

GOSPODARKA NARODOWA

6
(280)
Rok LXXXV/XXVI
listopad–grudzień
2015
s. 29–49

Piotr KARP*

Asymetryczny wpływ zmian kursu walutowego na gospodarkę Polski¹

Streszczenie: Celem artykułu jest analiza odmienności reakcji gospodarki Polski w zależności od zmian kursu walutowego wywołujących aprecjację lub deprecjację złotego względem euro. Cechą charakterystyczną gospodarek otwartych o małej i średniej wielkości, do których zalicza się również Polska, jest duża wrażliwość na oddziaływanie wielu egzogenicznych szoku. Wahania kursu walutowego są impulsami, które silnie oddziałują na wymianę zagraniczną, poziom cen i funkcjonowanie całego systemu ekonomicznego. Ze względu na złożoność relacji między zmiennymi ekonomicznymi, przeprowadzenie właściwych analiz symulacyjnych możliwe jest jedynie na kompletnym modelu makroekonometrycznym. W tej roli wykorzystany został miesięczny model WM-1, który w swej strukturze zawiera również asymetryczne równania postaci TECM. W dwóch symulacjach przyjęto założenie o utrzymujących się przez trzy miesiące egzogenicznych symetrycznych szokach wpływających bezpośrednio na aprecjację i deprecjację kursu walutowego. Wprowadzone zaburzenia powodują uruchomienie mnożnika kursowego i w konsekwencji reakcję wszystkich zmiennych makroekonomicznych. W zależności od kierunku impulsu reakcja systemu ma charakter asymetryczny, zarówno pod względem siły reakcji, jak i szybkości powrotu do rozwiązania bazowego. Wyniki analiz symulacyjnych wskazują na silniejszą reakcję powodowaną aprecjacją złotego niż deprecjacją. Wprowadzone zaburzenie płynące bezpośrednio ze sfery nominalnej pobudza także zmiany procesów produkcji, inwestycji i zatrudnienia, a więc całej sfery realnej, i utrzymują się przez okres znacznie dłuższy niż okres oddziaływania samego impulsu.

Słowa kluczowe: kurs walutowy, progowe modele korekty błędem, asymetryczność reakcji, analizy symulacyjne

Kody klasyfikacji JEL: C51, C53, F31

Artykuł nadesłany 23 maja 2015 r., zaakceptowany 18 listopada 2015 r.

* Uniwersytet Łódzki, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych; e-mail: emfpik@uni.lodz.pl

¹ Badania zostały sfinansowane z grantu Maestro 4 DEC-2013/08/A/HS4/00612.

Wstęp

Kurs walutowy i mechanizmy wpływające na jego zmiany są przedmiotem ciągłego zainteresowania. Wiele różnych hipotez ekonomicznych tłumaczących kształtowanie się kursów walutowych oraz ich kombinacji stało się przedmiotem empirycznych weryfikacji, były to m.in. modele parytetu siły nabywczej walut PPP (*purchasing power parity*, por. Cassel [1928]), fundamentalnego kursu równowagi FEER (*fundamental equilibrium exchange rate*, por. Williamson [1983]), uwzględniający wpływ przepływu kapitałów na kurs równowagi CHEER (*capital enhanced equilibrium exchange rate*, por. Juselius [1995, s. 211–240]), behawioralnego kursu równowagi BEER (*behavioral equilibrium exchange rate*, por. Clark, MacDonald [1998]).

Gospodarka Polski, jak wiele innych otwartych gospodarek średniej wielkości, narażona jest na oddziaływanie egzogenicznych szoków. Odpowiedź ze strony długo- i krótkookresowych mechanizmów stabilizacyjnych jest asymetryczna i zależy od tego, jaki charakter mają te szoki. Kwantyfikacja odpowiednich efektów możliwa jest w ramach progowych modeli korekty błędem (*threshold error correction model*, TECM).

W artykule analizowane są skutki aprecjacji i deprecjacji kursu walutowego złotego względem euro (PLN/EUR). Pojawienie się takiego impulsu powoduje uruchomienie mnożnika kursowego i reakcję całej gospodarki, czego rezultaty mają charakter dynamiczny i rozciągają się w czasie. Takie efekty mogą być analizowane jedynie za pomocą makromodelu całej gospodarki narodowej. Prezentowane analizy symulacyjne zostały przeprowadzone na miesięcznym modelu WM-1 (por. Welfe, Karp [2015]).

