczeniowych (*savings accounts*), których oprocentowanie kształtuje się niezależnie od stóp rynku międzybankowego. Zazwyczaj w niewielkim stopniu dostosowuje się oprocentowanie kredytów konsumpcyjnych mających słabe zabezpieczenie. W przeciwny sposób zmienia się oprocentowanie kredytów hipotecznych i kredytów dla firm – tu dostosowania są znacznie większe i szybsze (por. np. de Bondt (2002), Sørensen i Werner, (2006).

Badania dla strefy euro pokazują także, że stopień koncentracji rynku (konkurencja) ma wpływ na wielkość i szybkość efektu przeniesienia. Im niższy wskaźnik CR 5 i wskaźnik HH, tym szybciej dostosowywało się oprocentowanie produktów bankowych.

Badania stopnia i szybkości dostosowywania się stóp procentowych w Polsce nie są w pełni porównywalne z wynikami dla krajów strefy euro, gdyż prowadzono je dla stóp procentowych, których metodyka szacowania znacznie różniła się od tej, którą przyjął Europejski Bank Centralny.

⁸ Syntetyczny przegląd literatury znajduje się w pracy: Sørensen, Werner (2006)

Całkowicie porównywalne dane polskie istnieją dopiero od 2005 r. Jest to zbyt krótki szereg czasowy, by można było szacować na jego podstawie wielkości równowagi. W związku z tym, w opracowaniu ograniczamy się do wyników uzyskanych dla danych nie w pełni porównywalnych.⁹ Należy podkreślić, że wyniki dla Polski otrzymywano dla okresów, w których wyraźnie przeważały spadki stóp procentowych, związane ze spadkiem inflacji. Może to zaburzać relację między wielkością długookresowego dostosowywania się oprocentowania depozytów i kredytów. Kolejnym istotnym czynnikiem, który może obciążać wyniki jest fakt, że dopiero w warunkach niskiej i stabilnej inflacji banki zaczęły chętniej udzielać kredytów, w tym przede wszystkim kredytów długoterminowych (np. mieszkaniowe i hipoteczne). Mimo tych trudności można stwierdzić, że zasadnicze tendencje dotyczące stopnia i szybkości reakcji oprocentowania poszczególnych typów produktów bankowych jest zbliżone do tego, które występuje w strefie euro. (por. np. De Bondt (2002)).

Badanie dla Polski przeprowadzono posługując się modelem korekty błędem:

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

gdzie r_t oznacza średnie oprocentowanie depozytu lub kredytu w bankach komercyjnych (dane NBP), $m r_t$ to stopa rynku pieniężnego (1- lub 3-miesięczna stopa WIBOR), Δ jest operatorem różnicowym, zaś α_0 , α_1 , β_1 , β_2 to parametry, przy czym $\beta_1 < 0$. Współczynnik α_1 mierzy wielkość natychmiastowego dostosowania stopy detalicznej do stopy rynku pieniężnego, współczynnik β_2 natomiast – stopień dostosowania długookresowego oprocentowania w banku do stopy rynkowej. Wyniki dla okresu 1995-2001 pochodzą z pracy Wróbel, Pawłowska (2002), dla okresu 2002-2006 zostały sporządzone na potrzeby niniejszego opracowania.

- Depozyty gospodarstw domowych: W długim okresie dostosowanie oprocentowania depozytów gospodarstw domowych do zmian rynkowej stopy procentowej (WIBOR 1M lub WIBOR 3M) w okresie 1995-2001 było stosunkowo wysokie i wynosiło od 0,8 do poziomu przekraczającego 1,0 dla depozytu o zapadalności 1 roku. W latach 2002-2006 efekt przenoszenia obniżył się do poziomu 0,5-0,7. Szybkość dostosowań wynosiła od ok. półtora miesiąca do czterech miesięcy. Wyjątkiem było oprocentowanie depozytów na rachunkach oszczędnościowo-rozliczeniowych (ROR) – podobnie jak w krajach strefy euro – nie dostosowywało się ono do zmian stóp rynkowych ani w krótkim, ani w długim okresie.

⁹ Na początku 2002 r. zmieniono metodykę liczenia stóp procentowych w polskim sektorze bankowym, dlatego dane z lat 1995-2001 są nie w pełni porównywalne z danymi dla lat 2002-2006 – w opracowaniu pokazujemy więc odpowiednie wyliczenia dla obu okresów.

- Kredyty konsumpcyjne: Oprocentowanie kredytów konsumpcyjnych dostosowuje się w długim okresie do stóp rynku pieniężnego ze współczynnikiem od 0,5 do 0,6. Wyjątek stanowi kredyt jednoroczny, który w długim okresie dostosowywał się do stopy rynkowej ze współczynnikiem przewyższającym jeden. Dostosowania oprocentowania tych kredytów przebiegają bardzo wolno – od sześciu do jedenastu miesięcy. Jedynym wyjątkiem wydaje się być kredyt o zapadalności powyżej 5 lat, którego oprocentowanie dostosowywało się w ciągu niecałych dwóch miesięcy.
- Kredyty mieszkaniowe: Długookresowa równowaga występuje między stopą WIBOR 3M a oprocentowaniem kredytów o okresie do zapadalności powyżej 5 lat. Dla kredytów o krótszych okresach do zapadalności związek ten nie występuje. Ten rodzaj kredytu jest dobrze zabezpieczony (hipoteka) i zapewne dlatego reakcja banków jest w tym wypadku stosunkowo duża (w długim okresie współczynnik dostosowania wynosi ok. 0,9), a szybkość dostosowania – poniżej trzech miesięcy.
- Kredyty dla przedsiębiorstw: Istnieje długookresowy związek między oprocentowaniem kredytów dla przedsiębiorstw – kredytów w rachunku bieżącym i kredytów o zapadalności od 1 roku do 5 lat, a stopą rynku międzybankowego (WIBOR 3M), przy czym stopień dostosowywania się w długim okresie wynosił 1,1-1,2. Szybkość dostosowania była również bardzo wysoka i wynosiła ok. półtora miesiąca.

Badania cech banków wpływających na kształtowanie się efektu przenoszenia w Polsce wskazują przede wszystkim na sytuację finansową banków (wskaźnik ROA) oraz na jakość portfela kredytów (Chmielewski, 2003). Banki mające lepszą sytuację finansową dostosowywały oprocentowanie kredytów i depozytów o długich okresach do zapadalności szybciej i w większym stopniu niż inne banki. Chmielewski (2003) nie wyjaśnia jednak, czy takie postępowanie banków jest spowodowane wyższym niż w innych bankach wskaźnikiem ROA, czy też dobra sytuacja finansowa jest skutkiem szybkiej i efektywnej reakcji na zmiany stóp rynkowych. Z pracy tej wynika także, że banki mające gorsze portfele kredytowe dostosowywały oprocentowanie kredytów do zmian stóp rynkowych szybciej niż inne banki, natomiast oprocentowanie najpopularniejszych depozytów (od 3 do 12 miesięcy) – z większym opóźnieniem. Według autora, banki mające gorszy portfel kredytów chciały w ten sposób dopasować ceny depozytów do zwiększonego ryzyka i jednocześnie poprawić jakość aktywów, przyciągając bezpieczniejszych kredytobiorców.

3.2 Kanał kredytowy¹⁰

Istnieją dwie podstawowe koncepcje działania kanału kredytowego:

- Według pierwszej z nich, tj. kanału kredytów bankowych (*bank-lending channel*), polityka monetarna może mieć silniejszy wpływ na zagregowane wydatki niż wynikałoby z działania tradycyjnego kanału stopy procentowej. Zacieśnienie polityki monetarnej zmniejsza rezerwy banków¹¹, redukując ich zdolność do udzielania pożyczek, a to z kolei wpływa na zależnych od banku pożyczkobiorców, wymuszając ograniczenie wydatków (Hubbard, 1994). W literaturze wyróżnia się dwa warunki funkcjonowania kanału kredytów bankowych. Po pierwsze, polityka pieniężna – poprzez kształtowanie sytuacji płynnościowej oraz bilansów banków – musi mieć wpływ na podaż kredytu. Po drugie, kredyt musi być istotnym źródłem finansowania w gospodarce, co gwarantuje, iż zmiany jego dostępności znajdą odzwierciedlenie w zmianach presji popytowej (Ramey, 1993).
- W drugiej koncepcji, tj. koncepcji kanału bilansowego (*balance sheet channel*) mechanizmu transmisji, bezpośrednie oddziaływanie polityki pieniężnej na stopy procentowe w sektorze bankowym jest wzmocnione przez spowodowane tą polityką zmiany zewnętrznej premii finansowej. Premia ta, będąc różnicą między kosztem pozyskania finansowania zewnętrznego (akcje, papiery dłużne, kredyt), a kosztem finansowania wewnętrznego (z nagromadzonych zysków) odzwierciedla niedoskonałości rynku kredytowego. Zmiana polityki pieniężnej wpływając na zewnętrzną premię finansową (np. poprzez zmianę wartości aktywów finansowych stanowiących zabezpieczenie kredytów), zmienia koszt kredytu i w konsekwencji, wydatki realne, wzmocniając oddziaływanie stopy procentowej na gospodarkę (Bernanke, Gertler, 1995).

W obydwu koncepcjach przyjmuje się założenie, że bank centralny jest w stanie wpływać na podaż kredytów. Jeżeli banki mogą kompensować zmniejszenie depozytów wynikające z operacji otwartego rynku prowadzonych przez bank centralny, np. przez pozyskiwanie płynności z zagranicy, to kanał kredytowy ma ograniczony wpływ na gospodarkę realną.

W pracy opisującej działanie kanału kredytowego w Polsce (Łyziak, Przystupa, Wróbel, 2008) wykazano, że banki zwiększają podaż kredytów w sytuacji wzrostu stopy procentowej od udzielanych pożyczek i redukują podaż kredytów, kiedy stopa referencyjna NBP rośnie. Z kolei Bernanke i Blinder (1988) sugerują, że popyt na kredyt powinien wzrastać wraz ze wzrostem produkcji. W Polsce teza ta

¹⁰ Tomasz Łyziak, Jan Przystupa, Ewa Wróbel

¹¹ W oryginalnej wersji koncepcji kanału kredytowego zakładano, że poluzowanie/zacieśnienie polityki pieniężnej zmniejsza/zwiększa płynność banków. Alternatywnie można wprowadzić do niej kontrolowaną przez bank centralny stopę procentową. W najprostszej wersji można przyjąć założenie stałego popytu na pieniądź. W bardziej wyrafinowanej – można wprowadzić funkcję reakcji banku centralnego (stopę procentową) połączoną z innymi zmiennymi (Egert, MacDonald, 2008).

jest prawdziwa w długim okresie. W krótkim okresie natomiast dopuszczalny jest spadek popytu na kredyt wraz ze wzrostem produkcji. Dzieje się tak dlatego, ponieważ poprawa sytuacji finansowej firm powoduje wzrost finansowania inwestycji ze środków własnych. Z drugiej strony, wzrost stopy referencyjnej wpływa na zmniejszenie wartości netto firm ograniczając ich możliwości inwestycyjne. Zatem przedsiębiorstwa zaczynają poszukiwać finansowania zewnętrznego, ale spotykają się z mniejszą skłonnością banków do udzielania im pożyczek (gorszy wynik bilansowy), dodatkowo wzmacnianą zmniejszaniem rezerw w bankach. Przy czym, zarówno podaż, jak i popyt na kredyt reagują na zmianę stopy procentowej z opóźnieniem (czas na dostosowanie portfela, inercja procesów inwestycyjnych). Cytowane badanie dotyczące Polski potwierdziło istnienie kanału kredytowego i opisany sposób jego funkcjonowania, lecz jednocześnie pokazało niewielką siłę jego oddziaływania w skali całej gospodarki.

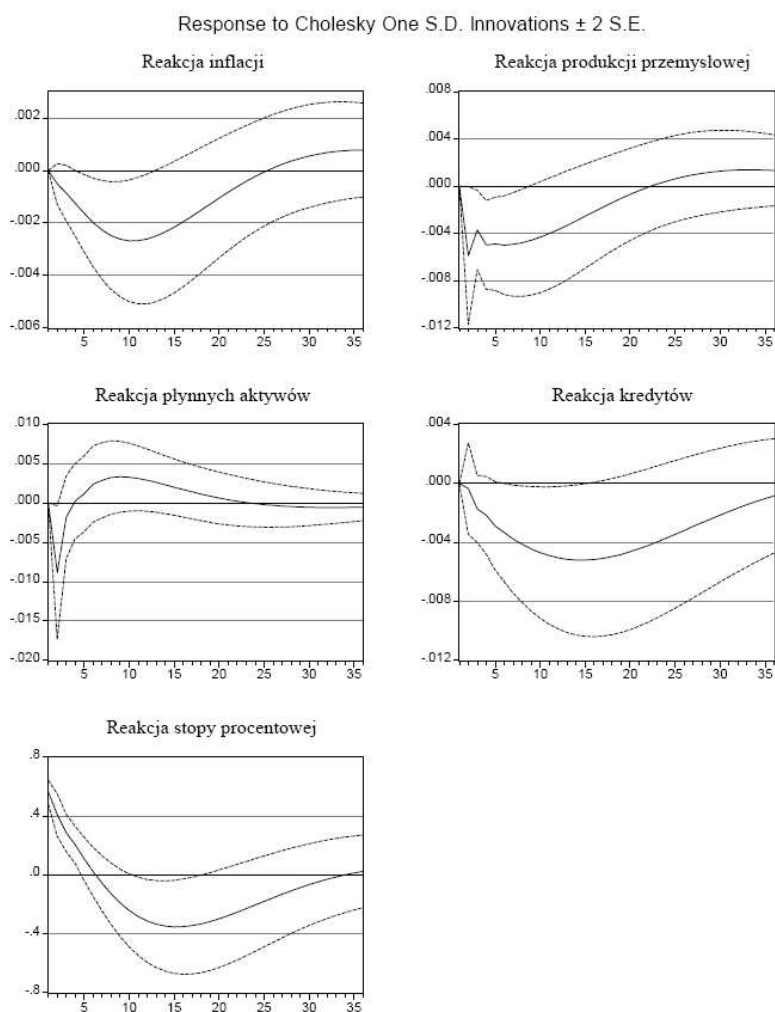
Nieco bardziej wyraźny obraz działania kanału kredytowego autorzy cytowanej pracy uzyskali prowadząc analizę na poziomie zdezagregowanym. Wprawdzie nie znalazła potwierdzenia teza o różnym dostosowaniu podaży kredytów dla małych i dużych przedsiębiorstw, jednak wynika to zapewne z ograniczeń natury statystycznej, tj. z faktu, iż w grupie przedsiębiorstw indywidualnych, zatrudniających ponad 9 pracowników, znajdują się zarówno podmioty małe jak też stosunkowo duże. Wykazano natomiast odmienną skalę dostosowań podaży różnych kredytów bankowych. W szczególności, wydaje się, że w sytuacji zacieśnienia polityki pieniężnej banki ograniczają istotnie podaż kredytów krótkoterminowych (rewolwingowych, w rachunku bieżącym), podczas gdy podaż kredytów długoterminowych (inwestycyjnych) nie reaguje w takim stopniu.

