

Funkcjonowanie kanału kursowego oraz siła efektu *pass-through* w gospodarkach wschodzących: przypadek Polski, Czech i Węgier

Michał Antoszewski*

Nadesłany: 9 września 2013 r. Zaakceptowany: 3 marca 2014 r.

Streszczenie

Celem pracy jest porównanie efektu *pass-through* (efektu przeniesienia) kursu walutowego oraz funkcjonowania kanału kursowego w krajach CEE-3 (Polska, Czechy i Węgry), a także identyfikacja czynników powodujących zróżnicowanie wpływu wahań kursowych na procesy inflacyjne w rozpatrywanych gospodarkach. W badaniu wykorzystano strukturalne modele wektorowej autoregresji (SVAR). Poruszony został problem funkcjonowania kanału kursowego w gospodarkach wschodzących w kontekście zbieżności ich kursów pod wpływem czynników globalnych oraz występowania zjawiska carry trade. Analizie poddano również różnice strukturalne dzielące rozpatrywane kraje, uwzględniając skuteczność procesu dezinflacji, stopień otwartości gospodarki, rozmiar rynku danej waluty oraz zmienność jej kursu. Otwarta pozostaje kwestia asymetrii oraz nieliniowości efektu przeniesienia, a także jego zależności od fazy cyklu koniunkturalnego.

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

JEL: C32, E31, E37, E42, E58

* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie; e-mail: antoszewski.michal@gmail.com.

1. Wstęp

Wpływ wahań kursów walutowych na procesy inflacyjne stał się przedmiotem licznych badań po upadku systemu z Bretton Woods w 1971 r. Upowszechnienie systemu płynnych kursów walutowych w gospodarce światowej ożywiło dyskusję na temat roli, jaką w mechanizmie transmisji monetarnej (MTM) odgrywa kanał kursowy. Zaczęto również rozważać, czy i w jakim stopniu banki centralne powinny uwzględniać wahania kursu walutowego w prowadzeniu polityki pieniężnej.

Badanie wpływu kursu walutowego na ceny krajowe (efektu przeniesienia, *pass-through*) nabrało szczególnego znaczenia w gospodarkach wschodzących (*emerging markets*), w których nastąpiły istotne zmiany w polityce monetarnej – wprowadzono strategię bezpośredniego celu inflacyjnego (BCI) oraz upłynniono kursy walutowe.

Celem niniejszej pracy jest analiza porównawcza efektu *pass-through* oraz znaczenia kanału kursowego w trzech krajach Europy Środkowo-Wschodniej (CEE-3): w Polsce, Czechach i na Węgrzech, a także identyfikacja czynników powodujących różnicowanie wpływu wahań kursowych na procesy inflacyjne w ich gospodarkach.

Rozdział drugi pracy prezentuje koncepcję efektu *pass-through* oraz znaczenie kanału kursowego dla mechanizmu transmisji monetarnej (MTM). Zawiera także przegląd literatury poświęconej niekompletności oraz słabnięciu efektu przeniesienia w łańcuchu cen.

W rozdziale trzecim poruszono problem funkcjonowania kanału kursowego w transformujących się gospodarkach. Omówiono tematykę zbieżności kursów ich walut pod wpływem czynników globalnych oraz opisano zjawisko *carry trade*. Uwypuklono także różnice strukturalne między badanymi gospodarkami.

Rozdział czwarty przedstawia analizę ekonometryczną efektu przeniesienia w krajach CEE-3, przeprowadzoną za pomocą strukturalnych modeli wektorowej autoregresji (SVAR). Zaprezentowano proces estymacji oraz wyniki testów specyfikacji modelu. W dalszej kolejności zmierzono siłę efektu *pass-through*, analizując funkcję reakcji na szok kursowy, a także zbadano znaczenie kanału kursowego w MTM za pomocą analizy dekompozycji wariancji składników losowych modelu.

Rozdział piąty zawiera podsumowanie uzyskanych wyników wraz z ich ekonomiczną interpretacją oraz najważniejszymi wnioskami. Ponadto pokrótce przedstawia możliwości kontynuacji i rozszerzenia przeprowadzonego badania.

2. Rola kanału kursowego w funkcjonowaniu mechanizmu transmisji monetarnej

2.1. Teoretyczna koncepcja kanału kursowego i efektu przeniesienia

Powszechnie uważa się, że jedną z istotnych determinant inflacji krajowej są wahania kursu walutowego. Zjawisko to tłumaczy się wzrostem otwartości gospodarek oraz upowszechnieniem systemu płynnych kursów walutowych. Z tego względu rola kanału kursowego w funkcjonowaniu mechanizmu transmisji monetarnej nabiera szczególnego znaczenia w prowadzeniu polityki pieniężnej. Kurs waluty krajowej wywiera istotny wpływ zarówno na nominalną, jak i realną sferę gospodarki. Ceny produktów importowanych oddziałują na wysokość kosztów produkcji, a tym samym na indeks cen PPI, a w dalszej kolejności na indeks cen CPI. Równocześnie wahania kursu walutowego wpływają na konkurencyjność

cenową eksportu i importu, decydując o poziomie eksportu netto – jednej ze składowych PKB. Zmiany luki popytowej kształtują tempo inflacji krajowej (Kaźmierczak 2008). Bank centralny może oddziaływać na inflację krajową za pośrednictwem kanału kursowego, zmieniając wysokość stóp procentowych. Wpływają one bowiem na kształtowanie się kursu walutowego wskutek występowania transakcji typu *carry trade* na międzynarodowych rynkach finansowych (Bańbuła 2011).

Z punktu widzenia banku centralnego istotnym problemem jest modelowanie i prognozowanie kursu walutowego. Obstfeld i Rogoff (2000) uznali brak wyraźnego związku pomiędzy kształtowaniem się i zmiennością kursów walutowych a czynnikami fundamentalnymi – powiązanych zarówno z gospodarką nominalną, jak i realną – za jedną z sześciu największych zagadek współczesnej makroekonomii. Podobnie zmienność kursów walutowych postrzegali Devereux i Engel (2002), interpretując ją jako skutek błędnego formułowania oczekiwań przez uczestników rynku walutowego. Meese oraz Rogoff (1983) przeprowadzili analizę trafności prognoz, stosując strukturalne, wielorównaniowe modele kursu walutowego. Dowiedli, że proste modele błędzenia losowego (*random walk*) generowały równie trafne prognozy kursów walutowych jak skomplikowane modele strukturalne oraz modele wektorowej autoregresji. Co ważne, nawet dodanie do zbioru zmiennych objaśniających faktycznie zaobserwowanych przyszłych wartości zmiennych makroekonomicznych nie poprawiało jakości prognoz modeli strukturalnych w porównaniu z procesem błędzenia losowego. Badania te kontynuowali Cheung, Chinn i Pascual (2005), porównując własności predykcyjne całej klasy modeli kursu walutowego, opracowanych w latach 90. Jako punkt odniesienia również przyjęli modele błędzenia losowego. Autorzy ci dowiedli, że nie istnieje klasa modeli kursu walutowego, które generowałyby najlepsze prognozy bez względu na rozpatrywany horyzont czasowy, analizowaną parę walutową lub przyjęte kryterium oceny jakości modelu. Powstaje zatem pytanie, jaką wagę bank centralny powinien przywiązywać do wahań kursowych w przypadku prowadzenia strategii bezpośredniego celu inflacyjnego (Edwards 2006)¹.

Warto nadmienić, że stałe oddziaływanie wahań kursowych na ceny krajowe zwiększa efektywność polityki pieniężnej. Władze monetarne mogą w takiej sytuacji reagować z większą swobodą i elastycznością na wahania w sferze realnej gospodarki, znacznie mniejszą uwagę poświęcając egzogenicznym szokom kursowym (Mishkin 2008).

Podstawowym narzędziem analizy funkcjonowania kanału kursowego jest pomiar efektu przeniesienia (*pass-through*) kursu walutowego. Jest on definiowany jako relatywna zmiana poziomu cen krajowych (importu, producenta, konsumenta) w reakcji na jednostkową zmianę nominalnego kursu walutowego (Goldberg, Knetter 1996).

Impulsem do rozwoju badań dotyczących wpływu kursu walutowego na procesy inflacyjne był rozpad systemu stałych kursów walutowych, powstałego w wyniku porozumienia z Bretton Woods i funkcjonującego w latach 1946–1971. System opierał się na utrzymywaniu stałych kursów walut w stosunku do dolara amerykańskiego, wymienianego na złoto według stałego parytetu. Upadek systemu nastąpił wskutek zawieszenia wymienialności dolara na złoto 15 sierpnia 1971 r. Mechanizm oraz historię systemu z Bretton Woods opisali szerzej Burda i Wyplosz (2012).

Efekt *pass-through* został po raz pierwszy poddany analizie empirycznej przez Kreinina (1977), który oszacował wpływ wahań kursowych na ceny importu dla USA, Kanady, Japonii oraz kilku gospodarek Europy Zachodniej w okresie po zawieszeniu wymienialności dolara na złoto.

¹ W ostatnim czasie pojawiają się opracowania dowodzące, że modele kursów walutowych mogą jednak, pod pewnymi warunkami, generować trafniejsze prognozy niż proces błędzenia losowego (Ca'Zorzi, Mućk, Rubaszek 2013). W najbliższej przyszłości można zapewne oczekiwać dalszego rozwoju badań dotyczących tego zagadnienia.

2.2. Efekt *pass-through* a prawo jednej ceny i teoria parytetu siły nabywczej (PPP)

Prawo jednej ceny zakłada równość cen dóbr podlegających międzynarodowej wymianie handlowej w poszczególnych krajach, po wyrażeniu ich w tej samej walucie. Różnica między tak wyrażonymi cenami stanowiłaby zachętę do arbitrażu. Prawo jednej ceny wymaga zatem długookresowej stałości realnych kursów walutowych. W takiej sytuacji nominalnej aprecjacji (deprecjacji) danej waluty powinna towarzyszyć inflacja niższa (wyższa) niż światowa, całkowicie ją niwelująca. Jest to zasada parytetu siły nabywczej – PPP (Burda, Wyplosz 2012). Zgodnie z nią należałoby więc oczekiwać pełnego dostosowania cen krajowych pod wpływem szoków kursowych (czyli wartości współczynnika *pass-through* równej 1). Dornbusch (1987) stwierdził jednak, że dostosowanie cen do wahań kursowych nie zachodzi natychmiast, a także nie jest kompletne. Zmiany cen towarów importowanych cechuje bowiem krótkookresowa sztywność, natomiast dostosowania długookresowe następują zgodnie z prawem jednej ceny.

Większość badań empirycznych również nie potwierdza hipotezy PPP, przynajmniej w krótkim okresie (Taylor, Taylor 2004). Mało prawdopodobne jest zatem, by efekt *pass-through* odznaczał się kompletnością.

2.3. Czynniki zakłócające pełne dostosowanie cen do szoków kursowych

Wybór waluty rozliczeniowej

Jak wspomniano, oddziaływanie wahań kursowych na inflację krajową odbywa się za pośrednictwem zmian cen dóbr importowanych wyrażonych w walucie krajowej. Z kolei wrażliwość cen importu na wahania kursu w dużym stopniu zależy od polityki cenowej importerów.

W przypadku wyceny według wartości rynkowej – ang. *pricing to market* (Bacchetta, Wincoop 2002; Devereux, Engel 2002; Goldberg, Knetter 1996), ceny dóbr importowanych są wyrażone w walucie importera. Wahania kursowe nie muszą więc silnie wpływać na ceny importu, co w skrajnym przypadku powoduje brak efektu przeniesienia. Sytuacja taka może wystąpić w dużych, rozwiniętych gospodarkach, których waluty odgrywają ważną rolę w światowej wymianie handlowej (USA, Unia Europejska, Japonia).

W odwrotnej sytuacji ceny dóbr importowanych są wyrażone w walucie obcej. Następnie dobra są sprzedawane krajowym odbiorcom za rodzimą walutę, po aktualnym kursie rynkowym. Zmiana kursu walutowego jest wówczas niemal natychmiast przenoszona na ceny w kraju, co powoduje kompletność efektu *pass-through* – jego współczynnik jest wówczas równy jedności. Zjawisko takie występuje jednak wyłącznie w gospodarkach zdolaryzowanych bądź charakteryzujących się bardzo wysoką stopą inflacji (Mihaljek, Klau 2008).

Pośrednia sytuacja występuje w większości gospodarek wschodzących. Importerzy (dystrybutorzy) kupują dobra za walutę obcą, a ich odsprzedaż na rynku krajowym rozliczana jest w walucie rodzimej. Otoczenie konkurencyjne wymaga wówczas częściowej absorpcji skutków wahań kursowych za pośrednictwem zmian marż importerów, co czyni efekt *pass-through* niekompletnym. Wynika z tego, że w łańcuchu cen (cen importu, producenta oraz konsumenta) współczynniki *pass-through* powinny się stopniowo obniżać i zawierać w przedziale od 0 do 1 (Mihaljek, Klau 2008).

Rola łańcucha dystrybucji

Koncepcję cen w łańcuchu dystrybucji (dostaw) sformułował Blanchard (1982). Wykazał on, że niejednoczesna zmiana cen ma istotne skutki dla zmian cen relatywnych na każdym poziomie produkcji. Początkowo dobra odznaczają się większą zmiennością cen oraz marż (zysków). Zaburzenie nominalne (w rozpatrywanym przypadku – kursowe) wymaga kompleksowej zmiany cen dóbr importowanych, pośrednich oraz finalnych. Decyzje o zmianie cen na poszczególnych etapach nie są podejmowane w sposób ciągły, trudno więc oczekiwać ich pełnej synchronizacji.

Engel (2002) pokazał, że importowane są głównie dobra pośrednie – ich sprzedaż kontraktowana jest w walucie obcej, stąd zmiany kursu są w pełni odzwierciedlone w cenach importu. Z kolei ceny detaliczne, stanowiące wypadkową cen dóbr importowanych oraz cen składników krajowych, dostosowywane są jedynie okresowo ze względu na istnienie kosztów zmiany menu. W konsekwencji ceny konsumenta jedynie okresowo dostosowują się do zmian kursu walutowego. Sprawia to, że bezpośredni związek pomiędzy kursem a inflacją krajową jest słabszy.

Co więcej, dobra importowane docierają do konsumentów finalnych przez sieć sprzedaży hurtowej i detalicznej, więc ich cena odzwierciedla koszty usług krajowych, takich jak transport czy reklama. Ogranicza to częściowo wpływ wahań kursowych na ceny konsumenta (Burstein, Eichenbaum, Rebelo 2002; Campa, Goldberg 2006).

Koncepcja łańcucha dystrybucji wyjaśnia mechanizm transmisji szoków w gospodarce – umożliwia zatem zbadanie związku pomiędzy wahaniami kursu walutowego a cenami krajowymi. McCarthy (1999) wyróżnił trzy rodzaje szoków: podażowy (o charakterze zewnętrznym), popytowy (wewnętrzny) oraz kursowy. Mogą mieć odzwierciedlenie w cenach surowców (ropa naftowa), produkcji (przetwórstwo przemysłowe) oraz wysokości kursu walutowego. Ito i Sato (2008) zidentyfikowali ponadto szok monetarny, związany ze zmianami podaży pieniądza przez bank centralny. Można więc przyjąć, że początek łańcucha cen stanowi zewnętrzny szok podażowy, poprzedzający wewnętrzny szok popytowy. W konsekwencji następują zmiany polityki pieniężnej banku centralnego, determinujące kurs walutowy. Zdaniem Ito i Sato (2008) w systemie płynnego kursu walutowego decyzje władz monetarnych znacznie bardziej zależą od czynników fundamentalnych niż od wahań kursu. Na kolejnym etapie następuje dołączenie wskaźników cen, kolejno: cen importu, producenta oraz konsumenta (McCarthy 1999).

Wpływ otoczenia konkurencyjnego

Fakt, że większość przedsiębiorstw funkcjonuje na rynkach konkurencyjnych, istotnie przyczynia się do niekompletności oraz osłabiania efektu *pass-through* kursu walutowego w łańcuchu cen.

Burstein, Eichenbaum i Rebelo (2002) wykazali, że silna deprecjacja waluty krajowej skłania konsumentów do zastępowania dóbr importowanych tańszymi, lokalnymi odpowiednikami o niższej jakości. Może to istotnie ograniczać presję inflacyjną wynikającą z osłabienia waluty. Z kolei znaczne umocnienie się rodzimej waluty zachęca konsumentów do zakupu droższych towarów zagranicznych, charakteryzujących się lepszą jakością. W rezultacie inflacja może nie obniżyć się równoległe z aprecjacją waluty.

Ponadto przedsiębiorstwa są w stanie reagować zmianami marż w odpowiedzi na wahania kursowe, gdyż deprecjacja waluty może skłaniać konsumentów do wyboru tańszych substytutów opar-

tych w całości na produkcji krajowej. Co więcej, zmiany kursu walutowego mogą również wpływać na ceny usług, o ile w dużym stopniu korzysta się w nich ze składników i półproduktów zagranicznych (Mihaljek, Klau 2008).