Asymetryczny model kursu walutowego

Kurs walutowy generowany jest przez niestacjonarny proces stochastyczny. Dostosowywanie relacji cen dóbr krajowych do cen zagranicznych i zachowanie równowagi długookresowej na rynku towarów wymiennych, który wynika z hipotezy parytetu siły nabywczej walut (PPP), nie uwzględnia wielu dodatkowych czynników determinujących kurs walutowy. Realny kurs walutowy definiuje tożsamość (por. Kęłowski, Welfe [2012, s. 1473–1482], Kelm [2013]):

$$q_t = ex_t - p_t + pf_t, \quad (1)$$

gdzie ex_t oznacza nominalny kurs walutowy (małe litery oznaczają logarytmy naturalne zmiennych), p_t i pf_t – indeksy cen dóbr krajowych i pochodzących z zagranicy.

Przepływy kapitałów determinowane są wieloma zmiennymi związanymi z procesami finansowymi zachodzącymi w skali międzynarodowej (pożyczki i lokaty, bezpośrednie inwestycje zagraniczne, dochody i zyski osiągane za granicą, kapitały spekulacyjne itp.). Jeśli w wyniku swobodnego przepływu

kapitałów między krajami niemożliwy jest arbitraż na rynku walutowym, to zachodzi tzw. reguła ubezpieczonego parytetu stóp procentowych:

$$\frac{\Delta_m ex}{m} = i_t^m - if_t^m, \quad (2)$$

gdzie i_t^m i if_t^m oznaczają poziomy stóp procentowych w horyzoncie m odpowiednio w kraju i zagranicą. W rzeczywistości jednak przyszły poziom kursu walutowego jest nieznanym, a decyzje inwestycyjne pociągają za sobą ryzyko, co prowadzi do reguły nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych:

$$\frac{E(ex_{t+m}) - ex_t}{m} = i_t^m - if_t^m + E(rp_{t+m}), \quad (3)$$

gdzie rp_{t+m} oznacza premię za ryzyko związaną z odchyleniem przyszłego poziomu kursu walutowego od jego wartości oczekiwanej determinowanej reakcją cen krajowych i zagranicznych.

Połączenie parytetu siły nabywczej walut i nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych prowadzi do uogólnionego modelu CHEER (por. Juselius [1995, s. 211–240]):

$$ex_t - p_t + pf_t = i_t - if_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

gdzie ε_t oznacza stacjonarny składnik losowy związany z oczekiwanym ryzykiem.

Rozszerzenia modelu CHEER prowadzą do włączenia struktury terminowej stóp procentowych oraz parytetu realnych stóp procentowych (por. Juselius, MacDonald [2003; 2004, s. 17–34; 2006], Kęłowski, Welfe [2010, s. 1385–1397; 2012, s. 1473–1482], Kelm [2013]). Uwzględnienie wpływu długookresowych i krótkookresowych stóp procentowych na kurs realny prowadzi do modelu postaci:

$$q_t = \varphi_1(i_t^L - if_t^L) + \varphi_2(i_t^S - if_t^S) + \varepsilon_t, \quad (5)$$

gdzie i_t^L i if_t^L – oznaczają długookresowe stopy procentowe w kraju i zagranicą, i_t^S i if_t^S – oznaczają odpowiednie krótkookresowe stopy procentowe, φ_1 i φ_2 – parametry dostosowań. Badania empiryczne prowadzone dla kursu PLN/EUR wskazują na wyraźny wpływ jedynie długookresowych stóp procentowych, czyli $\varphi_2 \approx 0$ (por. Kęłowski, Welfe [2012, s. 1473–1482], *Analiza...* [2013]).

Zgodnie z dekompozycją Fishera realne stopy procentowe w kraju i zagranicą są funkcją odpowiednio nominalnych stóp procentowych i oczekiwanej inflacji:

$$r_t = i_t^L - E(\Delta p_t), \quad (6a)$$

$$rf_t = if_t^L - E(\Delta pf_t). \quad (6b)$$

Przy założeniu racjonalnych oczekiwań inflacyjnych w modelu CHEER realny kurs walutowy można uzależnić od parytetu realnych nieubezpieczonych długookresowych stóp procentowych (RIP):

$$q_t = \varphi_1((i_t^L - \Delta p_t) - (if_t^L - \Delta pf_t)) + \varepsilon_t. \quad (7)$$

Natomiast uwzględnienie premii za ryzyko, w postaci wyceny opcji na niewypłacalność kredytobiorcy (CDS), prowadzi do modelu CHEER parytetu bezryzykownych realnych długookresowych stóp procentowych. Stanowi to przybliżenie modelu parytetu ubezpieczonych stóp procentowych (por. Kęłowski, Welfe [2012, s. 1473–1482], Welfe, [2013]):

$$q_t = \varphi_1((i_t^L - \Delta p_t - c_t) - (if_t^L - \Delta pf_t - cf_t)) + \varepsilon_t, \quad (8)$$

gdzie c_t i cf_t – cena opcji na niewypłacalność kraju i kraju (obszaru) referencyjnego.