Ważną okolicznością przy analizie funkcjonowania kanału kredytowego jest zjawisko poduszki płynnościowej (*buffer-stock behaviour*). Działanie tego kanału może być w sposób istotny zmniejszone w sytuacji, gdy banki komercyjne utrzymują duże portfele aktywów o wysokim stopniu płynności. Stanowią one swoistą poduszkę płynnościową mogącą powstrzymać banki przed koniecznością ograniczania akcji kredytowej w sytuacji wzrostu stóp procentowych banku centralnego. Efekt poduszki płynnościowej został przetestowany i potwierdzony empirycznie m.in. w Holandii (Garretsen i Swank, 1998; Kakes, 1998) i w Niemczech (Kakes, Sturm i Maier, 1999), gdzie skutkiem zaostrzenia polityki pieniężnej jest wyraźnie głębsza redukcja aktywów płynnych niż dostosowanie akcji kredytowej. Warto nadmienić, że efekt poduszki płynnościowej może być istotny także dla kanału stopy procentowej. Altimari et al. (1997) pokazują, że portfel obligacji skarbowych utrzymywany we włoskich bankach komercyjnych ograniczał wrażliwość stóp procentowych w tych bankach na zmiany polityki pieniężnej.

Łyziak, Przystupa i Wróbel (2008) pokazują, że posiadanie przez polskie banki komercyjne dużych portfeli płynnych aktywów stanowi – podobnie jak w Holandii czy Niemczech – czynnik ograniczający efektywność kanału kredytowego. Zmienność portfeli aktywów o wysokim stopniu

płynności jest w polskich bankach znacznie większa niż wolumenu kredytów. Ponadto, o ile reakcja aktywów o wysokim stopniu płynności na nieoczekiwaną zmianę stopy procentowej jest natychmiastowa i dość silna, o tyle reakcja kredytów jest opóźniona i znacznie słabsza (por. Rys.12).

Rys. 12. Efekt poduszki płynnościowej w Polsce: funkcje reakcji wybranych zmiennych na nieoczekiwaną zmianę stopy procentowej z modelu VAR



Źródło: Łyziak, Przystupa i Wróbel (2008).

3.3 Kanał kursowy: efekt przenoszenia zmian kursu na poziom cen krajowych¹².

Podręcznikowa definicja efektu przeniesienia zmian kursu na poziom cen krajowych określa reakcję cen importu wyrażonych w walucie krajowej na zmianę relacji kursowych między krajem eksportującym a importującym (Goldberg i Knetter, 1997). W warunkach doskonałej konkurencji

¹² Jan Przystupa, Ewa Wróbel

wskaźnik ten powinien być równy jedności. Gagnon i Ihrig (2004) potwierdzili tezę Taylora (2000) wykazując, że jeżeli producenci mają zaufanie do polityki monetarnej aktywnie stabilizującej inflację, to są mniej skłonni do zmian cen konsumpcyjnych w odpowiedzi na zmianę kursu waluty. Analizując efekt *pass-through* w krajach uprzemysłowionych w latach 1971-2004 oszacowali, że ustabilizowanie inflacji w połowie lat 80-tych ubiegłego wieku spowodowało obniżenie efektu przeniesienia z 0,16 w latach 1971-1983 do 0,05 w okresie 1984-2004. W krajach, które w latach 90-tych wprowadziły bezpośredni cel inflacyjny (BCI), spadek był jeszcze większy: z 0,18 do 0,03 (Tab.). Oznacza to, że korelacja między zmianami kursu a cenami dóbr konsumpcyjnych prawie nie istnieje: 10-procentowa deprecjacja powoduje wzrost cen konsumpcyjnych nie większy niż 0,3%. Podobne wnioski wynikają z badań McCarthy'ego (1999) stosującego inną metodę analizy.

Wcześniejsze prace znacznie szerzej definiowały efekt *pass-through*, np. Kahn (1987). Zwracano uwagę, że zmiany cen importu paliw i dóbr zaopatrzeniowych wpływają na ceny producenta powodując wahania kosztów produkcji, co przenosi się na ceny towarów i usług konsumpcyjnych. Z drugiej strony, na te ceny bezpośrednio oddziałują fluktuacje cen importu wyrobów gotowych. Ponadto, generowane zmianami kursu wahania cen wewnętrznych wpływają na popyt krajowy, zmieniając relacje między popytem potencjalnym i rzeczywistym, a zmiany luki popytowej są bezpośrednio przenoszone na tempo wzrostu cen konsumpcyjnych. Zależności te są nadal istotne w krajach restrukturyzujących swoje gospodarki (np. kraje Europy Środkowo-Wschodniej – tab. 3).

Wielkość efektu przeniesienia otrzymana przez Gagnona i Ihriga oraz McCarthy'ego dla krajów rozwiniętych w latach 1971-1983 jest zbliżona do aktualnego poziomu *pass-through* w Polsce i innych krajach Europy Środkowo-Wschodniej (tab. 3). Bardziej szczegółowe analizy dotyczące Polski pokazują, że teza tych autorów jest prawdziwa również w odniesieniu do tzw. rynków wschodzących: w miarę wydłużania okresu badania, tj. wydłużania okresu, w którym jest prowadzona polityka bezpośredniego celu inflacyjnego, wskaźnik *pass-through* istotnie maleje – z 0,42 do 0,21. Przy czym symetrycznie maleją efekty bezpośrednie, zarówno związane wyłącznie ze zmianami kursu (*pass-through* zmniejszył się z 0,24 w 2002 r. do 0,12 w 2007 r.), jak i ze zmianami cen ropy naftowej, łącznie ze skutkami popytowymi tych zmian (spadek z 0,14 do 0,07) – tab.4.

Tab. 3. Efekt przeniesienia zmian kursu na poziom cen importu, producenta i konsumenta

Kraj	Lata objęte badaniem	Metoda badania	Wpływ zmian kursu złotego na:					
			ceny importu (PM)		ceny producenta (PPI)		ceny konsumenta (CPI)	
			po 2 kw.	po 8 kw.	po 2 kw.	po 8 kw.	po 2 kw.	po 8 kw.
Polska	1997-2002	S-VAR bazujący na modelu MacCarthy'ego	0.51	0.79	0.26	0.59	0.17	0.42
	1998(9)-2007	Autor: J.Przystupa	0.50	0.73	0.24	0.51	0.11	0.21
	1998(9)-2007 1991-2004 1999-2004	VAR/VECM J.Przystupa, E.Wróbel	0.46	0.54			0.10	0.25
		M.Ca'Zorzi et al.	ok. 0.70	1.30			ok. 0.25	0.56
		Iikka Korhonen					0.09	0.09
	1998(9)-2007	Model oparty na krzywej Phillipsa J.Przystupa, E.Wróbel					0.12	0.19
1998(9)-2007 1990-1999	Model NSA Modele jednorównaniowe J.Campa, L.Goldberg	0.50	0.99			0.16	0.27	
Czechy	1993-2001 1998-2003 1999-2004	VAR/VECM M.Ca'Zorzi et al.	ok. 0.65	0.48	0.18	0.23	ok. 0.57	0.77
		M. Bitans					0.09	0.14
	1990-1999	Iikka Korhonen	0.38	0.61			0.03	0.03
		Modele jednorównaniowe J.Campa, L.Goldberg						
Węgry	1990-2003 2001-2003 1999-2004	VAR/VECM M.Ca'Zorzi et al.	ok. 1.05	1.77	0.36	0.40	ok. 0.40	0.91
		M. Bitans					0.20	0.21
	1990-1999	Iikka Korhonen	0.58	0.85			0.06	0.06
		Modele jednorównaniowe						

Kraj	Lata objęte badaniami	Metoda badania	Wpływ zmian kursu złotego na:					
			ceny importu (PM)		ceny producenta (PPI)		ceny konsumenta (CPI)	
			po 2 kw.	po 8 kw.	po 2 kw.	po 8 kw.	po 2 kw.	po 8 kw.
		J.Campa, L.Goldberg						
Kraje euro	1990-2002	VAR/VECM	0.42	1.17	0.04	0.17	0.01	0.02
	1983-2004	H.Faruqee	ok. 0.55	0.72			ok. 0.06	0.13
	1990-2004	M.Ca'Zorzi et al. Modele jednorównaniowe J.Campa, L.Goldberg, J.Gonzalez	0.66	0.81				
USA	1990-2002	VAR/VECM	0.15	0.30				
	1983-2004	H.Faruqee	ok. 0.21	0.38			ok. 0.01	0.02
	1990-2004	M.Ca'Zorzi et al. Modele jednorównaniowe J.Campa, L.Goldberg,	0.26	0.41				
Japonia	1990-2002	VAR/VECM	0.56	0.57				
	1983-2004	H.Faruqee	ok. 1.14	1.05			ok. 0.02	0.04
	1990-2004	M.Ca'Zorzi et al. Modele jednorównaniowe J.Campa, L.Goldberg,	0.88	1.26				
Kraje z BCI	1971-1983							0,18
	1984-2004	Model wielorównaniowy Gagnon i Ihrig						0,03

Tab. 4. Bezpośrednie i pośrednie efekty przeniesienia zmian kursu złotego na poziom cen importu, producenta i konsumenta

Efekt <i>pass-through</i> po → dla ↓	2 kwartałach		4 kwartałach		8 kwartałach	
	Estym. 2002	Estym. 2007	Estym. 2002	Estym. 2007	Estym. 2002	Estym. 2007
cen transakcyjnych w imporcie (PM)	0,51	0,50	0,69	0,65	0,79	0,73
z tego identyfikowany ze:						
wstrząsem podażowym (cena ropy)	0,12	0,12	0,15	0,14	0,17	0,15
wstrząsem kursowym	0,39	0,38	0,54	0,51	0,62	0,58
cen produkcji sprzedanej w przemyśle przetwórczym (PPI)	0,27	0,24	0,50	0,44	0,59	0,51
z tego identyfikowany ze:						
wstrząsem podażowym (cena ropy)	0,05	0,05	0,09	0,07	0,11	0,09
wstrząsem popytowym (przypisanym do zmian ceny ropy)	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
wstrząsem kursowym	0,20	0,17	0,37	0,33	0,43	0,37
wstrząsem popytowym (przypisanym do zmian kursu)	0,01	0,01	0,03	0,03	0,04	0,04
cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI)	0,17	0,11	0,36	0,19	0,42	0,21
z tego identyfikowany ze:						
wstrząsem podażowym (cena ropy)	0,02	0,02	0,09	0,05	0,11	0,06
wstrząsem popytowym (przypisanym do zmian ceny ropy)	0,00	0,00	0,02	0,01	0,03	0,01
wstrząsem kursowym	0,14	0,08	0,21	0,11	0,24	0,12
wstrząsem popytowym (przypisanym do zmian kursu)	0,01	0,01	0,04	0,02	0,04	0,02

O ile w Polsce wpływ zmian kursu złotego na poziom cen konsumpcyjnych zmniejszył się dwukrotnie, to zdecydowanie mniej podatna na spadek jest siła reakcji cen produkcji sprzedanej przemysłu (PPI) – efekt *pass-through* zmienił się z 0,59 na 0,51 (o 15,6%). Oznacza to, że chociaż producenci krajowi wykazują dużą wrażliwość na zmiany cen dóbr zaopatrzeniowych, to spowodowane tym wahania kosztów produkcji są w dużym stopniu kompensowane wewnątrz sektora: zmianami jednostkowych kosztów pracy, dużą konkurencją na rynku krajowym (towary produkowane w kraju i pochodzące z importu), dynamicznie rosnącym (trzykrotny wzrost wartości od 2003 r.) i w całym okresie zyskownym eksportem.