2.4. Osłabienie efektu *pass-through* w gospodarce światowej

Współczynniki *pass-through* kursu walutowego są wyższe w krajach transformujących się niż w krajach rozwiniętych oraz z czasem obniżają się w obu typach gospodarek (Sekine 2006). W tym przypadku istnieją dwa podstawowe, uzupełniające się wytłumaczenia.

Po pierwsze, istotną rolę w obniżeniu współczynników *pass-through* odegrało znaczne ograniczenie presji inflacyjnej w gospodarce światowej. Taylor (2000) przeanalizował spadek przenoszenia przez przedsiębiorstwa zmian kosztów (płac, surowców, wahań kursowych) na ceny produktów finalnych, który nastąpił w latach 90. XX w. Zastosował w tym celu model równowagi ogólnej, wykorzystujący dane z gospodarki amerykańskiej z lat 60., 70., 80. i 90. W sytuacji niskiej inflacji wahania kosztów (w rozpatrywanym przypadku – kursu walutowego) są uznawane przez firmy za przejściowe odchylenia i powodują głównie zmiany marż przedsiębiorstw. Skuteczność opisanego mechanizmu zależy jednak od silnego zakotwiczenia oczekiwań inflacyjnych na niskim poziomie. Wzrost oczekiwań może bowiem doprowadzić do rozerwania sprzężenia zwrotnego pomiędzy wysokością (zmiennością) inflacji, jej uporczywością oraz siłą efektu przeniesienia zmian kursu. Do zbliżonych wniosków doszli Baqueiro, Díaz de León i Torres (2004). Przeanalizowali 16 krajów w różnym stadium rozwoju gospodarczego w ostatnich trzech dekadach XX w. oraz na początku XXI w. Ich zdaniem obniżenie i stabilizacja inflacji ułatwiają upłynnienie kursu walutowego. Wynika to z faktu, że zakotwiczone na niskim poziomie oczekiwania inflacyjne ograniczają rolę kanału kursowego w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej.

Po drugie, globalizacja światowych powiązań gospodarczych zwiększyła konkurencję na poszczególnych rynkach, ograniczając możliwość dyktowania cen przez firmy dominujące w sektorze dóbr handlowych. W takiej sytuacji firmy te muszą absorbować przejściowe wzrosty kosztów następujące w wyniku osłabienia kursu walutowego, co prowadzi do redukcji efektu *pass-through*. W celu utrzymania marż firmy mogą ponadto przenosić część swojej działalności do krajów o niższych kosztach produkcji, co również przyczynia się do osłabienia efektu *pass-through* (Borio, Filardo 2007; Mihaljek, Klau 2008).

3. Kanał kursowy MTM w gospodarkach wschodzących

3.1. Kształtowanie się kursów walut w schodzących pod wpływem czynników globalnych

Powszechnym zjawiskiem na międzynarodowych rynkach finansowych jest współzmiennność kursów walut w gospodarkach wschodzących. Istnieje kilka komplementarnych wyjaśnień tej sytuacji. Na wstępie należy wspomnieć, że decyzje inwestycyjne są podejmowane w warunkach niepewności oraz ograniczonych możliwości przetwarzania informacji. Z tego względu międzynarodowi inwestorzy są zmuszeni do podziału aktywów finansowych na kategorie, podlegające osobnym strategiom inwestycyjnym. Wydzielone kategorie powinny się istotnie różnić, ale także mieć cechy wspólne. Popularność

strategii *carry trade* jest wspólną cechą rynków wschodzących, jako że zazwyczaj charakteryzują się one stosunkowo wysokimi stopami procentowymi. W związku z tym aprecjacja (deprecjacja) jednej z walut wschodzących może być postrzegana jako sygnał do zakupu (sprzedaży) innych walut. Wynikające stąd zachowania stadne inwestorów są przyczyną współzmienności kursów walut gospodarek wschodzących, nawet w przypadku braku istotnych powiązań między nimi (Barberis, Schleifer 2003). Takie zachowanie inwestorów stanowi jednak racjonalną reakcję na ograniczone możliwości przetwarzania informacji, wzmocnione dodatkowo przez postępującą globalizację rynków finansowych (Calvo, Mendoza 2000).

Nie bez znaczenia pozostaje również wpływ strategii inwestycyjnych globalnych inwestorów, opierających się na teorii portfela (Sharpe 1970). Zgodnie z jej założeniami, optymalny portfel inwestycyjny powinien odzwierciedlać rynkową podaż instrumentów finansowych. W konsekwencji wzrost cen aktywów na rynkach bazowych (tj. rynkach krajów rozwiniętych) powoduje konieczność dokupienia aktywów z rynków wschodzących. Transakcje te wymagają uprzedniego zakupu walut lokalnych, co prowadzi do ich aprecjacji. Z kolei spadek cen aktywów bazowych powoduje konieczność wycofania aktywów z rynków wschodzących oraz, w dalszej kolejności, sprzedaży ich walut. Powyższy mechanizm powoduje współzmiennność kursów walut krajów, między którymi nie istnieją silne powiązania gospodarcze (Schinasi, Smith 2000). Efekt ten nasila się wraz ze wzrostem aktywności nierezydentów na rynkach krajów transformujących się. Inwestorzy zagraniczni, mający dosyć ograniczoną wiedzę na temat lokalnych uwarunkowań, muszą uwzględniać znaczenie czynników globalnych (Jotikasthira, Lundblad, Ramadorai 2009). Opisane zjawisko występuje zwłaszcza podczas kryzysów finansowych, kiedy nierezydenci „uciekają w płynność” (Brunnermeier, Nagel, Pedersen 2008), masowo wyprzedając aktywa na rynkach wschodzących, postrzegane jako bardziej ryzykowne i mniej płynne. Skutkiem takich działań jest jednoczesna, gwałtowna deprecjacja walut tych gospodarek.

Chadwick, Fazilet i Tekatli (2012) wykorzystali metodę analizy czynnikowej do wyodrębnienia czynnika (*exchange rate index*) odpowiedzialnego za podobne kształtowanie się kursów walut w gospodarkach wschodzących o płynnym reżimie kursowym. Oszacowany czynnik reprezentował około 60% całkowitej zmienności kursów i jednocześnie odznaczał się wysoką korelacją ze wskaźnikami dotyczącymi rynków finansowych. Potwierdza to, że zmienne finansowe są podstawową przyczyną współzmienności walut w gospodarkach wschodzących. Autorzy podkreślili, że rynki długu, akcji oraz wskaźniki skłonności lub awersji do ryzyka mają duże znaczenie dla kształtowania się kursów walut w gospodarkach wschodzących. Istotne zmiany percepcji ryzyka na rynkach światowych są zatem przyczyną wyraźnych zmian kursów tych walut. Autorzy potwierdzili ponadto hipotezę, że makroekonomiczne modele kursu walutowego mają słabe własności prognostyczne, nawet po uwzględnieniu jako zmiennych objaśniających wskaźników odnoszących się do rynków finansowych.

3.2. Niestabilność mechanizmu *carry trade*

Zmiany wysokości stóp procentowych banku centralnego odgrywają główną rolę w kształtowaniu się krótkoterminowych stóp procentowych na rynku międzybankowym (Janecki 2012), a równocześnie silnie wpływają na zmiany kursów walutowych. Jest to skutkiem występowania zjawiska *carry trade*. Masowa skala transakcji *carry trade* powoduje aprecjację waluty i zacieśnianie polityki pieniężnej danego kraju. W konsekwencji dochodzi do uchylenia założenia o niezabezpieczonym parytecie stóp procento-

wych. Sugerowałoby ono bowiem deprecjację waluty o rosnącym oprocentowaniu, aż do wyrównania się stóp zwrotu w obydwu obszarach walutowych (Bańbuła 2011). Należy przy tym nadmienić, że stosowanie strategii *carry trade* przynosi zyski dopóty, dopóki różnicowanie oprocentowania z nawiązką rekompensuje ewentualną deprecjację waluty wyżej oprocentowanej. Stosunkowo wysoka zyskowość tego typu transakcji jest zatem obciążona ryzykiem gwałtownego osłabienia się kursu zakupionej waluty (Brunnermeier, Nagel, Pedersen 2008). Tak wysokie stopy zwrotu stanowią zatem premię za ryzyko gwałtownej przecenności walut wyżej oprocentowanych pod wpływem znacznego pogorszenia się nastrojów na światowych rynkach finansowych (Burnside i in. 2008).

Wskutek opisanych powyżej zależności banki centralne w krajach transformujących się nie mogą w pełni przewidzieć wpływu zmian stóp procentowych na kurs walutowy. Pogorszenie się koniunktury w gospodarce światowej powoduje bowiem wzrost niepewności na rynkach finansowych, co prowadzi do silnego osłabienia walut gospodarek wschodzących, bez względu na poziom stóp procentowych w tych krajach. Z tego powodu nadal istnieje liczna grupa państw, których banki centralne są niechętnie systemowi w pełni płynnego kursu kursowego (*free float*), wykluczającemu interwencje walutowe. Obawiają się bowiem, że gwałtowna deprecjacja waluty silnie wpłynie na krajową inflację. Zjawisko to określa się mianem *fear of floating* (Calvo, Reinhart 2000).

Mimo że kraje CEE-5 stosują strategię bezpośredniego celu inflacyjnego oraz system płynnego kursu walutowego, wciąż aktualne pozostaje pytanie o to, na ile elastycznie polityka pieniężna prowadzona przez ich banki centralne powinna reagować na wahania kursowe. Zwolennicy *fear of floating* argumentują, że w gospodarkach wschodzących rola kanału kursowego w funkcjonowaniu mechanizmu transmisji monetarnej jest większa niż rola tradycyjnego kanału stóp procentowych. Z tego względu władze monetarne powinny reagować na zmiany kursu walutowego silnymi zmianami stóp procentowych w sytuacji wzrostu premii za ryzyko (wyrażającego się gwałtownym osłabieniem waluty). Taka polityka mogłaby zastąpić interwencje na rynku walutowym. Jednocześnie zachęcałaby jednak do spekulacji nakierowanej na destabilizację kursu walutowego (Vonnák 2010).

Vonnák (2010) stwierdził jednak, że przejściowe szoki kursowe nie powinny trwale wpływać na poziom cen, ponieważ ich zmiany są dość kosztowne dla przedsiębiorstw. Z kolei polityka pieniężna generuje silniejsze bodźce do zmian cen przez przedsiębiorstwa.

3.3. Wpływ zmian strukturalnych w gospodarkach wschodzących na siłę efektu *pass-through*

W ciągu dwóch ostatnich dekad zaobserwowano wyraźne obniżenie się inflacji zarówno w krajach wysoko rozwiniętych, jak i w gospodarkach transformujących się, pomimo występowania silnych wahań kursowych w gospodarce światowej. W przypadku *emerging markets* jest to skutkiem wprowadzenia strategii bezpośredniego celu inflacyjnego (BCI) oraz upłynnienia kursu walutowego, podobnie jak w krajach wysoko rozwiniętych na początku lat 90. XX w. (Mihaljek, Klau 2008).

Choudhri i Hakura (2006) dowiedli występowania dodatniej, istotnej statystycznie relacji pomiędzy *pass-through* kursu walutowego a poziomem inflacji. Zależność ta została zaobserwowana zarówno w przekroju międzynarodowym (71 krajów), jak i czasowym (próba obejmująca lata 1979–2000, czyli okres, w którym inflacja na świecie była różnicowana). Co więcej, stopa inflacji znacznie lepiej niż inne zmienne makroekonomiczne wyjaśniała różnicowanie efektu przeniesienia zarówno w przekroju

międzynarodowym, jak i czasowym. Autorzy potwierdzili przy tym, że przyjęcie strategii celu inflacyjnego zwiększa wiarygodność banku centralnego i – co za tym idzie – przyczynia się do trwałego obniżenia inflacji oraz *pass-through* kursu walutowego.

Coulibaly i Kempf (2010) zbadali wpływ wprowadzenia strategii bezpośredniego celu inflacyjnego na efekt *pass-through*, analizując 27 gospodarek wschodzących. Spośród nich 15 przyjęło tę strategię w rozpatrywanym okresie. Uzyskane przez autorów wyniki wskazują, że dzięki wyznaczeniu celu inflacyjnego efekt przeniesienia stał się niemal taki sam jak w krajach stosujących alternatywne strategie polityki pieniężnej. Zaobserwowano ponadto zmniejszenie wpływu szoków kursowych na wahania cen po wprowadzeniu BCI. Co więcej, w przypadku cen importu i PPI efekt przeniesienia okazał się silniejszy w krajach stosujących strategię BCI, a w odniesieniu do CPI nie stwierdzono statystycznie istotnych różnic. Zdaniem autorów banki centralne krajów, w których oddziaływanie kursu walutowego było silniejsze, chętniej stosowały strategię bezpośredniego celu inflacyjnego. Wprowadzenie BCI zwiększa bowiem wiarygodność polityki pieniężnej, redukując dostosowania cen krajowych do wahań kursowych.

Campa i Goldberg (2002) argumentowali, że zaobserwowane w krajach OECD zmniejszenie wpływu kursu walutowego na ceny importu wiązało się przede wszystkim ze zmianą struktury importu. Autorzy ci wykazali, że przetwórstwo przemysłowe i żywność (odznaczające się niepełnym przeniesieniem wahań kursowych) zwiększyły udział w wolumenie importu kosztem surowców, półproduktów i nośników energii (wykazujących wartości współczynników *pass-through* zbliżone do jedności). Ich zdaniem tego typu zmiany, związane z długookresową ewolucją struktury importu, mają charakter trwalszy niż zmiany inflacji, jak twierdził Taylor (2000). Wprowadzenie niski poziom *pass-through* kursu walutowego wiąże się z niską inflacją, jednak zmiany otoczenia makroekonomicznego oraz zwiększenie efektywności i wiarygodności polityki pieniężnej mają drugorzędne znaczenie dla osłabienia efektu przeniesienia.

Po przeanalizowaniu 70 krajów Frankel, Parsley i Wei (2005) wykazali, że osłabienie efektu *pass-through* w gospodarkach wschodzących jest tylko częściowo związane ze zmianami, które zaszły w polityce pieniężnej. Zwrócili również uwagę na istotną rolę kosztów dystrybucji i sprzedaży detalicznej (w tym wynagrodzeń pracowników), a także na proces wyceny według wartości rynkowej. Z kolei rosnące w czasie koszty dystrybucji i sprzedaży przypisali oddziaływaniu efektu Balassy-Samuelsona.

3.4. Ewolucja polityki pieniężnej i kursowej w gospodarkach Polski, Czech oraz Węgier

Spośród reform strukturalnych, które zostały wprowadzone w krajach Europy Środkowo-Wschodniej na początku lat 90. XX w., szczególną rolę odegrały zmiany w polityce pieniężnej i kursowej, zmierzające do całościowej reformy bankowości centralnej w tych gospodarkach.

W styczniu 1990 r. Polska przyjęła strategię stałego kursu walutowego wobec USD, na którego utrzymanie nakierowano politykę pieniężną. Wskutek silnego narastania presji inflacyjnej i spadku konkurencyjności eksportu w maju 1991 r. przeprowadzono dewaluację złotego o 16,8%, zastępując parytet dolara koszykiem walut. Od października 1991 r. zaczął obowiązywać bardziej elastyczny reżim kursowy w postaci pełzającej dewaluacji (*crawling peg*), której miesięczne tempo systematycznie zmniejszono (z 1,8%). W tym czasie nastąpiły dwie skokowe dewaluacje parytetu: w lutym 1992 r. oraz w sierpniu 1993 r. – o 12% i 8%. W maju 1995 r. wprowadzono system pełzającego pasma dopuszczalnych wahań w zakresie $\pm 7\%$ – w tym czasie miesięczne tempo dewaluacji wynosiło już tylko 1,2%.

W grudniu 1995 r. dodatkowo przeprowadzono skokową rewaluację centralnego parytetu o 6%. Co istotne, polityka pieniężna prowadzona w latach 1995–1997 miała charakter eklektyczny, łączyła bowiem stabilizowanie kursu walutowego z kontrolą podaży pieniądza. Wskutek sprzeczności tych celów konieczne było przeprowadzanie operacji otwartego rynku w celu interwencji na rynku walutowym. Z tego powodu pasmo wahań kursu systematycznie rozszerzano (do $\pm 10\%$ w lutym 1998 r., do $\pm 12,5\%$ w październiku 1998 r. oraz do $\pm 15\%$ w marcu 1999 r.), podczas gdy miesięczne tempo dewaluacji złotego ulegało dalszemu obniżeniu (z 1,2% w lutym 1995 r. do 0,3% w marcu 1999 r.). W styczniu 1999 r. Narodowy Bank Polski przyjął strategię średniookresowego celu inflacyjnego, zmierzając do obniżenia inflacji poniżej 4% w grudniu 2003 r. Całkowite upłynnienie kursu złotego nastąpiło 12 kwietnia 2000 r. Skuteczna realizacja średniookresowego celu inflacyjnego spowodowała, że w 2003 r. NBP wprowadził ciągły cel inflacyjny na poziomie 2,5% z dopuszczanym pasmem wahań ± 1 pkt proc. (Szczurek 2011).