Model CHEER nie wyjaśnia wszystkich mechanizmów identyfikowanych w analizach teoretycznych. Hipoteza BEER dodatkowo uwzględnia wpływ czynników podażowych, popytowych i *terms of trade* (np. efekt Balassy-Samuelsona, por. Kelm [2013]).

W konstruowanym modelu oddziaływanie czynników podażowych i popytowych ograniczono jedynie do uwzględnienia wpływu międzynarodowej pozycji inwestycyjnej (MPI). Saldo obrotów bieżących informuje, czy kraj jest wierzycielem, czy dłużnikiem netto. Wzrost międzynarodowej pozycji inwestycyjnej oznacza zmianę salda obrotów bieżących bilansu płatniczego związaną z wzrostem zadłużenia Polski wobec wierzycieli zagranicznych, co powoduje aprecjację złotego. Ostatecznie postać modelu można zapisać następująco:

$$q_t = \varphi_1((i_t^L - \Delta p_t - c_t) - (if_t^L - \Delta pf_t - cf_t)) + \varphi_3 na_t + \varepsilon_t, \quad (9)$$

gdzie na_t – międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski.

W gospodarce dość powszechnie występują dostosowania asymetryczne wynikające z różnic w sile i kierunku reakcji podmiotów ekonomicznych na zmiany instrumentów. Także w przypadku kursu PLN/EUR można oczekiwać asymetrycznych reakcji na zmiany realnych stóp procentowych lub międzynarodowej pozycji inwestycyjnej Polski. Konstrukcja modeli progowych umożliwia weryfikację właściwych hipotez.

Można wyróżnić dwa główne typy asymetrii. Pierwszy dotyczy szybkości dostosowań do trajektorii równowagi (asymetria długookresowa), a drugi reakcji na zmiany poziomów zmiennych ekonomicznych (asymetria krótkookresowa). Obie hipotezy mogą być badane przy wykorzystaniu progowego modelu korekty błędem TECM (por. Enders, Granger [1998, s. 304–311], Enders, Siklos [2001, s. 166–177], Leszkiewicz-Kędzior, Welfe [2014, s. 105–127]), który można zapisać następująco:

$$\Delta y_{it} = \alpha^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^+ + \alpha^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^- + \sum_{s=1}^S \gamma_{1s}^+ \Delta y_{1,t-s}^+ + \sum_{s=1}^S \gamma_{1s}^- \Delta y_{1,t-s}^- + \sum_{m=2}^M \sum_{s=0}^S \gamma_{ms}^+ \Delta y_{m,t-s}^+ + \sum_{m=2}^M \sum_{s=0}^S \gamma_{ms}^- \Delta y_{m,t-s}^- + \mu_t, \quad (10)$$

gdzie $\hat{\varepsilon}_t = y_{it} - \hat{y}_{it}$ oznacza reszty regresji relacji długookresowej pierwszego kroku metody Engele'a i Grangera uporządkowanych względem proggu τ : $\hat{\varepsilon}_t^+ = \hat{\varepsilon}_t$ gdy $\hat{\varepsilon}_t > \tau$, $\hat{\varepsilon}_t^- = -\hat{\varepsilon}_t$ gdy $\hat{\varepsilon}_t \leq \tau$. Parametry α^+ i α^- mierzą szybkość dostosowań odpowiednio z góry i dołu do trajektorii długookresowej. Krótkookresowy wpływ zmiennych w reakcji na ich wzrost $\Delta y_{m,t-s}^+ = \Delta y_{m,t-s}$, gdy $\Delta y_{m,t-s} > 0$ lub spadek $\Delta y_{m,t-s}^- = \Delta y_{m,t-s}$, gdy $\Delta y_{m,t-s} \leq 0$ mierzą odpowiednio parametry γ_{ms}^+ i γ_{ms}^- . Hipotezy o braku asymetrycznych reakcji dostosowań długookresowych $\alpha^+ = \alpha^-$, krótkookresowych $\gamma_{ms}^+ = \gamma_{ms}^-$ i skumulowanych efektów krótkookresowych $\sum_{s=0}^S \gamma_{ms}^+ = \sum_{s=0}^S \gamma_{ms}^-$ weryfikowane są za pomocą testu Walda.