Pewnym zaskoczeniem jest wysoki poziom efektu przeniesienia zmian kursu złotego na ceny producenta, znacząco wyższy niż w krajach naszego regionu (0,4 na Węgrzech, 0,23 w Czechach) i zdecydowanie wyższy niż w krajach strefy euro (0,17) – Tab. 3. Tym bardziej, że rozmiary efektu *pass-through* dla cen transakcyjnych w imporcie są porównywalne w Polsce i w innych krajach o podobnym stopniu otwartości gospodarki (Polska: 0,5-0,8, Czechy: 0,5-0,6, Węgry: powyżej 0,8, kraje strefy euro: ok. 0,9). Sugeruje to, że w Polsce w podobnym stopniu jak w innych krajach, działają czynniki odchylające efekt przeniesienia od jedności, tj.:

- niedoskonała konkurencja (najmniejszy efekt *pass-through* występuje w sektorach o niedoskonałej konkurencji, gdzie producenci mają dużą siłę monopolistyczną i potrafią dokonywać segmentacji rynku; Goldberg i Knetter, 1997);
- strategia cenowa na rynku (utrzymanie udziału; wprowadzanie nowych firm, nowych produktów; Dornbusch, 1987; Mann, 1986);
- strategia cenowa korporacji transnarodowych (Dornbusch, 1987),

ale dotyczy to tylko pierwszego etapu penetracji importu. Na drugim etapie – wytwarzania dóbr – prawdopodobnie w Polsce dominuje efekt rozproszenia produkcji (mniejsza siła monopolistyczna producentów) oraz efekt strategii inwestorów zagranicznych w latach 90-tych, dokonujących importochłonnych inwestycji w przemyśle chemicznym i samochodowym.

Oprócz wielkości efektu *pass-through* istotną informacją, pozwalającą na właściwą reakcję polityki pieniężnej, jest szybkość reakcji cen na zmianę kursu oraz proporcje między bezpośrednimi i pośrednimi efektami przeniesienia.

Estymacja efektu *pass-through* dokonana dla Polski w 2007 r. (Przystupa, Wróbel, praca w toku) pokazuje, że szybkość działania kanału kursowego nie odbiega od szacunków dla OECD (Camp i Goldberg, 2002) i krajów strefy euro (Anderton, 2003). Przyjmując, że całkowity efekt *pass-through* jest równy 100%, to w kwartale t_0 zrealizuje się 17% tego efektu w przypadku cen importu i 11% w przypadku cen konsumpcyjnych, w kwartale t_1 odpowiednio 49% i 43%, w kwartale t_2 : 25% i 30%. A zatem w ciągu trzech kwartałów zrealizuje się 91% efektu przeniesienia zmian kursu na ceny

importowe i 84% na ceny konsumpcyjne. Zmiana poziomu cen spowodowana zmianą kursu waluty krajowej będzie w przypadku cen importowych wynikała w 79% bezpośrednio ze zmiany kursu, 21% będą stanowiły efekty wtórne. W przypadku cen producenta relacja ta wyniesie 73% i 27%, a dla cen konsumpcyjnych: 57% i 43% (Tab. 4). W krajach strefy euro większą rolę odgrywają efekty wtórne (Anderton, 2003).

Warto również zwrócić uwagę na zależność między zmiennością kursu a wielkością efektu *pass-through*. W gospodarkach dojrzałych, importerzy obserwując wysoką zmienność kursu walutowego - zmieniając marżę a nie ceny, redukują efekt przeniesienia (Mann, 1986). Natomiast wyniki badań przeprowadzonych dla gospodarek krajów rozwijających się są odmienne. Ghosh, Ostry, Gulde i Wolf (1997) stwierdzili, że w krajach restrukturyzujących swoje gospodarki, 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. Spadek siły wpływu zmian kursu na ceny konsumpcyjne w Polsce może być zatem w części hamowany relatywnie wysoką zmiennością kursu złotego. W miarę stabilizowania się gospodarki, zmienność kursu powinna zacząć działać zgodnie z hipotezą Manna (1986) – w kierunku redukcji efektu przeniesienia. Uczestnictwo Polski w ERM2 wymuszające redukcję zmienności kursu, może w krótkim czasie sprowadzić efekt *pass-through* do poziomu charakterystycznego dla gospodarek dojrzałych, tj. 0,03.

3.4 Antycypacyjność w gospodarce

Badania stopnia antycypacyjności w polskiej gospodarce szły w dwóch kierunkach. Pierwszy z nich dotyczył badania cech oczekiwań inflacyjnych konsumentów, dla których dysponujemy danymi porównywalnymi dla wszystkich krajów Unii Europejskiej. Drugi z nich polegał na estymacji małego strukturalnego modelu mechanizmu transmisji polityki pieniężnej technikami bayesowskimi celem identyfikacji wag zmiennych antycypacyjnych w różnych równaniach modelu.

3.4.1 Oczekiwania inflacyjne konsumentów¹³

W świecie elastycznych płac i cen oraz racjonalnych oczekiwań polityka pieniężna oddziałuje na inflację przez kanał oczekiwań w sposób natychmiastowy, bez strat w realnej gospodarce. Przesłanki teoretyczne i empiryczne wskazują jednak na nieadekwatność tych założeń. Brak spełnienia hipotezy racjonalnych oczekiwań – obok uwzględnienia innych rodzajów sztywności występujących w gospodarce – prowadzi do wydłużenia mechanizmu transmisji polityki pieniężnej.

¹³ Tomasz Łyziak

W nowej ekonomii keynesistowskiej wyraźny jest jednak nurt kwestionujący zasadność hipotezy racjonalnych oczekiwań na gruncie teoretycznym. Mechanizmy wyjaśniające brak spełnienia tej hipotezy obejmują m.in. powolny proces rozchodzenia się informacji wraz z kosztami jej zdobywania i przetwarzania (konceptcja *sticky information*: Mankiw i Reis, 2002; Reis, 2005), jak również problem okresowego aktualizowania posiadanego zbioru informacji (tzw. *rational inattention*: Sims, 2005). Również badania empiryczne, wykorzystujące bezpośrednie miary oczekiwań inflacyjnych, podważają hipotezę racjonalnych oczekiwań (dla krajów strefy euro por. np. Forsells i Kenny, 2004, 2006).

Cechy oczekiwań inflacyjnych polskich konsumentów na tle cech oczekiwań inflacyjnych tej samej grupy podmiotów w strefie euro zostały po raz pierwszy porównane w pracy Łyziak (2003). Stwierdzono w niej m.in., że obciążenie oczekiwań inflacyjnych konsumentów w Polsce wydaje się większe niż w strefie euro, a stopień wykorzystania dostępnych informacji – istotnie niższy (brak makroekonomicznej efektywności oczekiwań w Polsce wobec średniego poziomu efektywności oczekiwań inflacyjnych w strefie euro). Zarówno w krótkim jak i długim okresie oczekiwania inflacyjne konsumentów w Polsce okazały się silnie zależne od bieżącej stopy inflacji.

Łyziak i Stanisławska (2006), podjęli pogłębioną próbę analizy, w przekroju międzynarodowym, związku oczekiwań inflacyjnych konsumentów z inflacją bieżącą, zarówno w długim jak i w krótkim okresie. W tym celu wykorzystano różne miary przewidywań inflacyjnych – miary probabilistyczne kwantyfikowane na podstawie ankiet jakościowych, wyniki ankiet typu ilościowego oraz statystykę bilansową opisującą rozkład odpowiedzi na jakościowe pytanie ankietowe dotyczące oczekiwań inflacyjnych.

- Jeśli chodzi o zachowanie oczekiwań inflacyjnych w krótkim okresie, uzyskane wyniki były wyraźnie zależne od stosowanych miar. Nie znaleziono kraju, w którym wszystkie analizowane miary oczekiwań inflacyjnych byłyby stabilne w sytuacji rosnącej inflacji bieżącej. Tylko w jednej z rozpatrywanych gospodarek, tj. we Włoszech, wszystkie miary oczekiwań wskazywały na ich silny krótkookresowy związek z inflacją bieżącą, zaś w trzech gospodarkach – tj. Francji, Irlandii, Portugalii – na słaby związek lub brak takiego związku. W analizie uwzględniono możliwość występowania asymetrii reakcji oczekiwań inflacyjnych na wzrost i spadek inflacji bieżącej, jednakże wystąpiła ona w nielicznych przypadkach. W przypadku Polski – podobnie jak w pozostałych nowych krajach członkowskich UE oraz Holandii, Włoszech i Szwecji – miara skwantyfikowana na podstawie ankietowych danych jakościowych wskazywała, że wzrostowi inflacji bieżącej towarzyszy średnio rzecz biorąc taki sam wzrost oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych. Oddziaływanie inflacji bieżącej na oczekiwania było więc silniejsze niż w strefie euro jako całości. Poza tym, zaobserwowano dodatnią korelację między surowymi danymi

jakościowymi zagregowanymi w postaci statystyki bilansowej a inflacją bieżącą, choć na tle starych krajów UE korelacja ta wydawała się relatywnie niewielka. Z kolei dane pochodzące z pytania ilościowego nie wskazywały na istnienie statystycznego związku między wzrostem oczekiwań inflacyjnych a inflacją bieżącą, lecz prawdopodobnie było to raczej związane ze specyfiką próby (krótki okres obejmujący akcesję do UE) oraz problemami pomiaru aniżeli z wiarygodnością polityki pieniężnej.

- Analiza długookresowa prowadzona była dla tych gospodarek, w których można było zidentyfikować długookresową równowagę oczekiwań inflacyjnych. Stosowano trzy miary oczekiwań, tj. obie miary probabilistyczne oraz wskaźnik uzyskany z pytania ilościowego. Wyniki analizy długookresowych własności oczekiwań wykazały znacznie większą zgodność niż w przypadku wnioskowania o ich krótkookresowych cechach. W Portugalii, Wielkiej Brytanii, we Włoszech oraz w strefie euro wszystkie wyznaczone miary okazały się w długim okresie zbieżne z faktyczną przyszłą inflacją, względem której oczekiwania te są formułowane, choć mechanizm osiągania długookresowej równowagi różnił się szybkością dostosowań – zarówno między krajami jak też między stosowanymi miarami oczekiwań. Sprzeczne wyniki dotyczyły oczekiwań inflacyjnych konsumentów w Holandii oraz Szwecji. Dla pozostałych gospodarek – włączając to w Polskę – wyznaczenie długookresowego atraktora oczekiwań bądź nie było możliwe, bądź też dokonane zostało na podstawie jednego ze wskaźników oczekiwań.

W związku z niejednoznacznością uzyskanych wyników w kolejnej pracy dotyczącej tej problematyki Łyziak i Stanisławska (2007) przetestowali przyczynowość między przyszłą inflacją a różnymi miarami oczekiwań inflacyjnych konsumentów w różnych krajach oraz przeanalizowali spełnienie jednego z warunków hipotezy racjonalnych oczekiwań, tj. nieobciążoności. Istotnym *novum* tego badania było dokonanie oceny wiarygodności różnych miar oczekiwań inflacyjnych i wzięcie pod uwagę we wnioskowaniu makroekonomicznym tylko tych, które spełniły określone warunki brzegowe. Wyniki badania można podsumować w następujący sposób:

- W gospodarkach strefy euro oraz w Polsce istnieje długookresowa przyczynowość między przyszłą inflacją a oczekiwaniami inflacyjnymi konsumentów (oczekiwania dostosowują się do przyszłej inflacji), wyniki analizy krótkookresowej są z kolei bardziej zależne od wykorzystywanej miary oczekiwań inflacyjnych. Długookresowy związek przyszłej inflacji i oczekiwań inflacyjnych świadczy, że konsumenci w strefie euro i w Polsce są – do pewnego stopnia – antycypacyjni.
- Chociaż zarówno w gospodarkach strefy euro i w Polsce oczekiwania inflacyjne konsumentów nie spełniają warunku nieobciążoności, większość analizowanych miar wykazuje długookresową zbieżność do przyszłej inflacji, względem której oczekiwania są formułowane. Proces ten jest dość powolny, chociaż w gospodarce polskiej wydaje się szybszy niż w strefie euro.

W przygotowywanej pracy dotyczącej antycypacyjności oczekiwań inflacyjnych Łyziak (2008) podejmuje analizę związku danych ankietowych dotyczącej postrzeganej oraz przewidywanej inflacji, agregowanych w postaci czterech statystyk bilansowych. W latach 2002-2007 korelacja najbardziej pojemnych informacyjnie statystyk bilansowych¹⁴ w Polsce była jedynie nieznacznie wyższa niż w innych krajach Unii Europejskiej. Warto jednak zauważyć, że korelacja danych dotyczących przeszłej i przyszłej inflacji w strefie euro była ujemna, co wynikało głównie z efektu wprowadzenia wspólnej waluty. Choć doprowadził on do silnego wzrostu postrzeganej inflacji, to jednak nie znalazło to odzwierciedlenia w opiniach konsumentów na temat przyszłej inflacji – przeciwnie, uległy one nawet poprawie. Z kolei w przypadku Polski korelacja danych ankietowych dotyczących postrzeganej i przewidywanej inflacji była w analizowanym okresie dodatnia. Wstąpienie Polski do Unii Europejskiej spowodowało jednoczesne pogorszenie opinii na temat przeszłej i przyszłej inflacji. Sugeruje to, że w odróżnieniu od gospodarek strefy euro konsumenckie przewidywania dotyczące przyszłych zmian cen w Polsce są kształtowane przez postrzegane zmiany cen. Wskazuje to także na ograniczoną wiarygodność polityki pieniężnej, czego potwierdzeniem są wyniki badania Łyziak, Mackiewicz i Stanisławska (2007), poświęconego kwestii wiarygodności banku centralnego. Pokazują one, że cel inflacyjny banku centralnego nie zakotwicza oczekiwań inflacyjnych polskich konsumentów, które kształtowane są pod silnym wpływem inflacji bieżącej.