Od stycznia 1990 r. Czechosłowacja stosowała politykę stałego kursu z przedziałem odchyień $\pm 0,5\%$ wobec koszyka walut. Do 31 grudnia 1992 r. Narodowy Bank Czech (CNB) nie dokonał jednak istotnych zmian w prowadzeniu polityki pieniężnej. Dopiero w lutym 1996 r. korytarz wahań kursu korony czeskiej (CZK) został rozszerzony do $\pm 7\%$, a dodatkowym celem stała się kontrola podaży pieniądza M2. W dniu 15 maja 1997 r. nastąpiła gwałtowna deprecjacja CZK, będąca skutkiem jedyne w regionie ataku spekulacyjnego. W konsekwencji Narodowy Bank Czech został zmuszony do wprowadzenia kursu płynnego kierowanego, co nastąpiło 26 maja 1997 r. Dodatkowo, w grudniu 1997 r. oficjalnie wprowadzono strategię bezpośredniego celu inflacyjnego spójną z upłynnieniem kursu (Josifids i in. 2009)². W początkowym okresie celem było sprowadzenie inflacji netto do przedziału 5,5–6,5% w grudniu 1998 r., 4–5% w grudniu 1999 r. oraz 3,5–5,5% w grudniu 2000 r. W kwietniu 1999 r. bank centralny ustanowił długookresowy cel dla inflacji netto w przedziale 1–3% na koniec 2005 r. Z kolei w kwietniu 2000 r. CNB ustalił cel na poziomie 2–4% na koniec 2001 r. Długookresowa strategia zmieniła się jednak w kwietniu 2001 r. – Narodowy Bank Czech zastąpił wówczas wskaźnik inflacji referencyjnej wskaźnikiem CPI. Ustanowiono pasmo dla celu inflacyjnego: od 3–5% w styczniu 2002 r. do 2–4% w grudniu 2005 r. W styczniu 2006 r. ogłoszono nowy cel dla inflacji CPI na poziomie 3% z przedziałem wahań ± 1 pkt proc., obowiązujący do grudnia 2009 r. Z kolei w marcu 2007 r. bank centralny zdecydował się na obniżenie celu do 2%, z zachowaniem dotychczasowego pasma wahań, począwszy od stycznia 2010 r. (CNB 2013).

W latach 1990–1995 polityka pieniężna Węgier była nakierowana na stabilizację kursu walutowego wobec koszyka walut, w celu zakotwiczenia oczekiwań inflacyjnych w sytuacji braku wiarygodnych władz monetarnych. Jednak ze względu na narastanie presji inflacyjnej konieczne stało się przywrócenie konkurencyjności gospodarki w wyniku przeprowadzenia dewaluacji centralnego parytetu (*adjustable peg*). W latach 1990–1995 miały miejsce 23 dewaluacje (MNB 2013) wobec koszyka walut. W marcu 1995 r. wprowadzono pełzający przedział wahań (*crawling band*) o szerokości $\pm 2,25\%$. Sukcesywnie obniżano ponadto miesięczne tempo dewaluacji: z 1,9% w marcu 1995 r. do 0,2% w kwietniu 2001 r. Pełzające dewaluacje zostały zakończone w październiku 2001 r. W maju 2001 r. wprowadzono kurs stały z przedziałem wahań $\pm 15\%$ oraz centralnym parytetem 1 EUR = 276,10 HUF – system bardzo podobny do mechanizmu ERM II. W 2003 r. Narodowy Bank Węgier (MNB) dokonał jednorazowej

² Pomimo wcześniejszego rozszerzenia pasma dopuszczalnych wahań narastająca przez lata presja inflacyjna powodowała realną aprecjację korony. Proces ten, w połączeniu z tempem wzrostu płac znacznie przekraczającym tempo wzrostu produktywności, doprowadził do utraty konkurencyjności przez czeską gospodarkę. Dodatkową presję na osłabienie waluty wywierał silny wzrost deficytu w obrotach bieżących oraz zbyt ekspansywna polityka fiskalna. Czynnikiem, który uruchomił kryzys walutowy, prawdopodobnie był jednak efekt zarażenia wywołany atakiem spekulacyjnym na tajskiego bahta, dokonanym kilka dni wcześniej (Begg 1998).

dewaluacji parytetu do 282,36 HUF. Całkowite upłynnienie kursu forinta nastąpiło dopiero 26 lutego 2008 r. – od tego czasu MNB stosuje strategię kursu płynnego kierowanego (*managed float*). Dzięki temu bank centralny mógł zrezygnować ze strategii silnych zmian stóp procentowych, nakierowanej na utrzymanie kursu forinta wewnątrz ustalonego przedziału wahań. Co więcej, oczekiwana aprecjacja HUF ograniczyła konieczność podnoszenia stóp w celu ograniczenia presji inflacyjnej. Ponadto podwójny cel banku centralnego (bezpośredni cel inflacyjny oraz stały kurs walutowy) był niezwykle trudny do osiągnięcia i zagrażał wiarygodności MNB (Zoican 2009). Węgry przyjęły strategię celu inflacyjnego w czerwcu 2001 r., określając cele na grudzień 2001 r. ($7\% \pm 1$ pkt proc.) oraz grudzień 2002 r. ($4,5\% \pm 1$ pkt proc.). Następnie co roku ustanawiano nowe cele inflacyjne na co najmniej dwa lata wprzód ($4,5\% \pm 1$ pkt proc. na grudzień 2003 i 2004 r., $4\% \pm 1$ pkt proc. na grudzień 2005 r. oraz $3,5\% \pm 1$ pkt proc. na grudzień 2006 r.). W sierpniu 2005 r. Narodowy Bank Węgier przyjął ciągły, średniookresowy cel inflacyjny na poziomie 3%, począwszy od 2007 r. (MNB 2013).

Należy zaznaczyć, że omówione zmiany w polityce pieniężnej krajów CEE-3 były niejednoczesne oraz rozłożone w czasie. Wdrażanie strategii bezpośredniego celu inflacyjnego oraz komplementarnego wobec niej upłynnienia kursu walutowego w Czechach zakończyło się dwa lata wcześniej niż w Polsce i aż 10 lat wcześniej niż na Węgrzech.

Opisany proces ewolucji polityki pieniężnej istotnie zwiększył wiarygodność władz monetarnych, wspierając proces dezinflacji oraz późniejszą stabilizację cen na niskim poziomie (por. wykres 1). Jak widać w tabeli 1, proces ten przebiegał najefektywniej w Czechach – przykładowo, średnioroczna inflacja na poziomie poniżej 10% została osiągnięta po raz pierwszy w 1995 r. W Polsce nastąpiło to w 1999 r., natomiast na Węgrzech – w 2000 r.

Rezygnacja przez banki centralne ze strategii kontroli podaży pieniądza na rzecz bezpośredniego celu inflacyjnego spowodowała, że podstawowym instrumentem polityki pieniężnej stała się krótkoterminowa stopa procentowa (Sławiński 2011). Co ważne, kontrola stóp procentowych jest o wiele prostsza, a także bardziej przejrzysta dla władz monetarnych, gospodarstw domowych, przedsiębiorstw oraz rynków finansowych (Szpunar 2000). Skuteczny proces dezinflacji umożliwił bankom centralnym Polski, Czech oraz Węgier stopniowe obniżanie nominalnych stóp procentowych, stanowiących podstawowy instrument prowadzenia polityki pieniężnej.

Na szczególną uwagę zasługują silne zmiany stóp procentowych (sięgające kilkuset punktów bazowych) dokonywane przez Narodowy Bank Węgier. Ich celem było utrzymanie kursu walutowego w obowiązującym przedziale wahań. Vonnák (2010) pokazał, że reakcja MNB na nagłą deprecjację forinta była szybsza i silniejsza niż w przypadku wystąpienia analogicznego szoku w Czechach lub Polsce. Nie zmieniło się to po wprowadzeniu strategii bezpośredniego celu inflacyjnego w 2001 r. Świadczy to o niezmienności preferencji węgierskiego banku centralnego w zakresie stabilizacji kursu forinta oraz o dużej wrażliwości polityki pieniężnej na wahania kursowe. Co ważne, skala aprecjacji forinta po zaostrzeniu polityki pieniężnej przez MNB była podobna do reakcji korony czeskiej i złotego. W rezultacie MNB nie osiągał większej stabilności cen niż CNB i NBP. Zmiany stóp procentowych były bowiem zbyt słabe, aby stłumić impuls inflacyjny ze strony cen importu. Edwards (2006) zauważył ponadto, że banki centralne w krajach, które w przeszłości charakteryzowały się wysoką i niestabilną inflacją, mają tendencję do uwzględniania *explicite* wahań nominalnego kursu w swojej funkcji reakcji. Mogło to również wystąpić na Węgrzech, które miały większe trudności z przeprowadzeniem skutecznej dezinflacji niż Polska i Czechy.

Jak wspomniano, Taylor (2000) zidentyfikował dodatnią korelację pomiędzy siłą efektu *pass-through* a zmiennością kursu walutowego. Na wykresie 2 widać, że walutą charakteryzującą się

największą zmiennością w regionie CEE-3 w latach 1998–2012 był złoty. Długookresowa zmienność kursu, definiowana jako odchylenie standardowe dziennych stóp zwrotu w rozpatrywanym okresie, okazała się największa w przypadku złotego (0,62%) i o 38% przewyższyła zmienność korony czeskiej (0,45%) oraz o 19% zmienność forinta (0,52%). Zbliżone rezultaty otrzymali Bańbuła i in. (2011).

Jak widać w tabeli 2, złoty odgrywa zdecydowanie największą rolę w transakcjach na rynku walutowym. Dzielne obroty na rynku złotego w 2010 r. były dwukrotnie większe niż na rynku forinta oraz czterokrotnie większe niż na rynku korony. W konsekwencji rynek złotego odznacza się najwyższą płynnością spośród analizowanych walut. Z tego względu zakup (sprzedaż) złotego stanowi dla inwestorów zagranicznych najprostszyszy sposób zajęcia długiej (krótkiej) pozycji w uchodzących za ryzykowne aktywach ulokowanych w Europie Środkowo-Wschodniej. Złoty jest więc aproksymantą dla walut regionu CEE, co znacznie zwiększa zmienność jego kursu (Cieński, Ross 2012). Z tabeli 3 wynika ponadto, że wolumen obrotów na rynku złotego jest największy spośród obrotów na rynkach rozpatrywanych walut, bez względu na rodzaj analizowanego instrumentu.

Istotną rolę w kształtowaniu efektu *pass-through* odgrywa również otwartość gospodarki, szczególnie w kontekście wpływu wahań kursowych na ceny importu w relatywnie małych gospodarkach (Babecká-Kucharčuková 2009). Bussière i Peltonen (2008) wykazali, że wyższy udział importu w PKB powoduje, że zmiany kursu silniej oddziałują na krajowe procesy inflacyjne. Soto i Selaive (2003) stwierdzili, że mniejszej otwartości gospodarki na wymianę handlową towarzyszy słabszy efekt *pass-through* dla cen dóbr importowanych, co uniemożliwia potwierdzenie hipotezy PPP. Z tabeli 4 wynika, że w ciągu ostatnich kilkunastu lat polska gospodarka była najmniej otwarta spośród krajów CEE-5. W 2012 r. stosunek wolumenu handlu zagranicznego do PKB w Polsce był niższy niż w Czechach i na Węgrzech odpowiednio o 59 i 90 pkt proc.

W ostatnich latach badania nad efektem *pass-through* w gospodarkach wschodzących prowadzili: Beirne i Bjjsterbosch (2009); Bussière i Peltonen (2008); Ca' Zorzi, Hahn i Sánchez (2007); Darvas (2001); Ho i McCauley (2003); Mihaljek i Klau (2001) oraz Mihaljek i Klau (2008). Wymienione prace dotyczyły jednak całej kategorii *emerging markets*. Analizę wyłącznie trzech krajów Europy Środkowo-Wschodniej: Polski, Czech i Węgier, przeprowadził jedynie Vonnák (2010).

4. A naliza em piryczna *pass-through* k ursu w alutowego – po równanie Polski, Czech i Węgier

4.1. Charakterystyka wykorzystanych danych

Do skonstruowania modelu wykorzystano następujący zestaw zmiennych o częstotliwości miesięcznej (w nawiasie podano źródła danych):

- *cpi*: wskaźnik cen dóbr i usług konsumpcyjnych (OECD),
- *d*: produkcja w przetwórstwie przemysłowym (Eurostat),
- *e*: nominalny efektywny kurs walutowy (BIS),
- *i*: jednomiesięczna stopa rynku pieniężnego (Eurostat),
- *imp*: wskaźnik cen importu (CZSO, GUS, KSH),
- *ppi*: wskaźnik cen produkcji sprzedanej przemysłu na rynku krajowym (Eurostat),

–s: średnia arytmetyczna cen trzech gatunków ropy naftowej: Dated Brent, West Texas Intermediate oraz Dubai Fateh (MFW).

Określając zakres danych wykorzystywanych w analizie ekonometrycznej gospodarek wschodzących, należy uwzględnić dwie kwestie. Z jednej strony krótsze szeregi czasowe prawdopodobnie są wolne od zmian strukturalnych zachodzących w tych gospodarkach. Z drugiej strony mniejsza liczba obserwacji ogranicza liczbę stopni swobody w budowanym modelu. Dane dla Polski i Czech obejmują zatem okres od stycznia 2000 r. do grudnia 2012 r. W przypadku Węgier analiza rozpoczyna się od stycznia 2003 r. wskutek braku dostępności danych dotyczących cen importu za wcześniejszy okres.

W celu zapewnienia porównywalności danych wszystkie szeregi czasowe wyrażono jako indeksy jednopodstawowe, przypisując wartość 100 średniej miesięcznej za 2010 r. Aby uniknąć powielania wzorca sezonowości zaobserwowanego w roku bazowym, przyjęto jako punkt odniesienia przeciętny poziom w danym roku, a nie w wybranym miesiącu (Bloem, Dippelsman, Maehle 2001). W przypadku kursu walutowego dokonano ponadto jego przeskalowania, tj. wzrost (spadek) wartości indeksu oznacza deprecjację (aprecjację) waluty (Burda, Wyplosz 2012). Następnie za pomocą procedury Tramo/Seats w programie Demetra (UN 2009) oczyszczono szeregi czasowe, usuwając z nich następujące składniki:

- ze zmiennej *cpi*: – wahania sezonowe oraz szoki losowe,
- ze zmiennej *d*: – efekt różnej liczby dni roboczych, wahania sezonowe oraz szoki losowe,
- ze zmiennej *e*: – szoki losowe,
- ze zmiennej *i*: – szoki losowe,
- ze zmiennej *imp*: – szoki losowe,
- ze zmiennej *ppi*: – szoki losowe,
- ze zmiennej *s*: – szoki losowe.

W dalszej kolejności przekształcono zmienne do postaci logarytmicznej w celu ograniczenia zakresu ich zmienności. Zastosowane podejście jest uprawnione, gdyż pierwsze różnice logarytmów stanowią dobre przybliżenie miesięcznych dynamik wyjściowych zmiennych, zgodnie z formułą:

$$\Delta \ln x_t = \ln x_t - \ln x_{t-1} = \ln \left(\frac{x_t}{x_{t-1}} \right) = \ln(1 + r_t) \approx r_t \quad (1)$$

W modelu wykorzystano dane o częstotliwości miesięcznej, a nie kwartalnej, ponieważ większa częstotliwość danych umożliwia bardziej kompleksową analizę zjawisk charakteryzujących się znaczną dynamiką w krótkim okresie. Restrykcje nakładane na parametry modelu, dotyczące braku natychmiastowych powiązań pomiędzy poszczególnymi zmiennymi, mogłyby nie być zasadne w stosunku do danych kwartalnych. Ponadto dane miesięczne umożliwiają wykorzystanie większej liczby obserwacji i zwiększają liczbę stopni swobody w budowanym modelu.

Estymacja parametrów modelu oraz wszystkie testy statystyczne zostały wykonane za pomocą pakietów ekonometrycznych EViews oraz JMULTi.