Wartość τ wyznaczona jest z progowego modelu autoregresyjnego (M-TAR) postaci:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho^+ \hat{\varepsilon}_t^+ + \rho^- \hat{\varepsilon}_t^- + \sum_{s=1}^S \theta_s \Delta \hat{\varepsilon}_{t-s} + \vartheta_t, \quad (11)$$

gdzie $\vartheta_t \sim IID(0, \sigma_\vartheta^2)$.

Zgodnie z procedurą Chana, parametry modelu (11) szacowane są sekwencyjnie dla każdej wielkości progowej równej kolejnym realizacjom $\hat{\varepsilon}_t$ z przedziału między 15 a 85 percentylem (por. Chan [1993, s. 520–533], Enders, Siklos [2001, s. 166–177]). Za τ przyjmowana jest wartość progowa z modelu, dla którego suma kwadratów reszt ϑ_t jest najmniejsza. Model (11) wykorzystywany jest również do testowania hipotezy o występowaniu mechanizmu progowego w modelu ECM (por. Enders, Granger [1998, s. 304–311], Enders, Siklos [2001, s. 166–177], Leszkiewicz-Kędzior, Welfe [2014, s. 105–127]).

Zgodnie z hipotezami, które wyraża model (9), w relacji kointegrującej kurs walutowy jest funkcją parytetu siły nabywczej walut, parytetu bezryzykownych długookresowych realnych stóp procentowych oraz międzynarodowej pozycji inwestycyjnej Polski (w relacji do popytu krajowego²). Za kraj referencyjny przyjęto gospodarkę Niemiec, co podyktowane było dwoma czynnikami. Po pierwsze, wymiana handlowa z gospodarką niemiecką stanowi największy udział w wymianie handlowej Polski. Po drugie, zdecydowała o tym dostępność danych o cenach opcji na niewypłacalność kredytobiorcy, których brak jest dla ogółu krajów strefy euro, a są publikowane dla rządu niemieckiego.

² Międzynarodowa pozycja inwestycyjna odnoszona jest do popytu krajowego, jako miary rozwoju gospodarczego w celu zachowania poprawnych własności symulacyjnych modelu WM-1.

Wyniki estymacji relacji kointegrującej potwierdzają wcześniej formułowane hipotezy:

$$ex = p - pd - 2,02((I - C - \Delta p) - (ID - CD - \Delta pd)) - 0,10 (na - fc) + \\ + dummies^3, \quad (12)$$

gdzie ex oznacza nominalny kurs PLN/EUR, p i pd – indeksy cen dóbr konsumpcyjnych odpowiednio w Polsce i Niemczech, I i ID – miesięczne długookresowe nominalne stopy procentowe w Polsce i Niemczech, C i CD – indeksy opcji na niewypłacalność Polski i Niemiec, na – międzynarodowa pozycja inwestycyjna Polski, fc – popyt krajowy, $dummies$ – zmienne sztuczne.

W równaniu krótkookresowym pozytywnie zweryfikowano hipotezę o asymetrii dostosowań relacji długookresowej (w nawiasach pod oszacowaniami parametrów znajdują się wartości statystyki t):

$$\Delta ex = -0,32 \hat{\varepsilon}_{t-1}^+ \quad -0,16 \hat{\varepsilon}_{t-1}^- \quad -2,86 \Delta I_{t-1}^- \quad +0,07 \Delta C_t^+ \quad -0,62 \Delta (na_t - fc_t)^+ + \\ (-4,64) \quad (-2,52) \quad (-2,00) \quad (4,64) \quad (-5,56) \\ -0,44 \Delta (na_{t-2} - fc_{t-2})^- + dummies \quad (13) \\ (-2,36)$$

$$R^2 = 0,60, \tau = 0,046.$$

W relacji krótkookresowej tylko kilka zmiennych istotnie determinuje zmiany kursu walutowego. We wszystkich przypadkach pozytywnie zweryfikowano hipotezy o asymetrii krótkookresowej.