Konkluzje z powyżej przytoczonych badań nie są w pełni jednoznaczne, można jednak na ich podstawie pokusić się o sformułowanie następującego wniosku: Reakcja oczekiwań inflacyjnych polskich konsumentów na zmiany inflacji bieżącej oraz zmiany postrzeganej inflacji wydaje się silniejsza niż w krajach strefy euro. Oznacza to, że o ile w strefie euro wzrost odczuwanej inflacji po wprowadzeniu wspólnej waluty nie przekładał się na wzrost oczekiwań inflacyjnych, o tyle w Polsce możemy mieć do czynienia z jednokierunkową zmianą postrzeganej i oczekiwaną dynamiki cen. Podobnie w przypadku innych zaburzeń prowadzących do wzrostu inflacji – w strefie euro ich wpływ na oczekiwania inflacyjne byłby ograniczony efektem wiarygodności władz monetarnych, w Polsce z kolei – cel inflacyjny nie stabilizowałby w takiej sytuacji oczekiwań inflacyjnych, a działania podejmowane przez władze monetarne – wobec ograniczonej makroekonomicznej efektywności konsumenckich oczekiwań inflacyjnych – wpływałyby na te oczekiwania z opóźnieniem, dopiero po osiągnięciu efektu w postaci obniżenia dynamiki cen. Z drugiej strony oczekiwania inflacyjne konsumentów zbiegają w długim okresie do przyszłej inflacji, a proces zbiegania w Polsce przebiega szybciej niż w gospodarkach strefy euro. Odchylenia od oczekiwań nieobciążonych są jednak w Polsce większe niż w strefie euro. Wypada więc stwierdzić, że stopień antycypacyjności oczekiwań inflacyjnych konsumentów w Polsce jest mniejszy niż w strefie euro. Czynniki ten może powodować

¹⁴ Uwzględniane są w nich wszystkie indywidualne frakcje respondentów odpowiadających na pytanie ankietowe.

różnice w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w obu gospodarkach oraz utrudniać absorpcję zaburzeń rzeczywistej i postrzeganej inflacji.

3.4.2. Antycypacyjność gospodarki w małym strukturalnym modelu mechanizmu transmisji¹⁵

McCallum i Nelson (2000) piszą, że jest rzeczą praktycznie niemożliwą, aby prywatne podmioty natychmiast po zmianie polityki gospodarczej przez nową władzę stworzyły spójne z nią oczekiwania. Polityka powinna być prowadzona na tyle długo i konsekwentnie, żeby uczestnicy rynku zrozumieli ją i uwierzyli, że będzie kontynuowana. W przeciwnym razie, podmioty będą skłonne do zachowań adaptacyjnych. Orphanides i Williams (2004) sugerują, że w realnym świecie nie może być pełnej antycypacyjności.

Polityka bezpośredniego celu inflacyjnego (BCI) jest prowadzona w Polsce dosyć długo i konsekwentnie, a więc uczestnicy rynku powinni byli ją zrozumieć i uwierzyć, że będzie (racjonalnie) kontynuowana, czyli powinien zwiększać się zakres zachowań antycypacyjnych. Bazując na stosunkowo prostym strukturalnym modelu mechanizmu transmisji w gospodarce otwartej zbudowanym w duchu szkoły nowokeynesowskiej (model NSA, patrz: Kłos et al., 2005) testowano, czy w ciągu sześciu lat stosowania BCI, zwiększył się stopień antycypacyjności gospodarki (Przystupa, Wróbel, 2006).

W swojej podstawowej wersji model NSA zawiera elementy antycypacyjności: realna stopa procentowa *ex ante* w równaniu zagregowanego popytu, terminowa struktura krajowych stóp procentowych w równaniu kursu złotego, oczekiwania inflacyjne – w krzywej Phillipsa. W wersji testowej NSA, w każdym z tych równań dopuszczono zwiększanie stopnia antycypacyjności od zera (wersja bazowa) do 0,5. Okazuje się, że model posiada rozwiązania wyłącznie w przedziale parametru antycypacyjności (0;0,3), a koherentny obraz gospodarki (zgodne z oczekiwanymi znaki parametrów, funkcje reakcji i akceptowalne stany pożądane), odpowiada stopniu antycypacyjności = 0. Ponadto, w miarę skracania próby „od dołu” (mniej szoków strukturalnych), rośnie stabilność parametrów, a prognozy *ex post* pokazują lepsze dopasowanie teoretycznych wartości zmiennych, do obserwacji empirycznych. Zbiory rozwiązań dla pozostałych poziomów antycypacyjności nie dają podobnie spójnego obrazu gospodarki. Oznacza to, że wbrew oczekiwaniom autorów, w okresie stosowania BCI nie zmienił się stopień antycypacyjności gospodarki.

¹⁵ Jan Przystupa, Ewa Wróbel

4. Makroekonomiczny obraz mechanizmu transmisji monetarnej gospodarki strefy euro oraz gospodarki polskiej. Porównania na podstawie modeli DSGE¹⁶

W niniejszym rozdziale podejmujemy próbę porównania wybranych kanałów mechanizmu transmisji impulsów monetarnych gospodarki polskiej oraz gospodarki strefy euro (traktowanej jako jednorodna całość), mechanizmów opisanych i identyfikowanych w makroekonomicznych, dynamicznych, stochastycznych modelach równowagi ogólnej (DSGE). Przedmiotem naszej uwagi są dwa modele DSGE o bliźniaczej specyfikacji: SOE-Euro oraz SOE-PL. Model DSGE strefy euro (określany przez nas mianem SOE-Euro) został zbudowany przez zespół badaczy Banku Centralnego Szwecji (*Sveriges Riksbank*) kierowany przez J. Lindé¹⁷. Model ten został następnie wykorzystany jako wzorzec do budowy innych modeli, jednym z nich jest model gospodarki polskiej nazywany przez nas modelem SOE-PL¹⁸, który wyestymowano w Biurze Badań Makroekonomicznych Narodowego Banku Polski w 2006 roku¹⁹. Modele SOE-Euro i SOE-PL mają jednakową specyfikację, tzn. wykorzystują ten sam model teoretyczny, identyczna jest także metodyka estymacji głębokich parametrów (model przestrzeni stanów estymowany technikami bayesowskimi) i konwencja pomiaru zmiennych obserwowalnych; modele różnią się jedynie wartościami ocen głębokich parametrów. Jest to zatem dość rzadko spotykany w badaniach ekonomicznych, porównaniach międzynarodowych, zwłaszcza porównaniach opartych na rozbudowanych modelach makroekonometrycznych, przypadek, gdy analizowane są dwa różne obiekty stosując identyczną optykę (paradygmat ekonomiczny, metodykę analiz ilościowych itp.)²⁰.

¹⁶ Grzegorz Grabek, Bohdan Kłós

¹⁷ Por. Adolfson, M., Lasen, S., Linde, J., Villani, M. (2005) Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Sveriges Riksbank Working Paper Series* 179.

¹⁸ W oparciu o specyfikację modelu strefy euro w Riksbanku powstał model DSGE gospodarki Szwecji. Model ten jego autorzy nazwali modelem Ramses, ale w naszym piśmiennictwie odwołujemy się do niego używając nazwy SOE-Sweden.

¹⁹ Charakterystykę modelu SOE-PL (SOE-PL.2006) przedstawiamy w: Grabek, G., Kłós, B., Utzig-Lenarczyk, G. (2007) Model DSGE małej otwartej gospodarki estymowany na danych polskich. Metodologia, specyfikacja, wyniki estymacji i pierwsze zastosowania. *Materiały i Studia NBP* 217. Od tego czasu powstały nowe wersje tego modelu, w których zmieniono część specyfikacji (postaci problemów decyzyjnych podmiotów), np. SOE-PL.2007a, SOE-PL.2007b itd. Zdecydowaliśmy się jednak wykorzystać najstarszą, aby utrzymać maksymalne podobieństwo specyfikacji.

²⁰ Oczywiście, ceną, jaką przychodzi zapłacić za formalną porównywalność rezultatów uzyskiwanych z modeli różnych gospodarek jest ewentualny błąd specyfikacji, tzn. pominięcie mechanizmów, które są specyficzne tylko dla jednego z obiektów. Inna, nieco bardziej szczegółowa, ale warta zauważenia wątpliwość dotyczy reguły rządzącej stopą procentową w obu modelach. Reguła stopy procentowej występująca w modelach SOE reprezentuje naturę prowadzonej polityki monetarnej postrzeganą przez gospodarstwa domowe i przedsiębiorstwa. W dalszych analizach zdecydowaliśmy się na wykorzystywanie odrębnych reguł (reguły o parametrach, odpowiadających polityce monetarnej EBC w modelu SOE-Euro i reguły o parametrach odpowiadających polityce monetarnej RPP/NBP w modelu SOE-PL). Jest to o tyle dyskusyjne, że różnice w parametrach reguły stają się jednym ze źródeł różnic w reakcjach podmiotów na impulsy. Teoretycznie, jest więc możliwe, że przy zbliżonych strukturach porównywanych gospodarek uzyskamy duże zróżnicowane

Strukturalne modele makroekonometryczne, w tym w szczególności modele DSGE, pozwalają na syntetyczne opisanie sposobu reakcji gospodarki na impulsy (zaburzenia) wynikające (bezpośrednio lub pośrednio) z prowadzonej przez różne instytucje państwa polityki makroekonomicznej oraz monetarne impulsy o autonomicznej (egzogenicznej) naturze. Uzyskujemy zatem zarówno charakterystykę ilościową wpływu poszczególnych impulsów na badane obszary gospodarki, jak ilościowy i jakościowy obraz struktury poszczególnych kanałów oddziaływania. W naszym przypadku, korzystając z modeli SOE będziemy mogli podjąć próbę opisu postaci mechanizmów transmisji impulsów monetarnych w Polsce i strefie euro (widzianych modelami DSGE), różnic (asymetrii) mechanizmów oraz źródeł ewentualnej asymetrii badając fragmenty kanału kursu walutowego oraz elementy kanału stopy procentowej.

Estymacja modelu SOE-PL została dokonana na kwartalnej próbie obejmującej lata 1997:1-2005:4, model SOE-Euro estymowano na próbie 1970:1-2002:4. W obu przypadkach można zatem mówić, że wykorzystane próby w większym stopniu charakteryzują wczesne etapy integracji gospodarczej. Sądzymy jednak, że większość parametrów modeli SOE charakteryzuje te cechy procesów decyzyjnych podmiotów, rynków, produktów, technologii i preferencji, które posiadają walor niezmienniczości – są więc głębokimi parametrami. Nasze wątpliwości wiążą się bardziej z dokładnością estymacji, bowiem w przypadku gospodarki polskiej wykorzystana próba była bardzo krótka i niejednorodna, zaś próba charakteryzująca strefę euro powstała w efekcie szacunków i agregacji danych krajowych, co zawsze jest źródłem dodatkowych błędów²¹. Prezentowane dalej wyniki analiz modeli SOE-PL i SOE-Euro opierają się na punktowych ocenach estymowanych metodami bayesowskimi parametrów, a dokładniej – wykorzystaliśmy wartości średnie rozkładów *a posteriori* parametrów.

Od strony metodycznej przedmiotem naszego zainteresowania będą głównie funkcje reakcji modeli DSGE (IRF)²², tzn. przebiegi (trajektorie) zmiennych obserwowalnych modelu spowodowane

mechanizmu transmisji, jedynie z powodu różnic reguły. Zagadnienie to pozostawiamy jednak do odrębnych badań.

²¹ W grupie estymowanych (kalibrowanych) parametrów modelu SOE-PL istnieją też takie, które trudno uznać za niezmiennie względem rozważanej tu zmiany strukturalnej – są to parametry charakteryzujące rynki zagraniczne. Kluczowym wydaje się tutaj założenie o jednorodności rynku zewnętrznego (reszty świata) w modelu SOE-PL, które jest dyskusyjne w rozważanym kontekście. Jednak przedmiotem tego badania jest MTM w modelu SOE-PL przed przystąpieniem do unii walutowej, a nie ewentualne zmiany MTM wywołane przyjęciem wspólnej waluty.

²² Prezentowane dalej funkcje reakcji (IRF) przedstawiają sytuacje, w których przez pierwsze dwa kwartały wszystkie zmienne znajdują się w *steady state* i dopiero w trzecim kwartale pojawia się impuls danego zaburzenia powodując wytrącenie zmiennych z tego stanu. Oś pozioma prezentuje zatem ścieżkę bazową (scenariusz dalszego trwania w *steady state*), natomiast wszelkie odchylenia od ścieżki bazowej wywołane są właśnie zaistnieniem zaburzenia. Analizowane dalej przypadki wykorzystują zaburzenia, które mają charakter przejściowy, tzn. ich efekty ostatecznie wygasają i gospodarka modelu powraca do *steady state*. W przypadku kategorii realnych (PKB i składowych, zatrudnienia, płac realnych oraz realnego kursu walutowego) odchylenia od *steady state* należy rozumieć jako procentowe odchylenia od ścieżki bazowej, natomiast w przypadku

wybranych zaburzeniem. Dokładniej, analizę mechanizmu transmisji impulsów polityki monetarnej opieramy na dwóch funkcjach reakcji modeli SOE-Euro i SOE-PL²³: IRF premii za ryzyko kursowe (kanał kursu walutowego) oraz IRF polityki monetarnej (kanał stopy procentowej banku centralnego). Identyczna specyfikacja równań obu modeli pozwala zbadać jak na różnice w charakterystyce dynamicznej modeli (IRF) wpływają różnice w ocenach wartości głębokich parametrów modeli²⁴, a tym samym, możliwe jest określenie, w jaki sposób szczególne cechy gospodarek (sztywności nominalne, realne, elastyczności substytucji, etc.) wpływają na sposób, w jaki gospodarka absorbuje pojawiające się zaburzenia. Kreślony funkcjami reakcji obraz uzupełnimy (weryfikujemy) wnioskami uzyskanymi z dekompozycji wariancji.