W celu uniknięcia zjawiska regresji pozorowanej w procesie modelowania należy ponadto wykorzystywać zmienne stacjonarne. Model oparty na niestacjonarnych szeregach czasowych może bowiem sugerować występowanie statystycznie istotnej zależności pomiędzy rozpatrywanymi zmiennymi, pomimo braku wiążącej je relacji przyczynowo-skutkowej. Problem niestacjonarności dotyczy większości kategorii makroekonomicznych. Należy przy tym rozróżnić niestacjonarność wynikającą z istnienia trendu w danym procesie stochastycznym (trendostacjonarność) oraz wynikającą z istnienia trendu stocha-

stycznego. W pierwszym przypadku niestacjonarności można uniknąć dzięki eliminacji trendu deterministycznego z danego szeregu czasowego (UN 2009), w drugim natomiast dzięki jego różnicowaniu, zgodnie z formułą:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad (2)$$

Jedno przeprowadzenie opisanej powyżej operacji pozwala zazwyczaj otrzymać zmienne stacjonarne (Welfe 2003).

Do weryfikacji hipotezy o występowaniu niestacjonarności (tj. obecności pierwiastka jednostkowego) wykorzystano rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF) o następującej postaci:

$$\Delta y_t = c + D_t + \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Jego hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność ($H_0: \phi = 0$), a hipoteza alternatywna – stacjonarność analizowanej zmiennej ($H_1: \phi < 0$).

W tabelach 5–7 przedstawiono wyniki testu pierwiastka jednostkowego. Postać statystyki testowej została uzależniona od istotności parametrów towarzyszących stałej (c) oraz trendowi deterministycznemu (D_t). W przypadku wszystkich zmiennych nie było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego – obliczone wartości bezwzględne statystyk testowych były niższe od odpowiadających im wartości krytycznych. Ponieważ dla logarytmów analizowanych zmiennych nie stwierdzono statystycznej istotności trendu deterministycznego, przyjęto, że charakteryzuje je przyrostostacjonarność. W dalszej kolejności testowano więc niestacjonarność pierwszych przyrostów. Tym razem wyniki testów sugerowały konieczność odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności w przypadku wszystkich badanych zmiennych. Analizowane szeregi czasowe dla wszystkich trzech państw należy zatem uznać za przyrostostacjonarne, zintegrowane w stopniu pierwszym. Powoduje to konieczność wykorzystania w modelowaniu ich przyrostów logarytmicznych.

Model VAR oparty na przyrostach zmiennych nie może jednak zostać wykorzystany bez identyfikacji zależności długookresowych, tj. przeprowadzenia analizy kointegracji. Tematyka ta została szeroko omówiona w pracach Engle'a i Grangera (1987) oraz Johansena (1988). W przypadku wykrycia relacji kointegrujących należałoby się posłużyć modelem w postaci wektorowej korekty błędem (VECM). Estymacja modelu VAR dla pierwszych różnic zmiennych może bowiem prowadzić do nieprawidłowej specyfikacji modelu w przypadku występowania kointegracji (Majsterek, Welfe 2013). Innym rozwiązaniem mogłoby być wykorzystanie modelu VAR z restrykcją kointegracji (Juselius 2006). Model VECM przyjmuje następującą postać ogólną:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

gdzie $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$, $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$

Testowanie kointegracji zmiennych sprowadza się do badania rzędu macierzy Π , równego liczbie wektorów kointegrujących. W tym celu wykorzystano test największej wartości własnej Johansena, którego procedura ma charakter iteracyjny. Dla K zmiennych endogenicznych maksymalny rząd ko-

integracji wynosi $K - 1$. Hipoteza zerowa zakłada brak rzędu kointegracji wyższego niż rozpatrywany ($H_0: rk(\Pi) = r_0, r_0 = 0, \dots, K - 1$). Z kolei według hipotezy alternatywnej liczba wektorów kointegrujących jest większa o co najmniej 1 ($H_1: rk(\Pi) > r_0$). Procedura testowania jest powtarzana do momentu stwierdzenia braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Tabela 8 prezentuje zbiorcze wyniki dla trzech rozpatrywanych zestawów zmiennych. Sugerują one brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku relacji kointegrujących w każdym z trzech przypadków na poziomie istotności $\alpha = 5\%$. W związku z tym VAR dla różnic zmiennych nie może być uznany za obciążony.

McCarthy (1999), do którego pracy w największym stopniu nawiązuje prowadzona analiza, zidentyfikował wprawdzie obecność kilku wektorów kointegrujących w analizowanych zbiorach danych, jednak świadomie zrezygnował z estymacji modelu VECM. Podjętą decyzję uzasadnił bardzo powolnym działaniem mechanizmu korekty błędem, nierzutującym na będące przedmiotem zainteresowania krótkookresowe zależności pomiędzy kursem walutowym a wskaźnikami cen. Z kolei Marcet (2005) argumentował, że różnicowanie zmiennych niestacjonarnych gwarantuje otrzymanie szeregów stacjonarnych dla niemal wszystkich kategorii będących przedmiotem zainteresowania ekonomii. Procedura ta stanowi więc lepsze rozwiązanie niż estymacja modelu VAR wykorzystująca zmienne niestacjonarne. Operowanie na przyrostach zmiennych jest w jego opinii wygodniejsze i nie wymaga przyjmowania dość restrykcyjnych założeń dotyczących procesów stochastycznych generujących rozpatrywane szeregi czasowe.

4.2. Opis wykorzystanego modelu (S)VAR

W analizie empirycznej efektu *pass-through* wykorzystano modele wektorowej autoregresji (VAR). Zyskały one popularność wskutek narastającej krytyki wielorównaniowych modeli strukturalnych, którym zarzucano arbitralny podział zmiennych na endo- oraz egzogeniczne, narzucanie *ex ante* postaci dynamicznej oraz zerowych restrykcji na parametry w celu identyfikacji systemu, a także słabe własności prognostyczne. W tym kontekście modele VAR są zgodne z postulatami Simsa (1980), dotyczącymi rezygnacji z rozróżnienia *a priori* pomiędzy zmiennymi endo- i egzogenicznymi, nienakładania zerowych restrykcji na wybrane parametry, a także zapewniania bogatej specyfikacji dynamicznej. Modele wektorowej autoregresji umożliwiają niearbitralne badanie własności dynamicznych wielowymiarowych szeregów czasowych dzięki uwzględnianiu powiązań pomiędzy analizowanymi zmiennymi, co umożliwia testowanie wszelkiego rodzaju hipotez ekonomicznych.

Model VAR złożony z N zmiennych o rzędzie opóźnienia P oraz z wektora wyrazów wolnych przyjmuje następującą postać:

$$y_t = A_0 + \sum_{p=1}^P A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

gdzie $y_t = [y_{1t} \ y_{2t} \ \dots \ y_{Nt}]^T$, $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t} \ \varepsilon_{2t} \ \dots \ \varepsilon_{Nt}]^T$, A_0 stanowi wektor wyrazów wolnych, a macierze $A_p, p = 1, 2, \dots, P$ opisują wpływ p -tego opóźnienia wektora y_t na bieżące wartości jego elementów.

Z praktycznego punktu widzenia pożądane jest jednak uwzględnienie bieżących powiązań pomiędzy zmiennymi w celu nadania modelowi VAR interpretacji ekonomicznej. Celowi temu służy zapisanie

modelu VAR w postaci strukturalnej (SVAR). Jego wzór ogólny przyjmuje z kolei następującą postać:

$$A' y_t = A'_0 + \sum_{p=1}^P A'_p y_{t-p} + B' \varepsilon_t \quad (6)$$

Macierz A' określa równoczesne zależności między zmiennymi tworzącymi wektor y_t , a macierz B' determinuje relacje łączące poszczególne składniki losowe.

Bezpośrednia estymacja tak zapisanego modelu SVAR sprawia jednak wiele trudności wskutek problemu z identyfikowalnością poszczególnych równań modelu (6). Jego parametry można zatem oszacować dopiero po zapisaniu modelu w postaci zredukowanej (VAR):

$$y_t = A'^{-1} A'_0 + A'^{-1} \sum_{p=1}^P A'_p y_{t-p} + A'^{-1} B' \varepsilon_t \quad (7)$$

W konsekwencji wektor składników losowych przyjmuje postać $\eta_t = A'^{-1} B' \varepsilon_t$. Zakłada się wzajemne nieskorelowanie składników losowych oraz ortogonalność ich macierzy wariancji-kowariancji: $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$. Możliwa jest zatem ekonomiczna interpretacja poszczególnych składników losowych, które zyskały miano szoków strukturalnych.

W celu uzyskania identyfikowalności wymagane jest nałożenie restrykcji na parametry modelu SVAR. Ich liczba równa jest różnicy pomiędzy liczbą parametrów w modelu (6) oraz (5). Dla modelu zawierającego N zmiennych endogenicznych wynosi ona $1,5N^2 - 0,5N$. Proces ten określany jest mianem identyfikacji modelu (Enders 2009).

W rozpatrywanym przypadku przeprowadzono identyfikację rekursywną, wykorzystując w tym celu dekompozycję Choleskiego. Wymaga ona odpowiedniego uszeregowania zmiennych – należy rozpocząć od zmiennej, której bieżąca wartość nie zależy od żadnej z pozostałych zmiennych, i skończyć na zmiennej o wartości stanowiącej funkcję bieżących realizacji wszystkich pozostałych zmiennych endogenicznych modelu. Zakłada się, że dla każdego $k < l$ y_{kt} jest zmienną objaśniającą y_{lt} , a nieopóźniona zmienna y_{lt} nie występuje w równaniu zmiennej y_{kt} .

Zgodnie z koncepcją łańcucha dystrybucji zmienne zostały uszeregowane w następujący sposób:

$$s \rightarrow d \rightarrow i \rightarrow e \rightarrow imp \rightarrow ppi \rightarrow cpi$$

Przedstawiony powyżej schemat identyfikacji opiera się na następujących założeniach:

- surowcowy szok podaży (s) jest całkowicie autonomiczny,
- gospodarka realna (d) odznacza się natychmiastową reakcją na szoki zewnętrzne (s),
- polityka pieniężna (i) wpływa na sferę realną (d) z opóźnieniem,
- kurs walutowy (e) kształtowany jest w dużej mierze przez transakcje carry trade,
- wahania kursu walutowego (e) wywierają natychmiastowy wpływ na kolejne wskaźniki cen (imp , ppi , cpi) występujące w łańcuchu dystrybucji.

Warto nadmienić, że schemat identyfikacji rekursywnej stosowany jest w większości prac poświęconych *pass-through* kursu walutowego (Ca' Zorzi, Hahn, Sánchez 2007; Hahn 2003; McCarthy 1999).

W nawiązaniu do modelu (6) zaproponowany schemat identyfikacji przyjmuje następującą formę:

$$y_t = [s_t \quad d_t \quad i_t \quad e_t \quad imp_t \quad ppi_t \quad cpi_t]^T \quad \varepsilon_t = [\varepsilon_t^s \quad \varepsilon_t^d \quad \varepsilon_t^i \quad \varepsilon_t^e \quad \varepsilon_t^{imp} \quad \varepsilon_t^{ppi} \quad \varepsilon_t^{cpi}]^T$$

$$A' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad B' = \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & \beta_{55} & 0 & 0 \\ \beta_{61} & \beta_{62} & \beta_{63} & \beta_{64} & \beta_{65} & \beta_{66} & 0 \\ \beta_{71} & \beta_{72} & \beta_{73} & \beta_{74} & \beta_{75} & \beta_{76} & \beta_{77} \end{bmatrix}$$

Dodatkowo zidentyfikowano obserwacje nietypowe (*outliers*) w przypadku przetwórstwa przemysłowego w Polsce i na Węgrzech – odpowiednio w listopadzie oraz grudniu 2008 r. Można je przypisać gwałtownemu spadkowi aktywności w gospodarce realnej, który nastąpił wskutek bankructwa banku Lehman Brothers we wrześniu 2008 r. Z tego względu należało uzupełnić modele o odpowiednie zmienne zero-jedynkowe. Do modelu gospodarki polskiej wprowadzono zmienną *nov-08*, przyjmującą wartość 1 w listopadzie 2008 r. oraz 0 w pozostałych miesiącach. Z kolei dla gospodarki węgierskiej model uzupełniono zmienną *dec-08*, przyjmującą wartość 1 w grudniu 2008 r. oraz 0 w pozostałych miesiącach.

4.3. Wyniki estymacji oraz testy specyfikacji modelu

Procedurę wyboru rzędu opóźnienia modeli rozpoczęto od sprawdzenia wskazań kryteriów informacyjnych, stosując się do wskazań kryterium Akaike'a (AIC), mniej restrykcyjnego w ograniczaniu rzędu opóźnienia. Wynikało to z chęci zapewnienia stosunkowo bogatej postaci dynamicznej modelu. Spodziewano się bowiem znacznego rozłożenia w czasie wpływu wahań kursowych na procesy inflacyjne, a także związanej z tym silnej autokorelacji składnika losowego przy wyborze niższego rzędu opóźnienia. Uzyskane wyniki ilustruje tabela 9.

W przypadku wykrycia autokorelacji składnika losowego zwiększano rząd opóźnienia aż do wyeliminowania autokorelacji. W tym celu wykorzystano test LM Breusch-Godfrey na autokorelację składnika losowego, który przyjmuje następującą postać:

$$\varepsilon_t = B_1 \varepsilon_{t-1} + B_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + B_p \varepsilon_{t-p} + \eta_t \quad (8)$$

Hipoteza zerowa testu zakłada brak autokorelacji ($H_0: B_1 = B_2 = \dots = B_p = 0$), natomiast hipoteza alternatywna implikuje występowanie autokorelacji rzędu P ($H_1: B_1 \neq 0 \vee B_2 \neq 0 \vee \dots \vee B_p \neq 0$).

Ostatecznie wybrano rzędy opóźnień w modelach dla Polski, Czech i Węgier na poziomie, odpowiednio, 6, 5 oraz 4. Wartości statystyki testu LM wraz z odpowiadającymi im granicznymi poziomami istotności p przedstawia tabela 10.

Zbadano również możliwość wystąpienia efektu ARCH, wykorzystując w tym celu wieloczynnikowy test ARCH LM o postaci:

$$\text{vech}(\hat{u}_t \hat{u}_t') = B_0 + B_1 \text{vech}(\hat{u}_{t-1} \hat{u}_{t-1}') + B_2 \text{vech}(\hat{u}_{t-2} \hat{u}_{t-2}') + \dots + B_Q \text{vech}(\hat{u}_{t-Q} \hat{u}_{t-Q}') + \varepsilon_t \quad (9)$$

Hipoteza zerowa testu zakłada w tym przypadku brak efektu ARCH ($H_0: B_1 = B_2 = \dots = B_Q = 0$) hipoteza alternatywna zakłada natomiast występowanie efektu ARCH rzędu Q ($H_1: B_1 \neq 0 \vee B_2 \neq 0 \vee \dots \vee B_Q \neq 0$). Wartości statystyki testu LM wraz z odpowiadającymi im granicznymi poziomami istotności p prezentuje tabela 11. Na poziomie istotności $\alpha = 5\%$ nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku efektu ARCH dla wszystkich trzech rozpatrywanych modeli.

Należy nadmienić, że spełnienie założenia o normalności rozkładu składników losowych nie jest niezbędne do przeprowadzenia testów specyfikacji, ponieważ parametry analizowanych modeli zostały oszacowane za pomocą metody najmniejszych kwadratów na podstawie dużych prób ($n > 30$). W takiej sytuacji statystyki testowe mają asymptotycznie pożądane rozkłady (Tomczyk 2009).

W celu poprawy jakości modelu nałożono dodatkowo restrykcje zerowe na wartości wybranych parametrów modelu, wykorzystując w tym celu procedurę *sequential elimination of regressors* (SER), dostępną w programie JMULTi. Polega ona na sekwencyjnej eliminacji z modelu tych zmiennych, których usunięcie prowadzi do największego zmniejszenia wartości wybranego kryterium informacyjnego (w rozpatrywanym przypadku – AIC), aż do momentu, gdy dalsza redukcja przestaje być możliwa (Lütkepohl, Krätzig 2004).

Wykresy 3–8 przedstawiają modele VAR wraz z oszacowanymi w procesie strukturalizacji macierzami B' .