Funkcje reakcji (IRF) liczone są dla zaburzeń o „typowej”, historycznej wielkości, równej jednemu odchyleniu standardowemu szoku. Zaburzenia w modelach SOE opisane są procesami stochastycznymi typu AR(1), a parametry procesów estymowane. Wyniki estymacji parametrów procesów AR(1), tzn. odchyżeń standardowych i współczynników autokorelacji w modelach SOE-PL i SOE-Euro (por. Grabek i in. (2007), tablica 3.6; tablica 1 poniżej), wskazują jednak na duże zróżnicowanie typowych historycznych wielkości zaburzeń. Konsekwencją zróżnicowania wielkości inicjujących procesy dostosowań impulsów są bardzo duże różnice reakcji zmiennych, dlatego – dla ułatwienia porównań – wszystkie funkcje reakcji będą liczone dla ujednoliconych wielkości szoków. Odchylenia standardowe zaburzeń zaczerpnimy z modelu SOE-PL pozostawiając specyficzne dla każdego modelu współczynniki autokorelacji.

Kanały mechanizmu transmisji monetarnej w modelach SOE-Euro i SOE-PL

Do analizy porównawczej mechanizmów transmisji monetarnej obu modeli (gospodarek), jak wspomniano wcześniej, używamy IRF premii za ryzyko kursowe i IRF stopy procentowej (polityki monetarnej). Zaburzenie premii za ryzyko prowadzi bezpośrednio do zmian nominalnego kursu walutowego, zaś zaburzenie polityki monetarnej – do zmian stopy procentowej²⁵.

zmiennych nominalnych (różnych miar inflacji oraz stopy procentowej) odchylenia są wyrażone jako punkty procentowe w ujęciu rocznym (wielkości inflacji i stopy procentowej są annualizowane).

²³ Szczegółowy opis wszystkich funkcji reakcji modelu SOE-PL przedstawia Grabek i in. (2007), rozdział 3.2, zaś Adolfson i in. (2005) prezentują obszerną analizę IRF modelu SOE-Euro.

²⁴ Szczegółowe porównanie wartości parametrów kalibrowanych oraz rozkładów *a priori* i *a posteriori* parametrów estymowanych obu modeli znajduje się w Grabek i in. (2007), tablica 3.1, 3.2 oraz 3.5 do 3.7.

²⁵ Równanie (zmiany) nominalnego kursu walutowego odpowiada schematowi niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych i ma postać:

$$\Delta \hat{S}_{t+1} = \hat{R}_t - \hat{R}_t^* + \tilde{\phi}_a \hat{a}_t - \hat{\phi}_t,$$

W obu przypadkach, IRF będzie obrazować reakcję na nieprzewidywalne zaburzenie pojawiające się egzogenicznie, nie jest to więc „pełny wpływ” nominalnej stopy procentowej i nominalnego kursu walutowego na procesy ekonomiczne. Uzyskane w procesie estymacji charakterystyki zaburzeń zawiera tablica 5. Zauważmy, że współczynnik autokorelacji zaburzenia stopy procentowej w obu modelach jest kalibrowany i wynosi zero, jednak konstrukcja reguły Taylora uwzględnia istnienie efektu wygładzania, zatem działanie impulsu monetarnego będzie miało efekt rozciągnięty w czasie. Zgodnie ze wcześniejszą deklaracją funkcje reakcji modelu SOE-Euro i SOE-PL powstaną przy zastosowaniu zaburzeń o wariancji zaczerpniętej z modelu SOE-PL.

Tab. 5. Oceny charakterystyk zaburzeń w modelach SOE.

Parametr	SOE-PL	SOE-Euro
Wsp. autokorelacji zaburzenia premii za ryzyko	0,774	0,955
Wsp. autokorelacji zaburzenia stopy procentowej	0,000 [#]	0,000 [#]
Odch. stand. zaburzenia premii za ryzyko	1,036	0,183
Odch. stand. zaburzenia stopy procentowej	0,400	0,135

[#] Parametr kalibrowany.

Źródło: Grabek i in. (2007) tablica 3.6, Adolfson i in. (2005) tablica 1.

Kanał nominalnego kursu walutowego

W modelu SOE-PL zaburzenie premii za ryzyko prowadzi bezpośrednio do zmian (jedynie) nominalnego kursu walutowego – deprecjacji kursu wywołanej wzrostem premii za ryzyko²⁶. Deprecjacja nominalnego kursu walutowego powoduje deprecjację kursu realnego, a także wzrost cen dóbr importowanych oraz spadek cen dóbr eksportowanych, a w konsekwencji prowadzi do spadku importu i wzrostu eksportu (por. rysunek 13 – linia niebieska). Korzystne, z punktu widzenia producentów dóbr krajowych²⁷, zmiany relatywnych cen prowadzą do wzrostu produkcji i zatrudnienia, a w konsekwencji do wzrostu krajowej presji inflacyjnej i krajowej inflacji (mierzonej deflatorem PKB). Wzrost inflacji krajowej oraz inflacji dóbr importowanych powoduje reakcję stopy

gdzie: S_t jest nominalnym kursem walutowym, R_t i R_t^* są, odpowiednio, krajową i zagraniczną stopą procentową, \bar{a} oznacza aktywa zagraniczne netto, \hat{p}_t^R jest zaburzeniem premii za ryzyko. Równaniem stopy procentowej w modelach SOE jest wersja reguły Taylora uzupełnionej o zaburzenie monetarne:

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_R) \left[\hat{\pi}_t^c + r_\pi \left(\hat{\pi}_{t-1}^c - \hat{\pi}_{t-1}^c \right) + r_y \hat{y}_{t-1} + r_x \hat{x}_{t-1} \right] + r_{\Delta\pi} \Delta \hat{\pi}_t^c + r_{\Delta y} \Delta \hat{y}_t + \hat{\varepsilon}_{r,t},$$

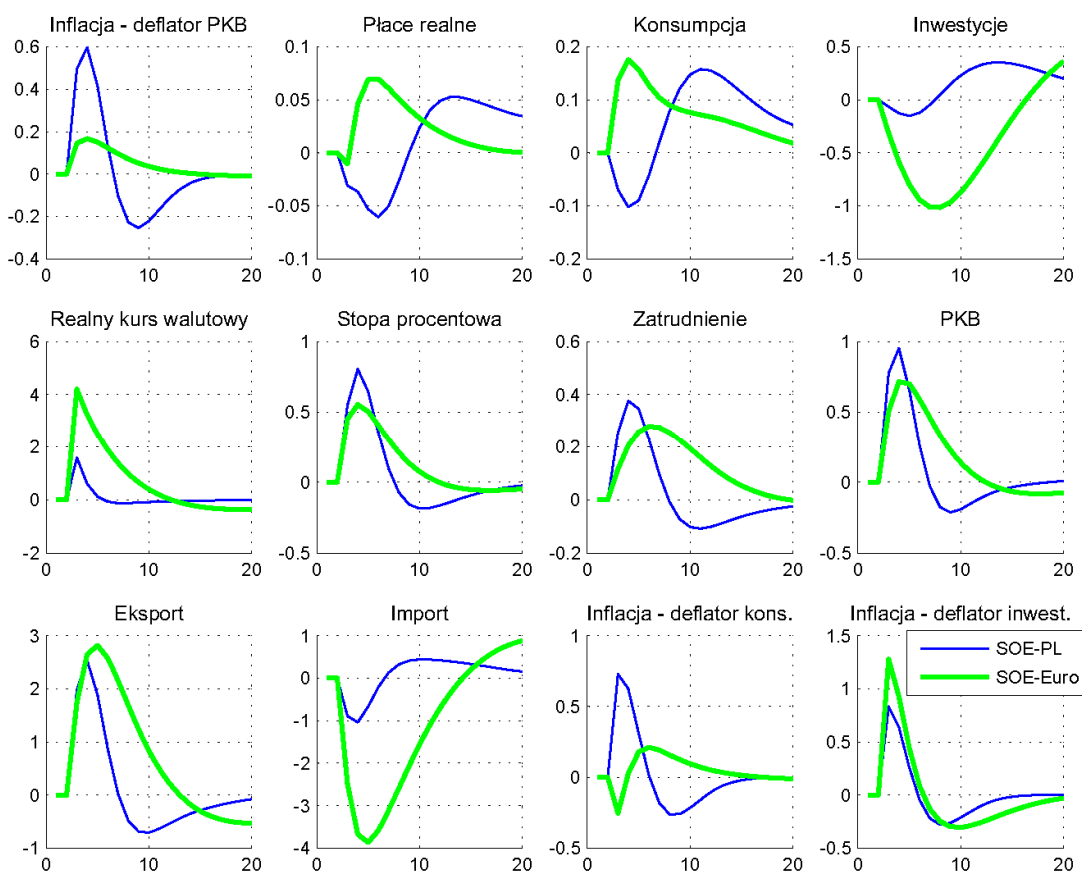
gdzie: \bar{p}^c jest stochastycznym celem inflacyjnym, \bar{p}^s reprezentuje odpowiednik CPI (bez podatków pośrednich), \hat{y}_t – produkcję (lukę popytową), \hat{x}_t – realny kurs walutowy, $\hat{\varepsilon}_t$ – zaburzenie stopy procentowej. Wszystkie zmienne wyrażone są jako procentowe odchylenia od *steady state* (daszek oznacza log-linearyzację). Współzależny charakter modeli oraz antycypacyjny charakter oczekiwań sprawiają, że przy identycznym zaburzeniu (np.) stopy procentowej natychmiastowa zmiana stopy nominalnej może być różna w każdym z modeli.

²⁶ Szczegółowe definicje zaburzeń oraz ich mikroekonomiczna interpretacja są opisane w Grabek i in. (2007) rozdz. 2, por. także Adolfson i in. (2005).

²⁷ Zgodnie z konstrukcją modelu SOE, producenci dóbr krajowych nie używają w procesie produkcji dóbr importowanych.

procentowej, której wzrost przyczynia się do spadku konsumpcji i inwestycji. Spadek konsumpcji, a zwłaszcza inwestycji wynika również bezpośrednio ze wzrostu cen dóbr importowanych, których udział w obu tych kategoriach wynosi, odpowiednio, 40% i 80%. Dostyć silny wzrost inflacji, pomimo korzystnej, z punktu widzenia pracowników, sytuacji na rynku pracy, powoduje spadek płacy realnej. Oczywiście, naszkicowany w formie sekwencji zdarzeń schemat zależności w rzeczywistości modelowej funkcjonuje współzależnie, tzn. zaczyna realizować się już w kwartale, w którym występuje zaburzenie i dlatego też owa sekwencja wydarzeń nie zawsze jest widoczna na rysunku.

Rys. 13. IRF premii za ryzyko



Ponieważ w modelu SOE-PL deprecjacja kursu walutowego jest krótkotrwała (po trzech kwartałach kurs jest już nieznacznie silniejszy niż przed impulsem) większość tendencji po pewnym czasie odwraca się – następuje wzrost cen dóbr eksportowanych i spadek cen importowanych (spadek eksportu i wzrost importu), spadek inflacji i stopy procentowej, wzrost konsumpcji i inwestycji, etc. Wszystkie zmienne wracają się do wyjściowego poziomu.

Naszkicowany powyżej schemat zdarzeń (skutków dewaluacji) w krótkim okresie wykazuje więc efekty pobudzenia ogólnego poziomu aktywności gospodarczej (PKB i eksportu) okupionej wzrostem inflacji i nominalnej stopy procentowej, co prowadzi do spadku płac realnych, konsumpcji oraz

inwestycji. Efekty te są – oczywiście – nietrwałe. Podobną logikę można odnaleźć w modelu SOE-Euro. I tym razem obserwujemy krótkookresowy wzrost aktywności gospodarczej (PKB, konsumpcja, zatrudnienie, eksport) przy wzroście inflacji i nominalnej stopy procentowej prowadzących do spadku inwestycji. Inny rozkład w czasie efektów nie zmienia faktu, iż wszystkie zmienne powracają do wyjściowego poziomu.

Identyczna (jakościowo) sekwencja zdarzeń w modelu SOE-Euro inicjowana zaburzeniem premii za ryzyko kursowe prowadzi jednak do odmiennych (ilościowo lub/i jakościowo) reakcji szeregu zmiennych (por. rys. 13 – linia zielona). Uwagę zwraca odwrotna, w początkowym okresie, reakcja płacy realnej (od 2 kwartału po zaistnieniu zaburzenia), deflatora konsumpcji i konsumpcji – w modelu SOE-Euro następuje wzrost płacy realnej i konsumpcji przy spadku cen dóbr konsumpcyjnych.

Tab. 6. Oceny parametrów charakteryzujących sztywności w modelach SOE – średnie rozkładów *a posteriori*

Zmienna	Parametr	SOE-PL	SOE-Euro
Płace nominalne	Pr. Calvo (ξ)	0,583	0,690
	Inercja w indeksacji (κ)	0,360	0,497
Ceny dóbr krajowych	Pr. Calvo (ξ)	0,680	0,891
	Inercja w indeksacji (κ)	0,441	0,217
Ceny importowanych dóbr konsumpcyjnych	Pr. Calvo (ξ)	0,572	0,444
	Inercja w indeksacji (κ)	0,433	0,084
Ceny importowanych dóbr inwestycyjnych	Pr. Calvo (ξ)	0,620	0,721
	Inercja w indeksacji (κ)	0,435	0,098
Ceny dóbr eksportowanych	Pr. Calvo (ξ)	0,589	0,612
	Inercja w indeksacji (κ)	0,489	0,069
Zatrudnienie	Pr. Calvo (ξ)	0,631	0,787

Źródło: Grabek i in. (2007) tablica 3.5, Adolfson i in. (2005) tablica 1.

Poszukując przyczyn tych różnic zwróciliśmy uwagę na wyniki eksperymentów przeprowadzonych przez Autorów modelu SOE dotyczących roli sztywności nominalnych w modelu strefy euro. Porównali oni bowiem IRF z oryginalnej wersji modelu z IRF uzyskanych w wariacie, w którym usunięto wszystkie sztywności nominalne (eliminacja opóźnień w reoptymalizacji cen i płac). Płace realne, konsumpcja oraz ceny (deflator) konsumpcji zareagowały wówczas na zaburzenie premii (w pierwszych kwartałach) w przeciwnym kierunku, a więc tak, jak to obserwujemy w modelu SOE-PL (por. Adolfson i in. (2005), Aneks, wykres 5g.). Idąc tym tropem porównaliśmy sztywności nominalne w obu modelach. W tablicy 6 przedstawiamy oceny parametrów modelu odpowiedzialnych za powstawanie sztywności (nominalnych i realnych): prawdopodobieństwo Calvo (ξ) mówi o

częstotliwości reoptymalizacji (cen, płac, zatrudnienia) dokonywanej przez podmioty²⁸, parametr (κ) charakteryzuje efekty inercji w mechanizmie indeksacji²⁹. Dane zawarte w tej tabelicy, pokazują, że choć formalnie reoptymalizacja cen dokonywana jest w Polsce częściej (wyjątkiem są cen importowanych dóbr konsumpcyjnych), to mechanizm indeksacji słabiej wiąże ceny z przyszłą inflacją. Ceny w Polsce indeksowane są w większym stopniu do przeszłej inflacji, gdy w strefie euro indeksacja dokonywana jest w większym stopniu (w handlu zagranicznym niemal wyłącznie) w oparciu o oczekiwaną wartość celu inflacyjnego. Można zatem twierdzić, że antycypacyjny charakter indeksacji cen w strefie euro może choć częściowo kompensować mniejszą częstotliwość reoptymalizacji cen. Mimo – formalnie – bardziej sztywnych cen w strefie euro, cały mechanizm cenotwórstwa pozwala względnie efektywnie absorbować zaburzenia ograniczając równocześnie poziom wahań większości zmiennych³⁰. Różnic w reakcjach modeli nie można zatem wiązać jedynie z zróżnicowaniem sztywności nominalnych.

Bardziej szczegółowa analiza IRF modelu SOE-PL oraz wpływu różnych parametrów na sposoby absorbowania zaburzeń, w szczególności kluczowej – w naszym przekonaniu – odwrotnej reakcji cen (deflatora) dóbr konsumpcyjnych, pokazała, że znaczenie ma tutaj także organizacja rynków. W modelu SOE zakłada się występowanie konkurencji niedoskonałej na szeregu rynkach. Skala niedoskonałości konkurencji aproksymowana jest wielkością pobieranej marży (λ) lub elastycznością substytucji (η). W tabelicy 7 przedstawiamy oceny tych parametrów dla modelu SOE-Euro i SOE-PL.

Tab. 7. Oceny parametrów charakteryzujących organizację wybranych rynków w modelach SOE – średnie rozkładów *a posteriori*

Parametr:	SOE-PL	SOE-Euro
Marża dla produktów krajowych (λ)	1,192	1,222
Marża dla importowanych dóbr konsumpcyjnych (λ)	1,118	1,633
Marża dla importowanych dóbr inwestycyjnych (λ)	1,329	1,275
Elastyczność substytucji rynku światowego (η)	6,078	1,486

Źródło: Grabek i in. (2007) tablica 3.3, Adolfson i in. (2005) tablica 1.

Ostatecznie stwierdziliśmy, że redukcja cen (deflatora) dóbr konsumpcyjnych wynika z większej sztywności cen dóbr krajowych (parametr (ξ)) oraz większej marży na rynku importowanych dóbr

²⁸ Przeciętna częstotliwość reoptymalizacji cen wynosi $(1 - \xi)^{-1}$ kwartałów.

²⁹ Gdy pełna reoptymalizacja danej kategorii nie jest możliwa dokonywana jest jedynie jej indeksacja. Formuła indeksacji – tu dla ustalenia uwagi ceny P – ma postać:

$$P_{t+1} = (\pi_t)^\kappa (\bar{p}_{t+1}^c)^{(1-\kappa)} P_t$$

gdzie: π_t – jest dynamiką cen, zaś \bar{p}_{t+1}^c – oznacza cel inflacyjny. Małe wartości κ oznaczają zatem bardziej antycypacyjny charakter indeksacji.

³⁰ Wyższe wartości prawdopodobieństwa Calvo (ξ) ograniczają maksymalną wartość odchylenia większości zmiennych obserwowalnych od ścieżki bazowej. Podobnie efekt mają niższe wartości parametru (κ), a dodatkowo małe wielkości tego parametru przyspieszają czas absorpcji zaburzenia, dzięki czemu mniejsza częstotliwość reoptymalizacji cen ogranicza koszt, jaki jest dłuższy czas rozchodzenia się impulsów po systemie.

konsumpcyjnych w strefie euro niż w Polsce. Większa sztywność cen dóbr krajowych powoduje znacznie mniejszy wzrost inflacji, natomiast wyższa marża na rynku dóbr importowanych m.in. zmniejsza udział importowanej konsumpcji w konsumpcji ogółem. Ostatecznie, następuje większa substytucja importowanej konsumpcji tańszymi dobrami z rynku krajowego, co prowadzi właśnie do spadku, w początkowym okresie, deflatora konsumpcji oraz wzrostu płac realnych. Równocześnie – oczywiście – rośnie konsumpcja.

Pomimo tego, że gospodarkę strefy euro poddano silnemu zaburzeniu (w związku ze standaryzacją wielkości zaburzenia), wpływ premii za ryzyko na inflację mierzoną deflatorem PKB jest, w porównaniu z gospodarką polską, niewielki. Wniosek taki potwierdza dekompozycja wariancji, fragmenty której cytujemy w tablicy 4³¹. Z zawartych tam danych wynika także, że w krótkim horyzoncie (1 kwartał) gospodarka strefy euro znacznie silniej reaguje wahaniami importu niż gospodarka polska na zaburzenie premii³². W gospodarce polskiej z kolei silniej niż w strefie euro reagują ceny krajowe, PKB, eksport oraz nominalna stopa procentowa. Generalnie rzecz biorąc, to w gospodarce polskiej silniej ujawniają się natychmiastowe efekty zaburzenia premii. Dekompozycje w kolejnych horyzontach pokazują jednak oscylacyjny charakter absorpcji zaburzeń w modelu SOE-PL. Spostrzeżenie, o większym wpływie zaburzenia premii na import w strefie euro i większym wpływie tego szoku na eksport w Polsce łatwo powiązać ze sztywniejszymi cenami dóbr eksportowanych w SOE-Euro i sztywniejszymi cenami importowanych dóbr konsumpcyjnych w modelu SOE-PL, ale – co bardziej szczegółowo wyjaśnimy analizując kanał stopy procentowej – wiąże się także z niższą elastycznością (substytucji) popytu świata na eksport strefy euro w modelu SOE-Euro. Ponadto, skalę reakcji wszystkich zmiennych w modelu SOE-Euro zwiększa wyższa inercja samego zaburzenia (współczynnik autokorelacji – por. tablica 5.). W przypadku niektórych zmiennych (inwestycji, konsumpcji, zatrudnienia) konsekwencją większej inercji samego zaburzenia jest dodatkowo opóźnienie, w stosunku do SOE-PL, momentu maksymalnego efektu zaburzenia dla danej zmiennej.

³¹ Dla danej zmiennej obserwowalnej i danego horyzontu prognozy (na którą składa się scenariusz zaistnienia każdego obecnego w modelu zaburzenia, przy czym wielkość impulsów odpowiada wielkościom odchyłeń standardowych zaburzeń), wariancję tej zmiennej można zdekomponować na części wynikające z poszczególnych zaburzeń, zatem dekompozycja wariancji przedstawia odsetek wariancji danej zmiennej obserwowalnej spowodowany badanym zaburzeniem. Pełna lista zaburzeń modeli SOE obejmuje: cztery zaburzenia technologiczne, cztery zaburzenia marż, dwa zaburzenia związane z preferencjami, blok zaburzeń fiskalnych, blok zaburzeń zewnętrznych oraz zaburzenie celu inflacyjnego.

³² Przyczyną silniejszej reakcji importu w modelu SOE-Euro jest niższa elastyczność substytucji popytu świata na eksport strefy euro (zagadnienie to omawiany szerzej w dalszej części materiału) oraz bardziej elastyczne ceny importowanych dóbr konsumpcyjnych.

Tab. 8. Dekompozycja wariacji w modelach SOE[#] — zaburzenie premii za ryzyko.

Zaburzenie premii za ryzyko	1 kw.		4 kw.		8 kw.		20 kw.	
	SOE-PL	SOE-Euro	SOE-PL	SOE-Euro	SOE-PL	SOE-Euro	SOE-PL	SOE-Euro
Inflacja – delator PKB	0,034	0,013	0,012	0,015	0,043	0,006	0,003	0,005
Realny kurs walutowy	0,112	0,098	0,008	0,055	0,017	0,014	0,003	0,019
Stopa procentowa	0,090	0,052	0,036	0,043	0,025	0,010	0,006	0,009
PKB	0,102	0,063	0,029	0,040	0,024	0,010	0,002	0,006
Eksport	0,080	0,051	0,019	0,039	0,024	0,015	0,004	0,015
Import	0,041	0,112	0,005	0,100	0,016	0,057	0,015	0,053

Dla modelu SOE-PL dekompozycję wariacji wykonano w oparciu o wartości średnie rozkładów *a posteriori* parametrów. Obliczenia dla modelu SOE-Euro wykonano techniką symulacji stochastycznych, a prezentowane wielkości odpowiadają medianie. Cytowane dane nie są więc – z formalnego punktu widzenia – w pełni porównywalne.

Źródło: Grabek i in. (2007) tablice 3.8-3.9, Adolfson i in. (2005) tablica 5.

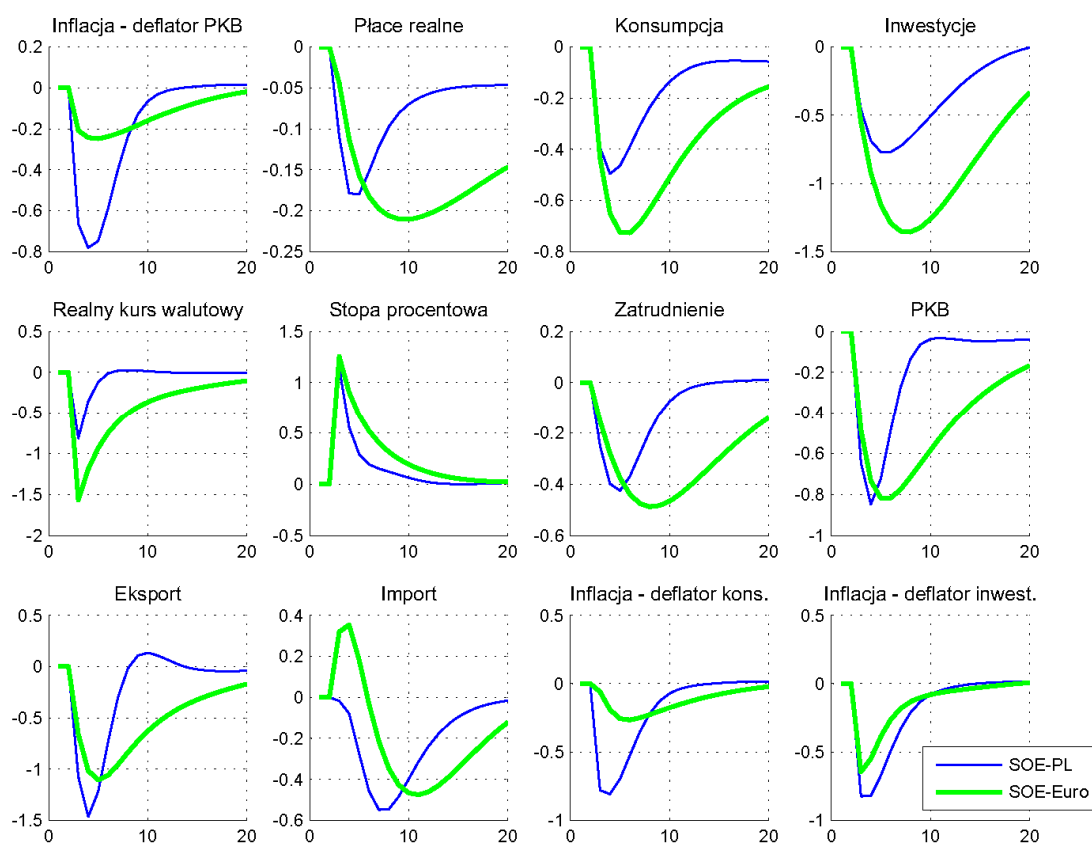
Zaburzenie premii za ryzyko można również wykorzystać do oszacowania *pass-through* kursu walutowego, ponieważ jest to zaburzenie bezpośrednio wpływające na oczekiwania co do zmian nominalnego kursu walutowego. Na podstawie funkcji reakcji inflacji importowanych dóbr konsumpcyjnych i inwestycyjnych oraz nominalnego kursu walutowego można obliczyć stopień przeniesienia zmiany kursu walutowego na ceny tych dóbr. W przypadku importowanych dóbr konsumpcyjnych, zmiana nominalnego kursu walutowego o 10% (wywołana zaburzeniem premii za ryzyko) w modelu SOE-PL powoduje zmianę ich cen o 2,4%, natomiast w przypadku dóbr inwestycyjnych zmiana ta jest nieco mniejsza i wynosi 2%. Różnice w reakcjach wynikają wyłącznie z większej sztywności cen importowanych dóbr inwestycyjnych w porównaniu ze sztywnością cen importowanych dóbr konsumpcyjnych. Autorzy modelu SOE, dla strefy euro, obliczyli wielkości *pass-through* na poziomie, odpowiednio, 4,5% i 1,8%, co także jest zgodne z różnicami w wartościach oszacowań sztywności cen poszczególnych kategorii dóbr importowanych wewnątrz strefy euro, jak również z różnicami w sztywnościach cen między gospodarką polską a gospodarką strefy euro.