4.4. Funkcje reakcji na impuls – pomiar siły efektu *pass-through*

W celu pomiaru siły efektu *pass-through* skonstruowany model SVAR został wykorzystany do przeprowadzenia symulacji makroekonomicznych za pośrednictwem analizy dynamicznych reakcji zmiennych z wektora y_t na szoki strukturalne. Przeanalizowano zmiany wartości y_{it} , $i = 1, 2, \dots, N$ w kolejnych okresach ($y_{i,t+k}$, $k = 0, 1, \dots$) w reakcji na jednostkowy impuls $\varepsilon_{j,t-k} = 1$. Opisane narzędzie nosi nazwę funkcji reakcji na impuls (*impulse response function*, IRF) (Rubaszek 2012):

$$IRF_{k(ij)} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \varepsilon_{j,t-k}} \quad (10)$$

Z kolei łączna funkcja reakcji (w okresie k) zmiennych tworzących wektor y_t na impuls pochodzący z wektora składników losowych przyjmuje postać:

$$IRF_k = \frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_{t-k}} \quad (11)$$

Obliczenie wartości funkcji reakcji na impuls wymaga rozważenia modelu SVAR w postaci wektorowej średniej ruchomej z nieskończonym rozkładem opóźnień – SVMA(∞)³:

$$y_t = \mu + \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k \varepsilon_{t-k} \quad (12)$$

³ Jest to działanie uprawnione, ponieważ analizie podlegają zmienne stacjonarne.

gdzie macierze Ψ_k oznaczają wartości IRF w okresie k :

$$IRF_k = \Psi_k \quad (13)$$

W związku z tym, że parametry modelu zostały oszacowane dla przyrostów analizowanych zmiennych (tj. $z_{it} = \Delta y_t = y_t - y_{t-1}$), konieczne jest stworzenie funkcji reakcji dla poziomów rozpatrywanych agregatów:

$$AIRF_{k(ij)} = \frac{\partial y_{it}}{\partial \varepsilon_{j,t-k}} \quad (14)$$

Ponieważ $y_{it} = y_{i,t-k-1} + \sum_{m=0}^k z_{i,t-k+m}$, stąd:

$$\frac{\partial y_{i,t}}{\partial \varepsilon_{j,t-k}} = \sum_{m=0}^k \frac{\partial z_{i,t-k+m}}{\partial \varepsilon_{j,t-k}} \quad (15)$$

a tym samym:

$$AIRF_{k(ij)} = \sum_{m=0}^k IRF_{k(ij)} \quad (16)$$

Do obliczenia wartości współczynników *pass-through* wykorzystano zatem skumulowane funkcje odpowiedzi (*accumulated impulse response function*, AIRF) poszczególnych wskaźników cen na impuls kursowy w okresie k , zgodnie z formułą:

$$PT_k(e, q) = \frac{AIRF_k(e, q)}{AIRF_k(e, e)} \quad (17)$$

gdzie $q \in \{imp, ppi, cpi\}$

Wykresy 3–5 ilustrują skumulowane reakcje na impuls. W toku analizy długi okres został zdefiniowany jako 60 miesięcy od wystąpienia szoku, ponieważ po jego upływie zaobserwowano stabilizację współczynników *pass-through*.

W przypadku polskiej gospodarki obserwowany szok kursowy osłabia złotego o maksymalnie 2,12% w trzecim miesiącu po wystąpieniu. W długim okresie kurs złotego stabilizuje się na poziomie o 1,55% niższym niż przed szokiem. Podobny kształt funkcji reakcji otrzymano w przypadku cen importu – ich maksymalny wzrost wynosi 1,07% w trzecim miesiącu po szoku, długookresowo kształtuje się natomiast na poziomie 0,72%. W przypadku PPI oraz CPI zaobserwowano stopniowy, niemal monotoniczny wzrost w reakcji na szok deprecyjny. Wskaźniki cen producenta i konsumenta w długim okresie rosną o 0,48% oraz 0,29%. Z tego względu długookresowe współczynniki *pass-through* dla cen importu, PPI oraz CPI wynoszą, odpowiednio, 46,5%, 31,0% oraz 18,7%.

Z kolei w przypadku Czech szok kursowy osłabia koronę o maksymalnie 1,21% – w pierwszym i drugim miesiącu po jego wystąpieniu. W długim okresie obserwuje się deprecję CZK o 0,68%. Tra-

jektoria reakcji cen importu jest zbliżona do przebiegu wahań kursu – ich maksymalny wzrost wynosi 0,90% w trzecim miesiącu, a w długim okresie kształtuje się na poziomie 0,62%. W przypadku PPI oraz CPI również zaobserwowano stopniowy, niemal monotoniczny wzrost w reakcji na szok deprecjacyjny. Wskaźniki cen producenta i konsumenta w długim okresie zwiększają się o 0,30% oraz 0,20%. Z tego względu długookresowe współczynniki *pass-through* dla cen importu, PPI oraz CPI wynoszą, odpowiednio, 91,1%, 44,1% oraz 29,4%.

W gospodarce węgierskiej szok kursowy powoduje osłabienie forinta o maksymalnie 1,90% w trzecim miesiącu po wystąpieniu. Jego trwałość jest jednak zdecydowanie większa niż w przypadku Polski i Czech – w długim okresie forint pozostaje słabszy o 1,77% w porównaniu z poziomem wyjściowym. W konsekwencji wzrost cen importu także charakteryzuje się dużą trwałością i osiąga maksimum równe 1,31% dopiero w długim okresie. W odniesieniu do PPI oraz PPI dostrzegana reakcja jest niemal monotoniczna, lecz znacznie silniejsza i szybsza niż w Polsce i Czechach. Wskaźniki cen producenta i konsumenta w długim okresie rosną, odpowiednio, o 1,31% oraz 0,96%. Z tego względu długookresowe współczynniki *pass-through* dla cen importu, PPI oraz CPI wynoszą, odpowiednio, 74,0%, 74,0% oraz 54,2%.

Tabela 12 dostarcza szczegółowych informacji na temat oszacowań współczynników *pass-through* w zależności od długości okresu po wystąpieniu szoku deprecyjnego.

4.5. Dekompozycja wariancji – znaczenie kanału kursowego w mechanizmie transmisji monetarnej

Inną, powszechnie wykorzystywaną metodą jest dekompozycja wariancji błędu prognozy (*forecast error variance decomposition*, FEVD). Określa ona, jaka część zmienności błędu losowego prognozy w horyzoncie k okresów dla zmiennej y_{it} , $i = 1, 2, \dots, N$ jest skutkiem oddziaływania poszczególnych szoków strukturalnych ε_{jt} , $j = 1, 2, \dots, N$ (Rubaszek 2012).

W nawiązaniu do postaci SVMA(∞) (12) modelu błąd losowy prognozy dla wszystkich zmiennych na k okresów w przód można zapisać następująco:

$$\Sigma_k = \text{Var}(y_{T+k} - y_{T+k}^f) = \sum_{m=0}^{k-1} \Psi_m \Psi_m' \quad (18)$$

gdzie $\text{Var}(\varepsilon_t) = I$, $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ dla $t \neq s$.

Jeśli oznaczymy przez $\Sigma_{k(ii)}$ elementy macierzy Σ_k znajdujące się na przecięciu i -tego wiersza i j -tej kolumny, wariancja prognozy dla i -tej zmiennej wchodzącej w skład wektora y_t dla horyzontu k wynosi:

$$\text{Var}(y_{i,T+k} - y_{i,T+k}^f) = \Sigma_{k(ii)} \quad (19)$$

Połączenie równań (18) oraz (19) umożliwia zapisanie błędu losowego prognozy dla i -tego elementu wektora y_t jako:

$$\Sigma_{k(ii)} = \sum_{m=0}^{k-1} (\Psi_{m(i1)}^2 + \Psi_{m(i2)}^2 + \dots + \Psi_{m(iN)}^2) \quad (20)$$

Kolejne przekształcenie umożliwia zapisanie wariancji błędu prognozy dla $y_{i,T+k}$ jako sumy błędów wywołanych przez poszczególne szoki strukturalne η_{jt} , $j = 1, 2, \dots, N$:

$$\sum_{k(i)} = \sum_{j=1}^N (\Psi_{0(ij)}^2 + \Psi_{1(ij)}^2 + \dots + \Psi_{k-1(ij)}^2) \quad (21)$$

Wkład j -tego szoku strukturalnego w całkowitą wariancję błędu prognozy zmiennej $y_{i,T+k}$ można więc zapisać jako:

$$FEVD_{k(ij)} = \frac{\Psi_{0(ij)}^2 + \Psi_{1(ij)}^2 + \dots + \Psi_{k-1(ij)}^2}{\sum_{k(i)}^2} \quad (22)$$

Co najistotniejsze, dla bardzo odległych horyzontów prognozy $k \rightarrow \infty$ dekompozycję wariancji prognozy interpretuje się jako dekompozycję wariancji ze względu na wpływ poszczególnych zmiennych endogenicznych tworzących model SVAR. Równanie (12) zakłada:

$$\text{Var}(y_t) = \sum_{m=0}^{\infty} \Psi_m \Psi_m' \quad (23)$$

Po uwzględnieniu (17) otrzymujemy:

$$\text{Var}(y_t) = \lim_{k \rightarrow \infty} \sum_k \quad (24)$$

W każdej z trzech analizowanych gospodarek do długookresowej stabilizacji wariancji składnika losowego wystarczyło 36 miesięcy. Odpowiednie wyniki przedstawiono w górnych częściach tabel 13–15.

W przypadku Polski zdecydowaną większość wariancji kursu walutowego można przypisać szokowi kursowemu (70%). Wkład pozostałych szoków nie przekracza 10% i wynosi 8% dla szoku popytowego, po 6% dla szoku podażowego i cen importu, 5% dla szoku CPI oraz 4% dla szoku PPI. Warto odnotować, że szok monetarny odpowiada długookresowo jedynie za 1% wariancji kursu walutowego. W wariancji cen importu największą rolę odgrywa szok cen importu (52%) oraz szok kursowy (33%); szok popytowy wyjaśnia 8% zmienności. Znaczenie pozostałych szoków jest niewielkie – szok CPI wyjaśnia 3% wariancji cen importu, szok podażowy i PPI – po 2%, a szok monetarny nie ma znaczenia. Z kolei zmienność cen producenta jest w 40% wyjaśniana przez szok PPI, a w 18% – przez szok CPI. Istotną rolę odgrywa ponadto szok kursowy i szok popytowy; wyjaśniają one po 12% wariancji cen producenta. Udział szoku podażowego w całkowitej zmienności wynosi 9%, mniejszą rolę odgrywa natomiast szok cen importu (6%) oraz szok monetarny (3%). W przypadku inflacji konsumenta szok CPI odpowiada za 56% jej wariancji. Dużą jej część można ponadto przypisać szokowi PPI (13%) oraz szokowi popytowemu (12%). Udziały szoków: podażowego, kursowego, cen importu oraz monetarnego, wynoszą 7%, 6%, 6% oraz 1%.

W gospodarce czeskiej główną determinantę wahań kursu walutowego stanowi szok kursowy (56%); należy również odnotować stosunkowo silny wpływ szoku podażowego (18%). Szokowi CPI można przypisać 11% zmienności kursu, a szokowi popytowemu – 7%. Wkład szoku monetarnego oraz szoku PPI wynosi, odpowiednio, 5% i 2%. Nie obserwuje się wpływu szoku cen importu (0%). Główną rolę w kształtowaniu zmienności cen importu odgrywa szok kursowy (56%), podczas gdy wkład szoku popy-

towego i szoku cen importu wynosi, odpowiednio, 13% i 12%. Mniejsze znaczenie można przypisać pozostałym szokom: CPI (9%), monetarnemu (6%), podażowemu (3%) oraz PPI (1%). Z kolei zmienność cen producenta jest w podobnym stopniu kształtowana przez szok PPI (36%) oraz popytowy (33%). Istotną część wariacji wyjaśnia ponadto szok podażowy (17%). Za pozostałą część zmienności odpowiedzialne są: szok kursowy (5%), szok monetarny (4%), szok cen importu (3%) oraz szok CPI (1%). Wariancja inflacji konsumenta kształtowana jest głównie przez szok CPI (72%). Szok PPI odpowiada za 11% zmienności, a szok popytowy za 7%. Szok podażowy wyjaśnia 5% zmienności cen producenta, szok kursowy – 3%, a szok monetarny – 2%. Nie obserwuje się wpływu szoku cen importu (0%).

W przypadku Węgier zmienność kursu walutowego kształtowana jest głównie przez szok kursowy (51%); istotną rolę odgrywa również szok monetarny (18%) i szok podażowy (12%). Szok popytowy i szok cen importu wyjaśniają po 7% wariacji. Szok PPI odpowiada za 3% wahań kursowych, a szok CPI – za 1%. Z kolei w wariacji cen importu można dostrzec dominację szoku kursowego (40%) oraz szoku cen importu (31%). Szok monetarny jest odpowiedzialny za 11% zmienności. Mniejszą rolę odgrywa szok popytowy (7%), szok PPI (6%), szok podażowy (4%) oraz szok CPI (1%). Zmienność cen producenta jest kształtowana w większości przez szok PPI (53%). Istotną rolę należy również przypisać szokowi walutowemu (11%), podażowemu (10%) oraz popytowemu (10%). Szok cen importu i szok CPI odpowiadają za 8% i 7% zmienności. Marginalną rolę odgrywa szok monetarny (1%). Za wariację cen konsumenta odpowiada przede wszystkim szok CPI (48%). Istotny jest wkład szoku kursowego i szoku PPI – po 15%. Szok popytowy wyjaśnia 8% wariacji, a szok podażowy – 7%. Mniejsze znaczenie ma szok monetarny i szok cen importu (po 3%).

Analizę dekompozycji wariacji składników losowych można wzbogacić, wykorzystując zaproponowane przez Diebolda i Yilmaza (2009; 2012)⁴ indeksy dyfuzji zmienności (*Diebold & Yilmaz volatility spillover index*, DYVSI). Informują one, jaki odsetek wariacji błędu prognozy składnika losowego wynika przeciętnie z oddziaływania na daną zmienną powiązanego z nią szoku strukturalnego. Wartości tego indeksu dla analizowanych gospodarek są bardzo podobne i wynoszą 42% dla Polski, 44% dla Czech oraz 42% dla Węgier. Oznacza to, że tak duży odsetek zmienności nie wnosi nic interesującego do analizy wzajemnych powiązań zmiennych w modelu. Z tego względu pożądane jest wyeliminowanie udziałów tych szoków z całkowitej zmienności błędu prognozy dla poszczególnych zmiennych oraz odpowiednie przeskalowanie pozostałych udziałów do 100%. Wyniki te zaprezentowano w dolnych częściach tabel 13–15.

4.6. Wnioski płynące z modelu

Jak wspomniano, modele SVAR umożliwiają nadanie uzyskanym wynikom ekonomicznej interpretacji, jak również sformułowanie istotnych wniosków dotyczących *pass-through* kursu walutowego w gospodarkach Polski, Czech i Węgier.

Zgodnie z założeniami teoretycznymi, efekt przeniesienia jest niepełny oraz znacznie rozłożony w czasie w łańcuchu cen w każdym z badanych krajów.

Kształt reakcji cen importu jest zbliżony do trajektorii zmian kursu, natomiast PPI i CPI odnotowują stopniowy, ciągły wzrost.

⁴ Wspomniane monografie zawierają szczegółowy opis (niezbyt skomplikowanej) metody obliczania indeksu dyfuzji, pominięty tutaj ze względu na brak wystarczającej ilości miejsca.

W większości przypadków obserwuje się stopniowy spadek *pass-through* w miarę przesuwania się w dół łańcucha dystrybucji. Wyjątek stanowi identyczny współczynnik efektu przeniesienia dla cen importu i producenta na Węgrzech.

Autonomiczny szok kursowy jest największy dla złotego (2,12%) oraz nieco słabszy, lecz zdecydowanie najtrwalszy, dla forinta (1,90%). Największą stabilnością odznacza się w takiej sytuacji korona czeska (1,21%). Można przyjąć, że wielkość szoku jest wprost proporcjonalna do oszacowanej uprzednio historycznej zmienności oraz rozmiaru rynków danej waluty.

Zaobserwowano obniżanie się wpływu wahań kursowych na zmienność cen w łańcuchu dystrybucji. Wpływ ten jest najwyższy w przypadku cen importu (33–56%) i następnie spada wskutek znacznej kumulacji dóbr krajowych w cenach producenta (do 5–12% zmienności) oraz konsumenta (do 6–15%). Jest to odzwierciedleniem obniżającego się stopniowo *pass-through*.

Reakcje poszczególnych wskaźników cen są zbliżone dla Polski oraz Czech, co prawdopodobnie świadczy o podobnym poziomie wiarygodności banków centralnych w tych krajach. Ze względu na znacznie silniejszy szok deprecjacyjny złotego efekt przeniesienia w Polsce jest jednak niższy w przypadku wszystkich wskaźników cen. Na Węgrzech reakcje cen są dużo silniejsze, co świadczy o słabszym zakotwiczeniu oczekiwań inflacyjnych i częściowo może wynikać z dość krótkiej historii swobodnego kształtowania się kursu forinta.

Wahania kursu forinta w dużej mierze (18% wariancji) zależą od polityki banku centralnego. Wpływ ten jest zdecydowanie słabszy dla korony czeskiej (6%) i niemal niezauważalny w przypadku złotego (1%). W analizowanym okresie MNB unikał silnych wahań kursu forinta i próbował je ograniczać za pomocą polityki stóp procentowych. Można to jednak wiązać z faktem, że reżim płynnego kursu obowiązywał jedynie w połowie analizowanego okresu. Ponadto bardzo słaby wpływ stóp procentowych na kurs złotego można przypisać zdecydowanie większej płynności rynku polskiej waluty w porównaniu z koroną oraz forintem, co ogranicza wpływ banku centralnego na kurs za pośrednictwem mechanizmu *carry trade*. Można stąd wysnuć wniosek o bardzo ograniczonych możliwościach wpływania przez NBP na inflację za pomocą kanału kursowego, co w pewnym stopniu zmniejsza autonomię polityki pieniężnej.