Kanał stopy procentowej

W modelu SOE-PL pojawienie się impulsu stop procentowej jest równoznaczne z nieoczekiwanym wzrostem nominalnej stopy procentowej (por. rysunek 14) i wywołuje klasyczną, spotykaną w większości modeli makroekonomicznych, reakcję obserwowalnych zmiennych endogenicznych. W wyniku wzrostu stopy procentowej rośnie krańcowa użyteczność dochodu gospodarstw domowych skłaniając je do odłożenia bieżącej konsumpcji na przyszłość. Ponieważ gospodarstwa domowe zmniejszają również popyt na kapitał, spada jego rentowność zniechęcając do nowych inwestycji. Równocześnie, wzrost stopy procentowej prowadzi do aprecjacji nominalnego i realnego kursu walutowego powodując pogorszenie konkurencyjności krajowego eksportu i w konsekwencji jego spadek. W związku z ograniczeniem konsumpcji, inwestycji oraz eksportu zmniejszeniu ulega zatrudnienie oraz płaca realna, a tym samym następuje spadek inflacji. Pomimo aprecjacji kursu

walutowego i związanego z nią spadku cen dóbr importowanych, malejący popyt konsumpcyjny i inwestycyjny powoduje zmniejszenie się wielkości importu – efekt dochodowy okazuje się w modelu SOE-PL silniejszy niż cenowy³³. Maksymalny spadek inflacji obserwowany jest tu już po 2 kwartałach. W wyniku wzrostu stopy procentowej o (ok.) 1,60 punktu procentowego inflacja maleje o ok. 0,75 punktu. Całkowite wygaśnięcie efektu zaburzenia monetarnego dla inflacji następuje po ok. 10 kwartałach.

Rys. 14. IRF stopy procentowej



Funkcje reakcji modelu SOE-PL przedstawiają zatem proces zmniejszania inflacji poprzez redukcję zagregowanego popytu, z równoczesnym uaktywnieniem kanału aprecjacji kursu walutowego wzmacniającym łączny antyinflacyjny efekt. W modelu SOE-Euro działa ta sama logika. Reakcja zmiennych na nieoczekiwany wzrost stopy procentowej (z wyjątkiem początkowej reakcji importu), co do kierunku, jest więc w obu modelach zgodna (por. rysunek 14). Zwraca uwagę natomiast fakt, że przy niemal równym wzroście stóp procentowych, w strefie euro następuje znacznie mniejszy spadek inflacji przy jednoczesnym znacznie większym spadku konsumpcji i inwestycji. Widoczna jest więc

³³ Rzeczywistą przyczyną jest wysoka elastyczność (substytucji) popytu światowego na dobra eksportowane z Polski powodująca (między innymi) silną reakcję eksportu, a poprzez bilans płatniczy także importu, na niewielkie zmiany relacji cen. Do kwestii tej powracamy dalej.

różnica w mechanizmie transmisji monetarnej między obiema gospodarkami. W przypadku PKB i zatrudnienia spadek w modelu SOE-Euro jest zbliżony, pod względem wielkości, do tego w SOE-PL, natomiast maksymalny efekt w strefie euro występuje nieco później oraz jest również bardziej trwały. Kluczowe znaczenie dla owych różnic w funkcjach reakcji modeli SOE-PL i SOE-Euro mają trzy grupy parametrów: parametry reguły stopy procentowej, prawdopodobieństwa Calvo oraz parametr charakteryzujący relację rynku krajowego z rynkiem światowym (elastyczność substytucji produkcji światowej produkcją krajową).

Parametry reguły stopy procentowej (reguły Taylora) opisują (postrzegany przez podmioty) sposób prowadzenia polityki monetarnej³⁴. W ramach tej grupy parametrów istotne znaczenie ma stopień „wygładzania” stopy procentowej (parametr ρ_R), który jest nieco wyższy w modelu SOE-Euro (por. tablica 9.). Konsekwencją większego „wygładzania” jest wolniejszy proces dostosowywania się (zmian) stopy procentowej, a tym samym zaburzenie polegające na jej nieoczekiwanym wzroście powoduje, że pojawia się presja na utrzymywanie się stopy procentowej dłużej na wyższym poziomie. Oczywiście, także regularne „przewidywane” zmiany stopy nominalnej trwają dłużej. Wpływa to na zmienne realne powodując większy spadek PKB i składowych, a w związku z tym również zatrudnienia. Drugim parametrem z omawianej grupy jest parametr informujący o wrażliwości stopy procentowej na odchylenia inflacji (mierzonej odpowiednikiem CPI) od stochastycznego celu inflacyjnego (parametr r_π) – wyższa wartość parametru (jak ma to miejsce w modelu SOE-Euro) oznacza silniejsze reakcje stopy procentowej na ruchy odchyleń tychże zmiennych. W analizowanej sytuacji owa silniejsza reakcja polega na łagodzeniu wzrostu stopy procentowej pod wpływem spadku inflacji, co powoduje w efekcie mniejszy spadek inflacji. Ostatnim, wywołującym różnice w mechanizmie transmisji pomiędzy modelami, parametrem z tej grupy jest parametr mierzący wrażliwość stopy procentowej na lukę popytową (odchylenia PKB od *steady state*) (parametr r_y) – wartość tego parametru jest większa w modelu SOE-Euro (jeśli przyjąć klasyczne reguły wnioskowania, w modelu SOE-PL parametr ten jest nieistotny statystycznie). Wynikiem większej wartości tego parametru w sytuacji, gdy dochodzi do spadku produkcji, jest mniejszy (*ceteris paribus*) wzrost stopy procentowej i mniejszy negatywny wpływ na produkcję, a także mniejszy spadek samej inflacji.

³⁴ Pełną formułę podano we wcześniejszym przypisie. Dalej, będziemy się odwoływać do nazw użytych tam parametrów.

Tab. 9. Oceny parametrów reguły stopy procentowej w modelach SOE – średnie z rozkładów *a posteriori*

Parametry reguły	SOE-PL	SOE-Euro
ρ_R	0,809	0,881
r_π	1,380	1,730
$r_{\Delta\pi}$	0,182	0,310
r_y	0,027	0,104
$r_{\Delta y}$	0,124	0,128
r_x	0,052	-0,009

Źródło: Grabek i in. (2007) tablica 3.7., Adolfson i in. (2005) tablica 1.

Drugą grupą parametrów decydującą o odmienności funkcji reakcji na zaburzenie polityki monetarnej są sztywności (prawdopodobieństwa Calvo): cen dóbr krajowych, eksportu, płac oraz zatrudnienia, które są większe w modelu SOE-Euro (por. tablica 6.). Konsekwencją sztywnych cen jest mniejszy spadek inflacji³⁵, który przekłada się z kolei na większy spadek płacy realnej oraz nieco większą podwyżkę stóp procentowych. W efekcie następuje silniejsza, negatywna reakcja PKB i jego składowych, jak również zatrudnienia. Podobne skutki, choć znacznie mniejsze, dla produkcji, zatrudnienia i inflacji (z wyłączeniem wpływu na płace) ma większa sztywność płac. Z kolei jedynym skutkiem większej sztywności zatrudnienia jest znacznie łagodniejszy (mniejszy) jego spadek.

Parametrem odpowiedzialnym za odwrotną reakcję importu (wzrost) w początkowym okresie po zaburzeniu w modelu SOE-Euro jest elastyczność (substytucji) popytu gospodarki światowej na eksport strefy euro (η_f). Mniejsza elastyczność substytucji eksportu w modelu SOE-Euro prowadzi do mniejszego spadku wielkości eksportu przy zmianach relacji cen. Jednak eksport jest elementem łańcucha zależności prowadzących (między innymi) do aktywów zagranicznych netto (bilans płatniczy), kursu nominalnego oraz cen dóbr eksportowanych, importowanych i kompleksu relacji cen. W efekcie niższa elastyczność substytucji prowadzi (w pierwszych kwartałach, z efektem przestrzelenia) do większej aprecjacji kursu nominalnego oraz zmian relacji cen dóbr importowanych do cen dóbr produkowanych w kraju preferujących import. Ostatecznie, uzyskujemy podręcznikowy przypadek, gdy na rynku (tu dóbr importowanych) pojawia się równocześnie (względny) spadek cen oraz spadek realnego dochodu, a sumaryczny efekt jest dodatni – wzrost popytu na import.

³⁵ Warto zauważyć, że konsekwencjami wyższej sztywności cen nie tyle jest inny rozkład reakcji inflacji w czasie (maksymalny efekt następuje w tym samym kwartale), ile właśnie złagodzenie maksymalnego efektu i wydłużenie reakcji w czasie.

Tab. 10. Dekompozycja wariacji w modelach SOE – zaburzenie polityki monetarnej[#].

Zaburzenie stopy procentowej	1 kw.		4 kw.		8 kw.		20 kw.	
	SOE-PL	SOE-Euro	SOE-PL	SOE-Euro	SOE-PL	SOE-Euro	SOE-PL	SOE-Euro
Inflacja - deflator PKB	0,046	0,037	0,053	0,055	0,013	0,052	0,007	0,005
Realny kurs walutowy	0,057	0,071	0,002	0,042	0,002	0,026	0,004	0,009
Stopa procentowa	0,187	0,274	0,020	0,103	0,008	0,047	0,007	0,009
PKB	0,085	0,118	0,053	0,108	0,005	0,083	0,005	0,027
Eksport	0,044	0,038	0,016	0,032	0,005	0,022	0,004	0,008
Import	0,001	0,027	0,012	0,005	0,015	0,033	0,001	0,007

[#] Dla modelu SOE-PL dekompozycję wariacji wykonano w oparciu o wartości średnie rozkładów *a posteriori* parametrów. Obliczenia dla modelu SOE-Euro wykonano techniką symulacji stochastycznych, a prezentowane wielkości odpowiadają medianie. Cytowane dane nie są więc w pełni porównywalne.

Źródło: Grabek i in. (2007) tablice 3.8-3.9, Adolfson i in. (2005) tablica 5.

Podobnie jak w przypadku zaburzenia premii za ryzyko obraz zależności uzupełnimy korzystając z dekompozycji wariacji. Zebrane w tablicy 10 dane pokazują, że zaburzenie stopy procentowej odgrywa ważniejszą rolę w modelu SOE-Euro niż w modelu SOE-PL. Dzieje się tak m.in. w przypadku samej stopy procentowej – co oznacza, że w modelu SOE-PL stopa procentowa jest w większym stopniu wyznaczana przez czynniki makroekonomiczne zawarte w regule (inflację, lukę, etc.). Konsekwencją tego może być fakt, iż zaburzenie stopy procentowej jest w większym stopniu odpowiedzialne za wahania PKB, czy też szerzej – kształtowanie procesów makroekonomicznych, w strefie euro.

Wnioski

Podsumowując powyższe analizy zauważamy, że efekty impulsu pochodzącego z kursu nominalnego w modelu strefy euro różnią się od analogicznych efektów w modelu gospodarki polskiej: trwają nieco dłużej (co przynajmniej częściowo wynika z charakterystyki zastosowanego zaburzenia), ale maksymalne reakcje są zwykle słabsze (wyjątkiem są inwestycje i import), zarówno dla zmiennych nominalnych (cen), jak i realnych (PKB, zatrudnienie, konsumpcja). W modelu gospodarki polskiej bardziej elastyczne ceny krajowe sprawiają, że wahania kursu realnego są mniejsze i także dzięki temu PKB i eksport wracają do poziomu wyjściowego szybciej. Niepokój wzbudzają jednak dwie kwestie. Trajektorie IRF w modelu SOE-PL zwykle wracają do poziomu wyjściowego oscylując (przybierając przemiennie wartości dodatnie i ujemne), co dla takich kategorii jak zatrudnienie, PKB, czy konsumpcja oznacza spadki, tzn. większe koszty społeczne, niż w przypadku monotonicznego powrotu do równowagi. Drugim problemem jest odwrotna reakcja deflatora konsumpcji na zaburzenie premii w modelu SOE-PL. Jeśli w strefie euro dojdzie do takiego zaburzenia, to ewentualna reakcja EBC będzie miała destabilizujące efekty dla gospodarki doświadczającej nie spadku, ale wzrostu cen, nie wzrostu, ale spadku płac realnych i konsumpcji. Jak wykazała analiza, asymetria ta wynika z mniejszej sztywności cen dóbr krajowych oraz mniejszej marży na rynku importowanych dóbr konsumpcyjnych w modelu SOE-PL. Oczywiście, przeprowadzony przez nas eksperyment trudno

uznać za rozstrzygający. Przystąpienie do unii walutowej powoduje endogenizację mechanizmu transmisji, mechanizm ten będzie więc ewoluował, a czynnikiem stymulującym będzie globalna (w skali unii walutowej) polityka monetarna przy wspólnym kursie. Dlatego konieczne są dalsze analizy tym razem uwzględniające ewolucję mechanizmu transmisji.