Producenci w Polsce i na Węgrzech muszą w podobnym stopniu zmieniać ceny w reakcji na szoki podażowe i popytowe. Z kolei w Czechach niemal dwukrotnie silniej oddziałuje szok popytowy, co odzwierciedla mniejszą wrażliwość PPI na szoki zewnętrzne.

Spośród rozpatrywanych krajów tylko na Węgrzech do zmienności CPI bardziej przyczyniają się wahania kursowe niż szoki popytowe. Co więcej, wpływ szoku popytowego jest największy w Polsce, przypuszczalnie wskutek istnienia bardzo dużego rynku wewnętrznego oraz stosunkowo małej otwartości gospodarki.

5. Podsumowanie

Podstawowym celem pracy była analiza porównawcza kanału kursowego MTM oraz pomiar efektu przeniesienia (*pass-through*) kursu walutowego w gospodarkach Polski, Czech i Węgier. W tym celu zastosowano strukturalne modele wektorowej autoregresji (SVAR), wykorzystując takie narzędzia, jak analiza funkcji reakcji na impuls oraz dekompozycja wariancji składnika losowego.

W pracy omówiono koncepcję kanału kursowego oraz efektu *pass-through*, a także dokonano przeglądu literatury wyjaśniającej jego niekompletność oraz istotne osłabienie zaobserwowane w ciągu ostatnich lat. Wspomniano także o zjawiskach specyficznych dla gospodarek wschodzących – współzmienności ich kursów walutowych oraz mechanizmie *carry trade*.

Porównano również różnice strukturalne dzielące analizowane gospodarki. Analizie poddano: historię zmian w polityce pieniężnej i kursowej, skuteczność procesu dezinflacji i budowania wiarygodności banku centralnego, historyczną zmienność kursów oraz wolumen obrotów na rynku walutowym, a także stopień otwartości badanych gospodarek.

Uzyskane rezultaty świadczą o istotnym zróżnicowaniu funkcjonowania kanału kursowego w krajach CEE-3. Zgodnie z oczekiwaniami efekt przeniesienia jest niepełny i słabnie w łańcuchu cen (importu, producenta i konsumenta). W długim okresie najniższe wartości przyjmują współczynniki *pass-through* oszacowane dla Polski (46% dla cen importu, 31% dla PPI, 19% dla CPI). Nieco wyższe wartości oszacowano dla gospodarki Czech (91% dla cen importu, 44% dla PPI, 29% dla CPI). Zdecydowanie najwyższe wartości współczynników otrzymane dla Węgier (74% dla cen importu, 74% dla PPI, 54% dla CPI) prawdopodobnie są skutkiem najkrótszego stosowania systemu płynnego kursu walutowego, a także stosunkowo małej wiarygodności banku centralnego, co ma związek z najwyższą przeciętną stopą inflacji w analizowanym okresie.

Praca może być punktem wyjścia do dalszej dyskusji na temat oddziaływania wahań kursowych na inflację w gospodarkach Europy Środkowo-Wschodniej, ze szczególnym uwzględnieniem krajów CEE-3. W szczególności otwarta pozostaje kwestia asymetrii oraz nieliniowości efektu *pass-through* (Tica, Posedel 2009), a także jego zależności od fazy cyklu koniunkturalnego (Przystupa, Wróbel 2009).

Bibliografia

- Babecká-Kucharčuková O. (2009), Transmission of exchange rate shocks into domestic inflation: the case of the Czech Republic, *Czech Journal of Economics and Finance*, 59(2), 137–152.
- Bacchetta P., Wincoop E. (2002), *Why do consumer prices react less than import prices to exchange rates?*, Working Paper Series, 9352, NBER, Cambridge.
- Bańbuła P. (2011), Wpływ czynników globalnych na kursy walutowe, w: A. Sławiński (red.), *Polityka pieniężna*, C.H. Beck, Warszawa.
- Bańbuła P., Koziański W., Rubaszek M. (2011), *The role of the exchange rate in monetary policy in Poland*, Working Papers, 57, BIS, Basel.
- Baqueiro A., Díaz de León A., Torres A. (2004), *Fear of floating or fear of inflation? The role of the exchange rate pass-through*, Working Papers, 19, BIS, Basel.
- Barberis N., Schleifer A. (2003), Style investing, *Journal of Financial Economics*, 68, 161–199.
- Begg D. (1998), Pegging out: lessons from the Czech exchange rate crisis, *Journal of Comparative Economics*, 26, 669–690.
- Beirne J., Bjisterbosch M. (2009), *Exchange rate pass-through in central and eastern European Member States*, Working Paper Series, 1120, ECB, Frankfurt am Main.
- BIS (2010), *Triennial Central Bank Survey – Report on global foreign exchange market activity in 2010*, Bank for International Settlements, Basel.
- Blanchard O. (2012), *Price desynchronization and price level inertia*, Working Paper Series, 900, NBER, Cambridge.

- Bloem A., Dippelsman R., Maehle N. (2001), *Quarterly national accounts manual – concepts, data sources, and compilation*, IMF, Washington DC.
- Borio C., Filardo A. (2007), *Globalisation and inflation: new cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation*, Working Papers, 227, BIS, Basel.
- Brunnermeier M., Nagel S., Pedersen L. (2008), *Carry trades and currency crashes*, Working Paper Series, 14473, NBER, Cambridge.
- Burda M., Wyplosz C. (2012), *Makroekonomia. Podręcznik europejski*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Burnside C., Eichenbaum M., Kleschchelski I., Rebelo S. (2008), *Do peso problems explain the returns to the carry trade?*, Working Paper Series, 14054, NBER, Cambridge.
- Burstein A., Eichenbaum M., Rebelo S. (2002), *Why are rates of inflation so low after large devaluations?*, Working Paper Series, 8748, NBER, Cambridge.
- Bussière M., Peltonen T. (2008), *Exchange rate pass-through in the world economy: the role of emerging market currencies*, Working Paper Series, 951, ECB, Frankfurt am Main.
- Ca' Zorzi M., Hahn E., Sánchez M. (2007), *Exchange rate pass-through in emerging markets*, Working Paper Series, 739, ECB, Frankfurt am Main.
- Ca' Zorzi M., Mućk J., Rubaszek M. (2013), *Real exchange rate forecasting: a calibrated half-life PPP model can beat the random walk*, Working Paper Series, 1576, ECB, Frankfurt am Main.
- Calvo G., Mendoza E. (2000), *Regional contagion and the globalization of securities markets*, Working Paper Series, 7153, NBER, Cambridge.
- Calvo G., Reinhart C. (2000), *Fear of floating*, Working Paper Series, 7993, NBER, Cambridge.
- Campa J., Goldberg L. (2002), *Exchange rate pass-through into import prices: a macro or micro phenomenon?*, Working Paper Series, 8934, NBER, Cambridge.
- Campa J., Goldberg L. (2006), *Distribution margins, imported inputs, and the sensitivity of the CPI to exchange rates*, Working Paper Series, 12121, NBER, Cambridge.
- Chadwick M., Fazilet F., Tekatli N. (2012), *Common movement of the emerging market currencies*, Working Paper, 12/07, Central Bank of the Republic of Turkey, Ankara.
- Cheung Y., Chinn M., Pascual A. (2005), *Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?*, *Journal of International Money and Finance*, 24, 1150–1175.
- Choudhri E., Hakura D. (2006), *Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?*, *Journal of International Money and Finance*, 25, 614–639.
- Cieński J., Ross A. (2012), *Polish zloty rebounds as eurozone fears ease*, *Financial Times*, 20 February.
- Coulibaly D., Kempf H. (2010), *Does inflation targeting decrease exchange rate pass-through in emerging countries?*, Working Papers, 49, CES, Paris.
- Darvas Z. (2001), *Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries*, Discussion Paper, 10, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Devereux M., Engel C. (2002), *Exchange rate pass-through, exchange rate volatility and exchange rate disconnect*, Working Paper Series, 8858, NBER, Cambridge.
- Diebold F.X., Yilmaz K. (2009), *Measuring financial asset return and volatility spillovers, with application to global equity markets*, *Economic Journal*, 119, 158–171.
- Diebold F.X., Yilmaz K. (2012), *Better to give than to receive: predictive directional measurement of volatility spillovers*, *International Journal of Forecasting*, 28, 57–66.
- Dornbusch R. (1987), *Exchange rates and prices*, Working Paper Series, 1769, NBER, Cambridge.

- Edwards S. (2006), *The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited*, Working Paper Series, 12163, NBER, Cambridge.
- Enders W. (2009), *Applied econometric time series*, John Wiley & Sons, Hoboken.
- Engel C. (2002), *The responsiveness of consumer prices to exchange rates and the implications for exchange rate policy: a survey of a few recent new open-economy macro models*, Working Paper Series, 8725, NBER, Cambridge.
- Engle R., Granger C. (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Frankel J., Parsley D., Wei S. (2005), *Slow passthrough around the world: a new import for developing countries?*, Working Paper Series, 11199, NBER, Cambridge.
- Goldberg P., Knetter M. (1996), *Goods prices and exchange rates: What have we learned?*, Working Paper Series, 5862, NBER, Cambridge.
- Hahn E. (2003), *Pass-through of external shocks to Euro area inflation*, Working Paper Series, 243, ECB, Frankfurt am Main.
- Ho C., McCauley R. (2003), *Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting emerging market economies*, Working Papers, 130, BIS, Basel.
- Ito T., Sato K. (2008), *Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian economies: VAR analysis of the exchange rate pass-through*, Working Paper Series, 12395, NBER, Cambridge.
- Janecki J. (2012), *Reakcja rynkowych stóp procentowych na zmiany stopy procentowej banku centralnego w Polsce w latach 2001–2011*, Materiały i Studia NBP, 272, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Johansen S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.
- Jotikasthira C., Lundblad C., Ramadorai T. (2009), *Asset fire sales and purchases and the international transmission of financial shocks*, Discussion Paper Series, 7595, CEPR, London.
- Juselius K. (2006), *The cointegrated VAR model: methodology and applications*, Oxford University Press, New York.
- Kaźmierczak A. (2008), *Polityka pieniężna w gospodarce otwartej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kreinin M. (1977), *The effect of exchange rate changes on prices and volume of foreign trade*, Staff Papers, 24, IMF, Washington D.C.
- Lütkepohl H., Krätzig M. (2004), *Applied time series econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Marcet A. (2005), *Overdifferencing VAR's is OK*, Mimeo, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona.
- McCarthy J. (1999), *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies*, Working Papers, 79, BIS, Basel.
- Majsterek M., Welfe A. (2013), Wielowymiarowa analiza kointegracyjna, w: A. Welfe (red.), *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Meese R.A., Rogoff K. (1983), Empirical exchange rate models of the seventies. Do they fit out of sample?, *Journal of International Economics*, 14, 3–24.
- Mihaljek D., Klau M. (2001), *A note on the pass-through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies*, Working Papers, 8, BIS, Basel.
- Mihaljek D., Klau M. (2008), *Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why?*, Working Papers, 35, BIS, Basel.

- Mishkin F. (2008), *Exchange rate pass-through and monetary policy*, Working Paper Series, 13889, NBER, Cambridge.
- Obstfeld M., Rogoff K. (2000), *The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?*, Working Paper Series, 7777, NBER, Cambridge.
- Przystupa J., Wróbel E. (2009), *Asymmetry of the exchange rate pass-through: an exercise on the Polish data*, MPRA Paper, 17660, Munich.
- Rubaszek M. (2012), *Modelowanie polskiej gospodarki z pakietem R*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Schinasi G., Smith R. (2000), *Portfolio diversification, leverage and financial contagion*, Staff Papers, 47(2), IMF, Washington D.C.
- Sekine T. (2006), *Time-varying exchange rate pass-through: experience of some industrial countries*, Working Papers, 202, BIS, Basel.
- Sharpe W. (1970), *Portfolio theory and capital markets*, McGraw-Hill, New York.
- Sims C. (1980), *Macroeconomics and reality*, *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Sławiński A. (2011), *Stabilizowanie inflacji*, w: A. Sławiński (red.), *Polityka pieniężna*, C.H. Beck, Warszawa.
- Soto C., Selaive J. (2003), *Openness and imperfect pass-through: implications for the monetary policy*, Working Paper, 216, Central Bank of Chile, Santiago.
- Szczurek M. (2011), *Polityka pieniężna w Polsce*, w: A. Sławiński (red.), *Polityka pieniężna*, C.H. Beck, Warszawa.
- Szpunar P. (2000), *Polityka pieniężna. Cele i warunki skuteczności*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Taylor A., Taylor M. (2004), *The purchasing power parity debate*, *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 135–158.
- Taylor J. (2000), *Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms*, *European Economic Review*, 44(7), 1389–1408.
- Tica J., Posedel P. (2009), *Threshold model of the exchange rate pass-through effect*, *Eastern European Economics*, 47, 43–59.
- Tomczyk E. (2009), *Weryfikacja modelu, cd. – własności składnika losowego*, w: M. Gruszczyński, T. Kuszewski, M. Podgórska (red.), *Ekonometria i badania operacyjne. Podręcznik dla studiów licencjackich*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Vonnák B. (2010), *Risk premium shocks, monetary policy and exchange rate pass-through in the Czech Republic, Hungary and Poland*, Working Papers, 2010/01, MNB, Budapest.
- Welfe A. (2003), *Ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Zoican M. (2009), *The quest for monetary integration – the Hungarian experience*, MPRA Paper, 17286, Munich.

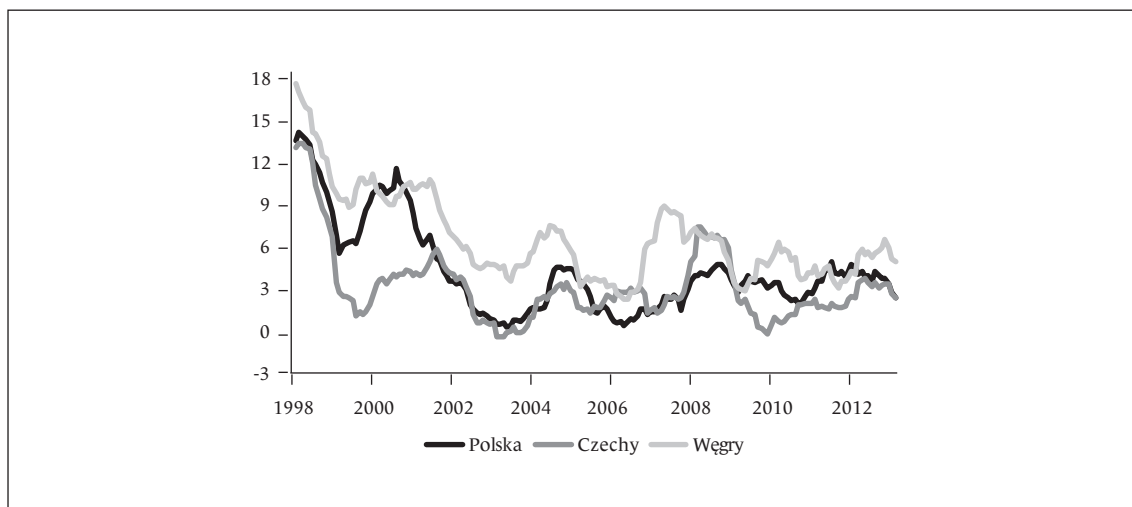
Podziękowania

Autor pragnie złożyć podziękowania prof. dr. hab. Andrzejowi Sławińskiemu z Katedry Rynków i Instytucji Finansowych SGH, pod którego kierunkiem powstała praca magisterska będąca podstawą niniejszego artykułu, a także dr. Michałowi Rubaszekowi z Instytutu Ekonometrii SGH za cenne uwagi merytoryczne.

Aneks

Wykres 1

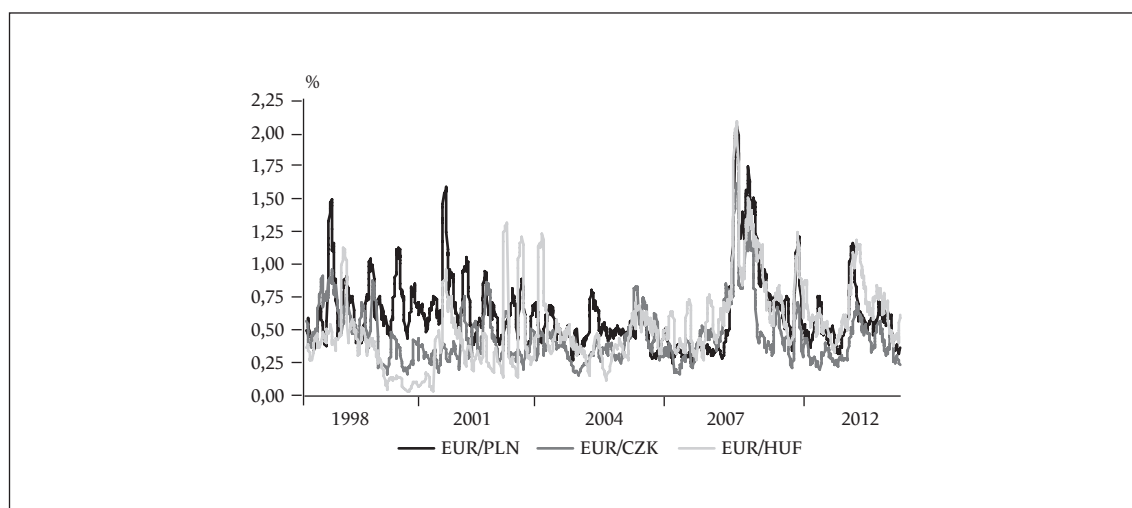
Roczna stopa inflacji CPI w Polsce, Czechach i na Węgrzech w latach 1998–2012



Źródło: opracowanie na podstawie danych CZSO, GUS, KSH.

Wykres 2

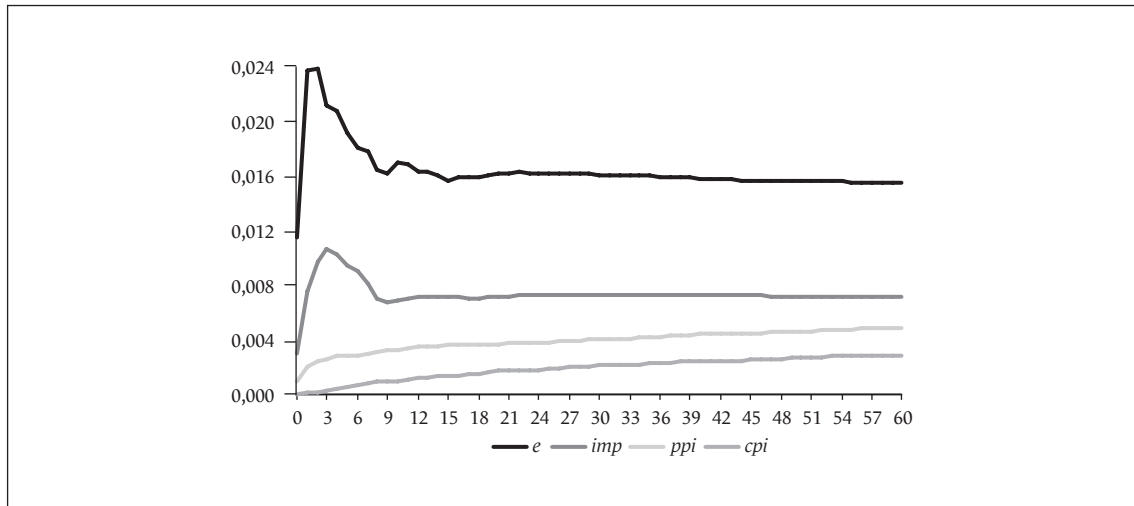
Zmienność kursów walut CEE-3: 30-dniowe odchylenie standardowe dziennych stóp zwrotu w latach 1998–2012



Źródło: opracowanie na podstawie danych stooq.pl.

Wykres 3

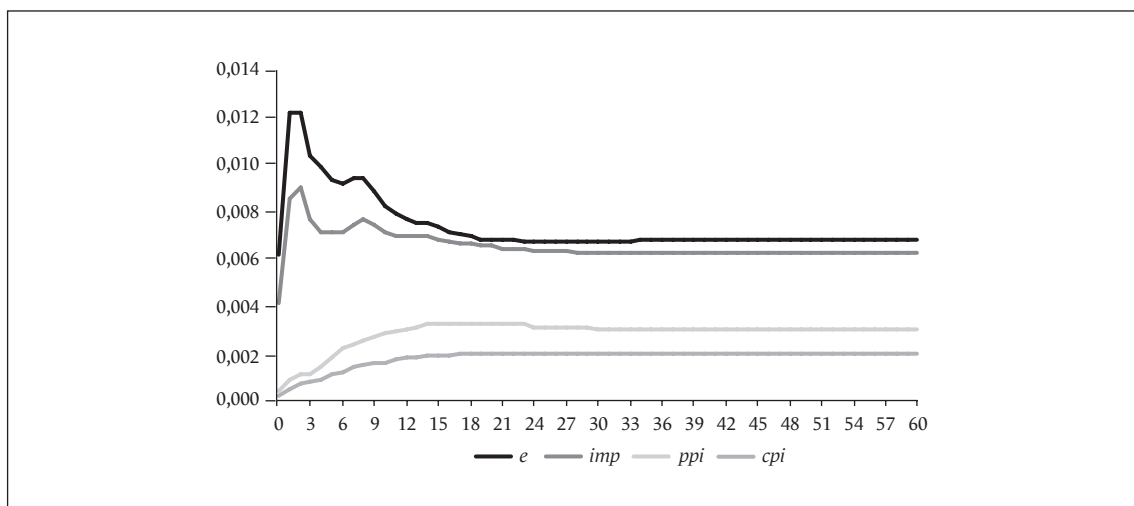
Funkcja autoodpowiedzi kursu walutowego oraz funkcje reakcji agregatów cenowych na impuls deprecjacyjny dla Polski



Źródło: opracowanie przy wykorzystaniu programu JMulti.

Wykres 4

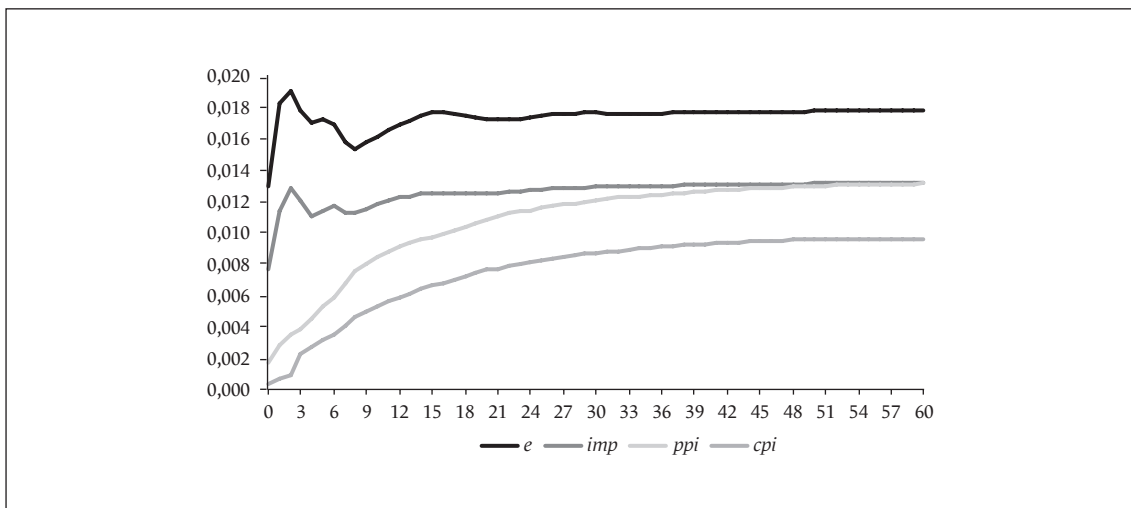
Funkcja autoodpowiedzi kursu walutowego oraz funkcje reakcji agregatów cenowych na impuls deprecjacyjny dla Czech



Źródło: opracowanie przy wykorzystaniu programu JMulti.

Wykres 5

Funkcja autoodpowiedzi kursu walutowego oraz funkcje reakcji agregatów cenowych na impuls deprecjacyjny dla Węgier



Źródło: opracowanie przy wykorzystaniu programu JMULTi.

Tablica 1

Postać macierzowa modelu VAR dla Polski

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} s(t) \\ d(t) \\ i(t) \\ e(t) \\ imp(t) \\ ppi(t) \\ cpi(t) \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0,714 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ -0,018 & 0,596 & \dots & \dots & 0,261 & \dots & 3,824 \\ \dots & \dots & 0,521 & -0,204 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & 1,001 & 0,378 & -0,662 & 2,352 \\ 0,011 & 0,167 & \dots & 0,328 & 0,235 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & 0,039 & 1,055 & \dots \\ \dots & 0,007 & \dots & \dots & \dots & 0,057 & 1,151 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-1) \\ d(t-1) \\ i(t-1) \\ e(t-1) \\ imp(t-1) \\ ppi(t-1) \\ cpi(t-1) \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} -0,247 & \dots & \dots & \dots & \dots & -3,117 & \dots \\ 0,022 & -0,122 & \dots & \dots & \dots & -0,739 & \dots \\ 0,086 & 0,326 & \dots & 0,250 & \dots & \dots & 5,436 \\ \dots & \dots & \dots & -1,140 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & -0,263 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & -0,973 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & -0,032 & -0,729 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-2) \\ d(t-2) \\ i(t-2) \\ e(t-2) \\ imp(t-2) \\ ppi(t-2) \\ cpi(t-2) \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 3,647 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & -0,096 & 0,161 & \dots & \dots \\ 0,065 & \dots & \dots & \dots & -0,496 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & 0,956 & \dots & -0,840 & \dots \\ \dots & -0,141 & \dots & 0,303 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 0,035 & \dots & \dots & \dots & 0,768 & \dots \\ -0,002 & \dots & \dots & \dots & \dots & 0,024 & 0,670 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-3) \\ d(t-3) \\ i(t-3) \\ e(t-3) \\ imp(t-3) \\ ppi(t-3) \\ cpi(t-3) \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & 0,079 & \dots & -0,427 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & -0,389 & 1,259 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & -0,769 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & -0,287 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 0,043 & \dots & \dots & \dots & -0,560 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & -0,373 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-4) \\ d(t-4) \\ i(t-4) \\ e(t-4) \\ imp(t-4) \\ ppi(t-4) \\ cpi(t-4) \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} \dots & 0,763 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0,018 & \dots & \dots & \dots & -0,111 & \dots & -2,007 \\ \dots & 0,687 & 0,247 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & 0,470 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & 0,191 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & 0,013 & \dots & \dots & 0,254 & 1,377 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0,194 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-5) \\ d(t-5) \\ i(t-5) \\ e(t-5) \\ imp(t-5) \\ ppi(t-5) \\ cpi(t-5) \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} -0,173 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 0,147 & -0,036 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & -0,830 & \dots & \dots & 0,433 & \dots & -7,662 \\ \dots & \dots & \dots & -0,315 & 0,281 & \dots & -1,280 \\ \dots & \dots & \dots & -0,215 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 0,049 & \dots & \dots & \dots & -0,125 & -1,045 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-6) \\ d(t-6) \\ i(t-6) \\ e(t-6) \\ imp(t-6) \\ ppi(t-6) \\ cpi(t-6) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \dots \\ -0,076 \\ \dots \\ \dots \\ \dots \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u1(t) \\ u2(t) \\ u3(t) \\ u4(t) \\ u5(t) \\ u6(t) \\ u7(t) \end{bmatrix} + [Nov08(t)]
 \end{aligned}$$

Źródło: opracowanie przy wykorzystaniu programu JMulti.

Tablica 2

Oszacowanie macierzy parametrów dla wektora składników losowych w modelu SVAR dla Polski

$$B = \begin{bmatrix} 0,0498 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ -0,0010 & 0,0055 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ -0,0008 & -0,0022 & 0,0189 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ -0,0028 & 0,0033 & -0,0003 & 0,0115 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ -0,0012 & 0,0008 & 0,0000 & 0,0030 & 0,0074 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,0008 & 0,0003 & 0,0001 & 0,0009 & 0,0004 & 0,0019 & 0,0000 \\ 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0001 & 0,0004 \end{bmatrix}$$

Źródło: opracowanie przy wykorzystaniu programu JMulti.

Tablica 3

Postać macierzowa modelu VAR dla Czech

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} s(t) \\ d(t) \\ i(t) \\ e(t) \\ imp(t) \\ ppi(t) \\ cpi(t) \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0,678 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0,022 & 1,391 & \dots & \dots & \dots & 0,778 & \dots \\ \dots & \dots & 0,475 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ -0,031 & \dots & \dots & 0,986 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & -0,038 & \dots & 0,238 & 0,728 & \dots & \dots \\ 0,005 & 0,021 & \dots & \dots & \dots & 1,454 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0,291 & 0,563 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-1) \\ d(t-1) \\ i(t-1) \\ e(t-1) \\ imp(t-1) \\ ppi(t-1) \\ cpi(t-1) \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} -0,226 & 1,215 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & -1,359 & \dots & \dots & \dots & -1,173 & 0,661 \\ 0,168 & \dots & \dots & 1,250 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & -0,171 & \dots & -0,976 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & -0,463 & -0,321 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & -1,506 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & -0,191 & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-2) \\ d(t-2) \\ i(t-2) \\ e(t-2) \\ imp(t-2) \\ ppi(t-2) \\ cpi(t-2) \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots & -0,955 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 1,125 & \dots & \dots & \dots & 0,521 & -0,583 \\ \dots & 1,208 & \dots & -1,110 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 0,140 & \dots & 0,680 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 0,099 & \dots & 0,299 & 0,157 & \dots & \dots \\ \dots & 0,037 & \dots & \dots & \dots & 1,312 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0,160 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-3) \\ d(t-3) \\ i(t-3) \\ e(t-3) \\ imp(t-3) \\ ppi(t-3) \\ cpi(t-3) \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots & 1,831 & -1,250 & \dots & \dots \\ \dots & -0,697 & \dots & 0,181 & -0,237 & \dots & \dots \\ \dots & -1,563 & 0,404 & 1,222 & \dots & \dots & \dots \\ -0,011 & -0,002 & -0,011 & -0,490 & \dots & \dots & \dots \\ -0,014 & \dots & \dots & -0,235 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & 0,024 & \dots & -0,826 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-4) \\ d(t-4) \\ i(t-4) \\ e(t-4) \\ imp(t-4) \\ ppi(t-4) \\ cpi(t-4) \end{bmatrix} + \\
 &+ \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 0,288 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0,156 & 1,086 & \dots & \dots & \dots & -1,953 & \dots \\ \dots & 0,017 & \dots & 0,218 & \dots & 0,006 & -0,837 \\ \dots & 0,061 & \dots & 0,102 & \dots & \dots & -0,554 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0,373 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-5) \\ d(t-5) \\ i(t-5) \\ e(t-5) \\ imp(t-5) \\ ppi(t-5) \\ cpi(t-5) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u1(t) \\ u2(t) \\ u3(t) \\ u4(t) \\ u5(t) \\ u6(t) \\ u7(t) \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Źródło: opracowanie przy wykorzystaniu programu JMulti.

Tablica 4

Oszacowanie macierzy parametrów dla wektora składników losowych w modelu SVAR dla Czech

$$B = \begin{bmatrix} 0,0496 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ -0,0004 & 0,0068 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ -0,0030 & 0,0068 & 0,0413 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ -0,0020 & -0,0005 & -0,0017 & 0,0061 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,0010 & -0,0007 & -0,0014 & 0,0041 & 0,0022 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,0006 & 0,0000 & -0,0003 & 0,0004 & 0,0004 & 0,0013 & 0,0000 \\ 0,0002 & 0,0002 & -0,0002 & 0,0002 & 0,0000 & 0,0003 & 0,0021 \end{bmatrix}$$

Źródło: opracowanie przy wykorzystaniu programu JMulti.

Tablica 5

Postać macierzowa modelu VAR dla Węgier

$$\begin{bmatrix} s(t) \\ d(t) \\ i(t) \\ e(t) \\ imp(t) \\ ppi(t) \\ cpi(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,152 & \dots & \dots & -0,296 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0,030 & 0,323 & \dots & 0,133 & -0,239 & 0,332 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & 0,428 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ -0,058 & \dots & -0,111 & 0,348 & \dots & 0,484 & -0,261 & \dots \\ \dots & \dots & -0,056 & \dots & 0,371 & 0,525 & \dots & \dots \\ 0,037 & \dots & \dots & 0,042 & \dots & 0,318 & \dots & \dots \\ 0,011 & \dots & \dots & \dots & \dots & 0,176 & 0,289 & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-1) \\ d(t-1) \\ i(t-1) \\ e(t-1) \\ imp(t-1) \\ ppi(t-1) \\ cpi(t-1) \end{bmatrix} +$$

$$+ \begin{bmatrix} -0,841 & 0,474 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ -0,032 & \dots & -0,064 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ -0,169 & 0,525 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & -0,125 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & -0,044 & \dots & \dots & -0,336 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & -0,134 & -0,262 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-2) \\ d(t-2) \\ i(t-2) \\ e(t-2) \\ imp(t-2) \\ ppi(t-2) \\ cpi(t-2) \end{bmatrix} +$$

$$+ \begin{bmatrix} 0,548 & \dots & -0,232 & 1,515 & -1,313 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 0,071 & 0,076 & 0,186 & -0,242 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & -1,487 & 1,970 & \dots & \dots & \dots \\ -0,071 & \dots & \dots & -0,463 & 0,574 & \dots & \dots & \dots \\ -0,041 & \dots & 0,043 & -0,275 & 0,294 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & 0,084 & \dots & \dots & 0,149 & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-3) \\ d(t-3) \\ i(t-3) \\ e(t-3) \\ imp(t-3) \\ ppi(t-3) \\ cpi(t-3) \end{bmatrix} +$$

$$+ \begin{bmatrix} -0,242 & \dots & 0,184 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ -0,022 & 0,060 & -0,049 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & 0,159 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & -0,201 & 0,259 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0,488 & \dots \\ \dots & \dots & 0,012 & -0,041 & \dots & \dots & 0,196 & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s(t-4) \\ d(t-4) \\ i(t-4) \\ e(t-4) \\ imp(t-4) \\ ppi(t-4) \\ cpi(t-4) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \dots \\ -0,148 \\ \dots \\ \dots \\ \dots \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u1(t) \\ u2(t) \\ u3(t) \\ u4(t) \\ u5(t) \\ u6(t) \\ u7(t) \end{bmatrix}$$

Źródło: opracowanie przy wykorzystaniu programu JMulti.