W przypadku zaburzenia stopy procentowej widoczne są w pierwszym rzędzie różnice w sposobie prowadzenia polityki stopy procentowej. Z tablicy 9 wynika, że w strefie euro polityka antyinflacyjna – średnio rzecz biorąc – prowadzona jest bardziej energicznie (większe wartości absolutne parametrów reguły). Przystąpienie Polski do strefy euro oznaczać więc będzie nie tylko zmianę podmiotu prowadzącego politykę monetarną, jej egzogenizację w stosunku do gospodarki krajowej, ale także inny rozkład akcentów, co jednakże trudno przeceniać, bowiem sama egzogenizacja polityki monetarnej stanowi znacznie większe wyzwanie dla podmiotów, które i tak będą musiały się nauczyć rozpoznawać jej charakterystyki w nowych warunkach. Problemem nie powinna być jedyna jakościowa różnica, jaką pokazały funkcje reakcji polityki monetarnej: krótkookresowy wzrost importu w modelu SOE-Euro w reakcji na wzrost stopy procentowej, przy spadku importu w modelu SOE-PL. Jak uzasadnialiśmy, przyczyną jest zróżnicowanie elastyczności substytucji światowego popytu na eksport. Można przypuszczać, że po przystąpieniu Polski do unii walutowej wraz ze zmianą definicji obszaru, w którym prowadzi się handel międzynarodowy walutą krajową (tzn. termin „gospodarka światowa” będzie wówczas oznaczał otoczenie unii walutowej) elastyczność substytucji popytu świata na polski eksport zbliży się do wartości notowanej w strefie euro. Najistotniejszym wydaje się jednak – ogólnie rzecz biorąc – mniejsza wrażliwość kategorii realnych i nominalnych na impuls stopy procentowej w gospodarce polskiej. Jednak ocena tej sytuacji jest niejednoznaczna. Gdy Europejski Bank Centralny dokona zmiany stopy odpowiadające potrzebom gospodarki polskiej, efekty będą prawdopodobnie zbyt słabe. Możliwa jest jednak sytuacja, gdy skutek asymetrii struktur gospodarek, reakcja polityki monetarnej nie będzie właściwa, z punktu widzenia gospodarki polskiej. Wówczas negatywne tego efekty będą mniejsze.

Przeprowadzone eksperymenty sugerują także istnienie problemu identyfikowalności mechanizmu transmisji monetarnej. Zbliżone reakcje gospodarek na impulsy monetarne, obrazowane funkcjami reakcji (IRF), mogą ujawnić się mimo odmiennych struktur, inaczej działających sprzężeń zwrotnych, głębokich różnic wzajemnie się kompensujących. Pozostawiamy do innych badań nasuwającą się wątpliwość, czy w takiej sytuacji MTM jest rzeczywiście symetryczny. Warto jednak zauważyć, że w przypadku podobnych IRF, uzyskanych dzięki kompensującym się różnicom strukturalnym, ewentualna zmiana instytucjonalna dotycząca kluczowych sprzężeń mechanizmu może znieść efekt kompensacji prowadząc do asymetrii IRF, dlatego zagadnienie identyfikowalności MTM w badaniach efektów przystąpienia do strefy euro wydaje się istotnym.

5. Podsumowanie

Prezentowane tu opracowanie ma przede wszystkim charakter fotografii obecnego stanu mechanizmu transmisji w Polsce na tle tego mechanizmu w strefie euro i skupia się ono na wybranych jego elementach. Można jednak już na tej podstawie mówić i o podobieństwach, i o różnicach obu tych mechanizmów transmisji. W badaniach cząstkowych uzyskaliśmy podstawy, by mówić o podobieństwach w odniesieniu do funkcjonowania kanału kredytowego oraz o podobnych charakterystykach procesów dostosowania oprocentowania produktów bankowych do stóp rynku pieniężnego (interest rate passthrough). Na podstawie badań cząstkowych można również mówić o różnicach w funkcjonowaniu kursowego passthrough w odniesieniu do cen konsumenta i producenta (CPI i PPI). Różny jest także stopień antycypacyjności w zachowaniach podmiotów gospodarczych w strefie euro i w Polsce.

Badania makroekonomicznego obrazu mechanizmu transmisji pokazały różnice w reakcji cen (większa w Polsce) i ilości (mniejsza w Polsce) na szok stopy procentowej oraz odwrotną w Polsce w stosunku do strefy euro reakcję deflatora konsumpcji na szok premii za ryzyko.

Skala antycypacyjności cen oraz siła wpływu kursu walutowego na CPI okazały się być podobne zarówno w badaniach cząstkowych, jak i makroekonomicznych.

Komentowanie tych wyników wymaga jednak znacznej dozy ostrożności, gdyż istnieją poważne przesłanki świadczące o znacznym stopniu endogeniczności mechanizmu transmisji. Wejście danego kraju do strefy euro oraz trwałe w niej funkcjonowanie prowadzi zazwyczaj do istotnych zmian w mechanizmie transmisji. Można to interpretować w taki oto sposób, że w krótkim okresie po wejściu do strefy euro podobieństwa mechanizmów transmisji ułatwiają i sam proces dostosowawczy, i przewidywanie wpływu wspólnej polityki pieniężnej na gospodarkę nowego członka unii monetarnej. W dłuższym jednak okresie wpływ ewentualnych różnic będzie zapewne zmniejszał swoją wagę.

Literatura cytowana:

Adolfson M., Lasen S., Linde J., Villani M. (2005) *Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through*. Sveriges Riksbank Working Paper Series 179

An L. (2006), *Exchange rate pass-through: evidence based on vector autoregression with sign restrictions*, MPRA Paper, nr 527, październik

Angeloni I., Kashyap A., Mojon B. (red.) (2003), *Monetary Policy Transmission In the Euro Area*, Cambridge University Press

Anderton R. (2003), *Extra-euro area manufacturing import prices and exchange rate pass-through*, ECB Working Paper, nr 210.

Bernanke B. S., Blinder A. S. (1988), *Credit, money and aggregate demand*, American Economic Review, No. 78, pp. 435-439.

Bernanke B. S., Gertler M. (1995), *Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission*, Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4, pp. 27- 48.

Brzoza-Brzezina M. (b.d.), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej*, SGH, mimeo.

Bussiere M. (2006), *Exchange rate pass-through to trade prices: the role of non-linearities and asymmetries*, ECB Working Paper, nr 822, październik

Ca'Zorzi M., Hahn E., Sanchez M. (2007), *Exchange rate pass-through in emerging markets*, ECB Working Paper, nr 737, marzec

Campa J. M., Goldberg L. (2002), *Exchange rate pass-through into import prices. Micro or macro phenomenon?*, NBER Working Paper, nr 8934, maj

Campa J. M., Goldberg L. (2005), *Exchange rate pass-through into import prices*, Review of Economics and Statistics, nr 87 (listopad)

Chmielewski T. (2003), *Interest rate pass-through in the Polish banking sector and bank-specific financial disturbances*, MPRA Paper no 5133, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/5133/>

Coricelli F., Egert B., MacDonald R. (2006), *Monetary Transmission Mechanism in Central and Eastern Europe: Surveying the Empirical Evidence*, mimeo.

Creel J., Levasseur S. (2005), *Monetary policy transmission in the CEECs: How important are the differences with the Euro Area?*, Working Paper 2005-02, OFCE, Paris.

Darvas Z. (2005), *Monetary transmission in the new members of the EU: Evidence from time-varying coefficient structural VARs*, Corvinus University, Budapest.

De Bondt G. (2002): *Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the euro level*, ECB Working Paper, nr 136.

Égert B., MacDonald R. (2008), w druku, *Monetary Transmission Mechanism in Central and Eastern Europe: Surveying the Surveyable*, Journal of Economic Surveys.

- Faruqee H. (2006), *Exchange rate pass-through in the euro area*, IMF Staff Papers, nr 53(1)
- Fic T., Kolasa M., Kot A., Murawski K., Rubaszek M., Tarnicka M.. (2005), *ECMOD - Model of the Polish Economy*, Materiały i Studia 36, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Forsells M., Kenny G. (2004), *Survey expectations, rationality and the dynamics of euro area inflation*, "Journal of Business Cycle Measurement and Analysis", nr 1(1), str. 13-42
- Forsells M., Kenny G. (2006), *Survey expectations, rationality and the dynamics of euro area inflation*, materiał zaprezentowany podczas konferencji NBP: "The role of inflation expectations in modelling and monetary policy making", Warszawa, 9-10 luty 2006 r., www.nbp.pl
- Gagnon J. E., Ihrig J. (2004), *Monetary policy and exchange rate pass-through*, International Journal of Finance and Economics, nr 9 (październik)
- Garretsen H., Swank J. (1998), *The transmission of interest rate changes and the role of bank balance sheets: a VAR-analysis for the Netherlands*, Journal of Macroeconomics, nr 20(2), str. 325-339
- Grabek G., Kłós B., Utzig-Lenarczyk G. (2007) *Model DSGE małej otwartej gospodarki estymowany na danych polskich. Metodologia, specyfikacja, wyniki estymacji i pierwsze zastosowania*. Materiały i Studia NBP 217
- Héricourt J. (2006), *Monetary Policy Transmission in the CEECs: A Comprehensive Analysis*, Université Paris I.
- HM Treasury (2003), *EMU and the monetary transmission mechanism*.
- Hubbard R. G. (1994), *Is there a 'credit channel' for monetary policy?*, NBER Working Paper No. 4977.
- Hülsewig O., Mayer E., Wollmershäuser T. (2005), *Bank loan supply and monetary policy transmission in Germany: an assessment based on matching impulse responses*, Working Paper No 1380, CESifo
- Hülsewig O., Winker P., Worms A. (2001), *Bank lending in the monetary transmission: a VECM analysis for Germany*, Working Paper 08/2001, International University, Bruchsal, Germany
- Jarociński M. (2006), *Responses to Monetary Policy Shocks in the East and the West of Europe: A Comparison*, Working Paper 124, Oesterreichische Nationalbank, Wien.
- Juselius, K. (1998), *Changing monetary transmission within the EU*, Empirical Economics, 23, 455-481.
- Kakes J. (1998), *Monetary transmission and bank lending in the Netherlands*, Research Report, nr 98C30, Research Institute SOM (Systems, Organisations and Management), University of Groningen, Holandia
- Kakes J., Sturm J.-E., Maier P. (1999), *Monetary transmission and bank lending in Germany*, CCSO Working Paper 199906, University of Groningen, Holandia
- Kłós B., R. Kokoszcyński, T. Łyziak, J. Przystupa, E. Wróbel (2005), *Structural econometric models in forecasting inflation at the National Bank of Poland*, Materiały i Studia, nr 31, NBP

Korhonen I., Wachtel P. (2005), *A note on exchange rate pass-through in CIC countries*, Bofit Discussion Paper, nr 2/2005.

Łyziak T. (2003), *Consumer inflation expectations in Poland*, ECB Working Paper, nr 287, Europejski Bank Centralny, Frankfurt nad Menem, www.ecb.int

Łyziak T. (2008), *Forward-lookingness of consumer inflation expectations in Europe*, praca w przygotowaniu

Łyziak T., Mackiewicz J., Stanisławska E. (2007), *Central bank transparency and credibility. The case of Poland, 1998-2004*, w: „European Journal of Political Economy”, nr 23(1), str. 51-66

Łyziak T., J. Przystupa, E. Wróbel (2008): *Credit channel and beyond. A view from the banks' and firms' perspective*, SUERF Studies 2008/1.

Łyziak T., Stanisławska E. (2006), *Inflacja bieżąca a różne miary oczekiwań inflacyjnych konsumentów w wybranych krajach*, w: „Bank i Kredyt”, nr 10, NBP, Warszawa, str. 17-30

Łyziak T., Stanisławska E. (2007), *Consumer inflation expectations in Europe: some cross-country comparisons*, paper zaprezentowany na konferencji Ifo: “Survey Data in Economics – Methodology and Applications”, 19-20 październik 2007, Monachium

Mankiw N. G., Reis R. (2002), *Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips Curve*, “Quarterly Journal of Economics”, nr 117(4), str. 1295-1328

McAdam, P., Morgan, J. (2003), *Analysing monetary policy transmission at the euro area level using structural macroeconomic models*, w: Angeloni et al. 2003.

McCarthy J. (1999), *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies*, BIS Working Paper, nr 79

Mishkin, F. (2007), *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, wyd.8, Pearson, Boston.

Mohanty, M.S., Turner, Ph. (2008), *Monetary policy transmission in emerging market economies: what is new?*, w: Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies, BIS Papers 35, BIS, Basle.

Mojon B. (2000), *Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy*, ECB Working Paper, nr 40

Monetary Policy Committee (b.d.), *Transmission mechanism of monetary policy*, Bank of England, London.

Peersman, G., Smets, F. (2003), *The monetary transmission mechanism in the euro area: evidence from VAR analysis*, w: Angeloni et al. 2003.

Przystupa J. (2002), *The exchange rate in the monetary transmission mechanism*, Materiały i Studia, nr 25, NBP

Przystupa J. (2005), *Notatka nt. asymetrii reakcji CPI na aprecjację i deprecjację kursu złotego*, NBP 20 stycznia 2005 r.

- Przystupa J. (2006), *Notatka nt. efektu pass-through*, NBP, 23 stycznia 2006 r.
- Przystupa, J., Wróbel E. (2006), *Looking for an optimal monetary policy rule: the case of Poland under IT framework*, *Materiały i Studia*, nr 38, NBP
- Ramey V. A. (1993), *How important is the credit channel in the transmission of monetary policy?*, NBER Working Paper No. 4285.
- Reis R. (2005), *Inattentive producers*, "NBER Working Paper", nr 11820.
- Sander H., Kleimeier S. (2003), *Convergence in Eurozone Retail Banking? What Interest rate Pass-Through Tells Us about Monetary Policy Transmission, Competition and Integration*, LIFE Working Paper 03-009, www.fdenb.unimaas.nl/finance/workingpapers
- Sims Ch.A. (2005), *Rational inattention: A research agenda*, Discussion Paper, nr 34, Deutsche Bundesbank, Berlin.
- Sørensen Ch. K., Werner T. (2006), *Bank interest rate pass-through in the euro area*, ECB Working Paper, nr 580.
- Weth M. A. (2002), *The Pass-Through from Market Interest Rates to Bank Lending Rates in Germany*, Deutsche Bundesbank Discussion Paper nr 11.
- Wróbel E., Pawłowska M. (2002), *Monetary Transmission in Poland: Some Evidence on Interest Rate and Credit Channels*, *Materiały i Studia* 24, Narodowy Bank Polski.