Tablica 6

Oszacowanie macierzy parametrów dla wektora składników losowych w modelu SVAR dla Węgier

$$B = \begin{bmatrix} 0,0339 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,0004 & 0,0066 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ -0,0009 & -0,0011 & 0,0393 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ -0,0034 & 0,0043 & 0,0065 & 0,0129 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ -0,0020 & 0,0027 & 0,0022 & 0,0076 & 0,0058 & 0,0000 & 0,0000 \\ 0,0000 & 0,0022 & 0,0002 & 0,0017 & 0,0013 & 0,0060 & 0,0000 \\ 0,0002 & 0,0003 & 0,0004 & 0,0003 & -0,0003 & 0,0002 & 0,0029 \end{bmatrix}$$

Źródło: opracowanie przy wykorzystaniu programu JMulTi.

Tabela 1

Średnioroczna inflacja w krajach CEE-3 w latach 1994–2012 (w %)

Rok	Polska	Czechy	Węgry	Rok	Polska	Czechy	Węgry
1994	32,2	10,0	18,8	2004	3,5	2,8	6,8
1995	27,8	9,1	28,2	2005	2,1	1,9	3,6
1996	19,9	8,8	23,6	2006	1,0	2,5	3,9
1997	14,9	8,5	18,3	2007	2,5	2,8	8,0
1998	11,8	10,7	14,3	2008	4,2	6,3	6,1
1999	7,3	2,1	10,0	2009	3,5	1,0	4,2
2000	10,1	3,9	9,8	2010	2,6	1,5	4,9
2001	5,5	4,7	9,2	2011	4,3	1,9	3,9
2002	1,9	1,8	5,3	2012	3,7	3,3	5,7
2003	0,8	0,1	4,7				

Źródło: CZSO, GUS, KSH.

Tabela 2

Udział walut krajów CEE-3 w łącznych obrotach na rynku walutowym (w %)

Waluta	1998	2001	2004	2007	2010
PLN	0,1	0,5	0,4	0,8	0,8
CZK	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2
HUF	0,0	0,0	0,2	0,3	0,4

Uwaga: dane dotyczą średnich dziennych obrotów w kwietniu w poszczególnych latach.

Źródło: BIS (2010).

Tabela 3

Wolumen obrotów walutami CEE-3 na rynku walutowym wg instrumentu (w mln USD)

	PLN	CZK	HUF
FX <i>spot</i>	7 193	1 330	4 144
FX <i>forward</i>	3 559	612	1 816
FX <i>swap</i>	19 255	5 476	9 982
FX <i>opcje</i>	2 083	216	1 243
Razem	32 089	7 634	17 184

Uwaga: dane dotyczą średniego dziennego wolumenu obrotów w kwietniu 2010 r.

Źródło: BIS (2010).

Tabela 4

Stopień otwartości gospodarek CEE-3 (stosunek sumy eksportu i importu do PKB)

Rok	Polska	Czechy	Węgry	Rok	Polska	Czechy	Węgry
1995	44,2	99,8	90,1	2004	77,3	125,1	130,3
1996	46,0	98,2	97,3	2005	74,9	126,1	134,0
1997	50,7	104,1	109,5	2006	82,5	130,9	156,4
1998	56,8	105,0	124,8	2007	84,4	133,8	161,7
1999	54,3	107,2	131,8	2008	83,8	126,5	162,9
2000	60,7	124,0	152,7	2009	78,8	113,9	150,3
2001	57,8	126,7	145,0	2010	85,7	129,8	167,4
2002	60,7	116,4	128,4	2011	91,3	141,6	176,0
2003	69,3	119,4	126,7	2012	92,0	150,7	181,7

Źródło: Eurostat.

Tabela 5

Wyniki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera dla zmiennych wykorzystanych w modelu gospodarki polskiej

	Postać testu	Wartość statystyki <i>t</i>	<i>p-value</i>		Postać testu	Wartość statystyki <i>t</i>	<i>p-value</i>
ln(<i>s</i>)	bez stałej	0,7933	0,8831	d_ln(<i>s</i>)	bez stałej	-5,6611	0,0000
ln(<i>d</i>)	bez stałej	2,7806	0,9987	d_ln(<i>d</i>)	ze stałą	-6,8328	0,0000
ln(<i>i</i>)	ze stałą	-2,1319	0,2326	d_ln(<i>i</i>)	bez stałej	-4,5178	0,0000
ln(<i>e</i>)	bez stałej	-0,1782	0,6204	d_ln(<i>e</i>)	bez stałej	-4,8608	0,0000
ln(<i>imp</i>)	bez stałej	0,8435	0,8918	d_ln(<i>imp</i>)	bez stałej	-7,6408	0,0000
ln(<i>ppi</i>)	bez stałej	2,4481	0,9966	d_ln(<i>ppi</i>)	ze stałą	-3,8845	0,0027
ln(<i>cpi</i>)	bez stałej	2,4860	0,9969	d_ln(<i>cpi</i>)	ze stałą	-3,2077	0,0214

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu EViews.

Tabela 6

Wyniki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera dla zmiennych wykorzystanych w modelu gospodarki czeskiej

	Postać testu	Wartość statystyki t	p-value		Postać testu	Wartość statystyki t	p-value
ln(s)	bez stałej	0,7933	0,8831	d_ln(s)	bez stałej	-5,6611	0,0000
ln(d)	bez stałej	1,5349	0,9691	d_ln(d)	bez stałej	-3,7337	0,0002
ln(i)	bez stałej	1,8105	0,0669	d_ln(i)	bez stałej	-2,4343	0,0149
ln(e)	ze stałą	-2,2821	0,1792	d_ln(e)	ze stałą	-5,6537	0,0000
ln(imp)	ze stałą	-2,7689	0,0652	d_ln(imp)	bez stałej	-4,6330	0,0000
ln(ppi)	bez stałej	1,7600	0,9810	d_ln(ppi)	bez stałej	-2,4927	0,0127
ln(cpi)	bez stałej	4,1299	1,0000	d_ln(cpi)	ze stałą	-6,6677	0,0000

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu EViews.

Tabela 7

Wyniki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera dla zmiennych wykorzystanych w modelu gospodarki węgierskiej

	Postać testu	Wartość statystyki t	p-value		Postać testu	Wartość statystyki t	p-value
ln(s)	ze stałą	-2,0393	0,2699	d_ln(s)	bez stałej	-3,0100	0,0029
ln(d)	ze stałą	-2,3507	0,1581	d_ln(d)	bez stałej	-8,2492	0,0000
ln(i)	bez stałej	-0,3140	0,5705	d_ln(i)	bez stałej	-6,0420	0,0000
ln(e)	ze stałą	2,5225	0,1127	d_ln(e)	bez stałej	-6,6670	0,0000
ln(imp)	bez stałej	0,8466	0,8920	d_ln(imp)	bez stałej	-7,1666	0,0000
ln(ppi)	bez stałej	3,9993	1,0000	d_ln(ppi)	ze stałą	-7,4139	0,0000
ln(cpi)	bez stałej	5,9740	1,0000	d_ln(cpi)	ze stałą	-7,8662	0,0000

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu EViews.

Tabela 8

Wyniki testu największej wartości własnej Johansena na kointegrację zmiennych wykorzystanych w poszczególnych modelach

Liczba wektorów kointegrujących	Polska		Czechy		Węgry	
	wartość statystyki testowej	p-value	wartość statystyki testowej	p-value	wartość statystyki testowej	p-value
Brak	48,8854	0,0746	44,0141	0,0849	48,7132	0,0775
Najwyżej 1	33,4931	0,4582	37,8443	0,0874	41,0335	0,1136
Najwyżej 2	30,4905	0,2988	27,0074	0,2630	36,3180	0,0836
Najwyżej 3	23,0375	0,4154	15,9376	0,6711	30,8979	0,0699
Najwyżej 4	16,8709	0,4686	13,5153	0,4060	21,1104	0,1856
Najwyżej 5	11,5083	0,4622	6,6640	0,5296	6,4902	0,9320
Najwyżej 6	4,0782	0,7307	4,5690	0,0325	2,4257	0,9366

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu EViews.

Tabela 9

Optymalny rząd opóźnienia dla szacowanych modeli wskazywany przez wartości kryteriów informacyjnych

	Polska	Czechy	Węgry
AIC	4	5	3
FPE	4	5	1
HQ	1	3	1
SC	1	1	1

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu JMulTi.

Tabela 10

Wyniki testu Breuscha-Godfrey na autokorelację składnika losowego

	Polska	Czechy	Węgry
Rząd opóźnienia	6	5	4
Wartość statystyki LM	311,30	255,21	194,02
<i>p-value</i>	0,2336	0,3138	0,5266

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu JMulTi.

Tabela 11

Wyniki testu ARCH-LM na grupowanie wariancji składnika losowego

	Polska	Czechy	Węgry
Rząd opóźnienia	6	5	4
Wartość statystyki ARCH-LM	3937,19	3962,06	2460,77
<i>p-value</i>	0,4202	0,3153	0,0580

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu JMulTi.

Tabela 12

Zestawienie wartości współczynników *pass-through* kursu walutowego dla poszczególnych agregatów cenowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech (w %)

<i>t</i>	Polska			Czechy			Węgry		
	<i>imp</i>	<i>ppi</i>	<i>cpi</i>	<i>imp</i>	<i>ppi</i>	<i>cpi</i>	<i>imp</i>	<i>ppi</i>	<i>cpi</i>
0	26,09	7,83	0,00	67,21	6,56	3,28	58,91	13,18	2,33
1	31,65	8,44	0,42	70,25	7,44	4,13	62,64	15,38	3,85
2	40,76	10,08	0,84	74,38	9,09	5,79	67,37	18,42	4,74
3	50,47	12,26	1,42	73,79	10,68	7,77	67,80	21,47	12,43
4	49,76	13,53	1,93	72,45	14,29	9,18	64,71	26,47	15,88
5	49,21	14,66	2,62	76,34	19,35	11,83	66,28	30,81	18,02
6	49,72	16,02	3,87	78,02	24,18	13,19	69,23	34,32	20,71
7	45,51	16,85	4,49	78,72	25,53	14,89	71,34	43,31	26,11
8	42,42	18,79	5,45	80,85	26,60	15,96	73,20	49,02	30,07
9	41,98	19,75	5,56	84,09	30,68	18,18	73,25	50,96	31,85
10	40,59	19,41	5,88	86,59	34,15	19,51	73,29	52,17	32,92
11	41,67	20,24	6,55	87,34	36,71	21,52	72,73	53,33	33,94
12	43,56	21,47	7,36	90,79	39,47	23,68	72,62	54,17	35,12
18	44,03	23,27	9,43	95,65	46,38	28,99	71,84	59,20	41,38
24	45,06	23,46	11,11	94,03	46,27	29,85	73,41	65,90	46,82
36	45,91	26,42	14,47	91,18	44,12	29,41	73,71	70,86	52,00
48	45,86	29,30	16,56	91,18	44,12	29,41	73,86	73,30	53,98
60	46,45	30,97	18,71	91,18	44,12	29,41	74,01	74,01	54,24

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu JMulTi.

Tabela 13

Długookresowa ($k = 36$) dekompozycja wariancji dla wybranych zmiennych modelu gospodarki polskiej (w %)

	FEVD						
	<i>s</i>	<i>d</i>	<i>i</i>	<i>e</i>	<i>imp</i>	<i>ppi</i>	<i>cpi</i>
Równanie kursu walutowego (<i>e</i>)	6	8	1	70	6	4	5
Równanie cen importu (<i>imp</i>)	2	8	0	33	52	2	3
Równanie cen producenta (<i>ppi</i>)	9	12	3	12	6	40	18
Równanie cen konsumenta (<i>cpi</i>)	7	12	1	6	6	13	56
	DYVSI						
	<i>s</i>	<i>d</i>	<i>i</i>	<i>e</i>	<i>imp</i>	<i>ppi</i>	<i>cpi</i>
Równanie kursu walutowego (<i>e</i>)	20	27	3	×	20	13	17
Równanie cen importu (<i>imp</i>)	4	17	0	69	×	4	6
Równanie cen producenta (<i>ppi</i>)	15	20	5	20	10	×	30
Równanie cen konsumenta (<i>cpi</i>)	16	27	2	13	13	29	×

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu JMulTi.

Tabela 14

Długookresowa ($k = 36$) dekompozycja wariancji dla wybranych zmiennych modelu gospodarki czeskiej (w %)

FEVD							
	<i>s</i>	<i>d</i>	<i>i</i>	<i>e</i>	<i>imp</i>	<i>ppi</i>	<i>cpi</i>
Równanie kursu walutowego (<i>e</i>)	18	7	5	56	0	2	11
Równanie cen importu (<i>imp</i>)	3	13	6	56	12	1	9
Równanie cen producenta (<i>ppi</i>)	17	33	4	5	3	36	1
Równanie cen konsumenta (<i>cpi</i>)	5	7	2	3	0	11	72
DYVSI							
	<i>s</i>	<i>d</i>	<i>i</i>	<i>e</i>	<i>imp</i>	<i>ppi</i>	<i>cpi</i>
Równanie kursu walutowego (<i>e</i>)	42	16	12	×	0	5	26
Równanie cen importu (<i>imp</i>)	3	15	7	64	×	1	10
Równanie cen producenta (<i>ppi</i>)	27	52	6	8	5	×	2
Równanie cen konsumenta (<i>cpi</i>)	18	25	7	11	0	39	×

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu JMulTi.

Tabela 15

Długookresowa ($k = 36$) dekompozycja wariancji dla wybranych zmiennych modelu gospodarki węgierskiej (w %)

FEVD							
	<i>s</i>	<i>d</i>	<i>i</i>	<i>e</i>	<i>imp</i>	<i>ppi</i>	<i>cpi</i>
Równanie kursu walutowego (<i>e</i>)	12	7	18	51	7	3	1
Równanie cen importu (<i>imp</i>)	4	7	11	40	31	6	1
Równanie cen producenta (<i>ppi</i>)	10	10	1	11	8	53	7
Równanie cen konsumenta (<i>cpi</i>)	7	8	3	15	3	15	48
DYVSI							
	<i>s</i>	<i>d</i>	<i>i</i>	<i>e</i>	<i>imp</i>	<i>ppi</i>	<i>cpi</i>
Równanie kursu walutowego (<i>e</i>)	25	15	38	×	15	6	2
Równanie cen importu (<i>imp</i>)	6	10	16	58	×	9	1
Równanie cen producenta (<i>ppi</i>)	21	21	2	23	17	×	15
Równanie cen konsumenta (<i>cpi</i>)	14	16	6	29	6	29	×

Źródło: obliczenia przy wykorzystaniu programu JMulTi.

Exchange rate channel effectiveness and pass-through effect in emerging economies: the case of Poland, the Czech Republic and Hungary

Abstract

The aim of this paper is a comparative analysis of the exchange rate pass-through and the role of exchange rate channel in CEE-3 countries (Poland, Czech Republic, Hungary), as well as an identification of the factors responsible for the different impact of exchange rate fluctuations on inflation in the considered economies. The study was conducted using structural vector autoregression models (SVAR). The problem of the interest rate channel effectiveness in emerging economies has been discussed in the context of common movement of their exchange rates due to the global factors and the popularity of carry trade transactions. The analysis have taken into account the structural factors that differentiate the analysed countries: the effectiveness of the disinflation process, the degree of openness of the economy, the size of the currency market and the exchange rate volatility. The potential asymmetry and non-linearity of the pass-through effect, as well as its dependence on the business cycle phase remain an open question.

Keywords: inflation, exchange rate, pass-through, SVAR