Odchylenia kursu walutowego od trajektorii równowagi powyżej oszacowanego progu $\tau = 0,046$ wywołują dwukrotnie silniejsze dostosowania ($\alpha^+ = -0,32$) niż w przypadku, gdy odchylenia są poniżej progu ($\alpha^- = -0,16$). W dostosowaniach krótkookresowych znacznie mocniejszy efekt asymetrii reakcji kursu walutowego związany jest z wzrostem międzynarodowej pozycji inwestycyjnej Polski w relacji do popytu finalnego ($\gamma_{20}^+ = -0,62$). Natomiast obniżenie pozycji inwestycyjnej Polski oddziałuje słabiej na deprecjację złotego, a efekt obserwowalny jest z dwumiesięcznym opóźnieniem $\gamma_{22}^- = -0,44$. Oznacza to silniejszy efekt aprecjacji złotego wywołany napływem aktywów zagranicznych, co częściowo może być związane z większym zaufaniem inwestorów do Polski i napływem długoterminowych aktywów inwestycyjnych. Reakcje krótkookresowe wahań stóp procentowych i indeksu opcji na niewypłacalności Polski wskazują ich jednokierunkowy wpływ. Zarówno spadek stóp procentowych, z jednookresowym opóźnieniem, jak i wzrost indeksu opcji na niewypłacalność powodują odpływ kapitałów zagranicznych i wzrost kursu nominalnego.

³ Zmienne zerowejedynkowe korygujące nietypowe odchylenia kursu walutowego w okresach związanych z kryzysem finansowym.

Model WM-1

Makroekonometryczny miesięczny model gospodarki Polski WM-1 (por. Welfe, Karp [2015]) strukturą nawiązuje do serii modeli kwartalnych konstruowanych w Katedrze Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego (por. *Analiza...* [2013]; Welfe, Karp, Kęłbowski [2006]; Welfe, Karp, Kelm [2002]). Model jest zorientowany popytowo i kwantyfikuje funkcjonowanie wszystkich najważniejszych sprzężeń występujących w gospodarkach rynkowych (mnożnik konsumpcyjny, mnożnik fiskalny, akcelerator, pętla inflacyjna, sprzężenie kursowe). Poza najważniejszymi makroekonomicznymi agregatami zmienne związane ze sferą wytwarzania (zatrudnienie, płace, wydajność, wartość dodana) zostały zdezagregowane na cztery sektory: przemysł, budownictwo, usługi rynkowe i usługi nierynkowe.

Model WM-1 jest systemem średnich rozmiarów, gdyż składa się ze 155 równań, z których 77 to równania stochastyczne. Blok równań łączniewspółzależnych zawiera 84 zmienne z czego aż 10 są to zmienne osiowe. Świadczy to o dużej liczbie sprzężeń jednoczesnych i bardzo złożonej strukturze systemu. Jest to model kompletny i w ramach przyjętych założeń w pełni opisuje funkcjonowanie gospodarki, czego dowodzi liczba jedynie 19 zmiennych egzogenicznych. Wszystkie zmienne egzogeniczne zaliczają się do kategorii, na które bieżąca sytuacja ekonomiczna Polski ma marginalny wpływ (np. popyt zagraniczny, kurs euro/dolar, podaź pracy) lub są to instrumenty polityki gospodarczej (np. stopy podatkowe, udział deficytu budżetowego w PKB).

Dane miesięczne pochodzą z publikacji Głównego Urzędu Statystycznego i Narodowego Banku Polskiego i dotyczą okresu od początku 2000 roku do końca 2013 roku. W przypadku braku danych miesięcznych posłużono się danymi kwartalnymi, które interpolowano do danych miesięcznych. Szeregi czasowe wykorzystane do estymacji parametrów zostały poddane procesowi odsezonowywania procedurą TRAMO-SEATS.

Procesy stochastyczne generujące zmienne wykorzystywane w modelu okazały się niestacjonarne, dlatego większość równań ma postać korekty błędem (ECM), w których zmienne wyrażone są w logarytmach naturalnych. Jedynie w przypadku wybranych równań przejść, w których nie było uzasadnienia ekonomicznego do wprowadzania dynamiki zastosowano postać statyczną. Ze względu na rozmiar systemu parametry poszczególnych równań były estymowane niezależnie dwustopniową metodą Engle'a i Grangera. Dekompozycja zmienności na część długookresową i krótkookresową umożliwiła testowanie hipotez odpowiadających postulatam formułowanym na gruncie teorii ekonomii (por. Majsterek [2008]). Najczęściej były to restrykcyjne dotyczące jednostkowych elastyczności lub homogeniczności rzędu pierwszego odpowiednich funkcji (por. Grabowski, Welfe [2010, s. 782–784]).

Konstrukcja modelu odzwierciedla przekonanie, że gospodarka Polski jest zorientowana popytowo. W konsekwencji założono, że nie występują ograniczenia podażowe, a w gospodarce występują wolne moce produkcyjne. Główną determinantą jest popyt i to on decyduje o wielkości produkcji, inwestycji,

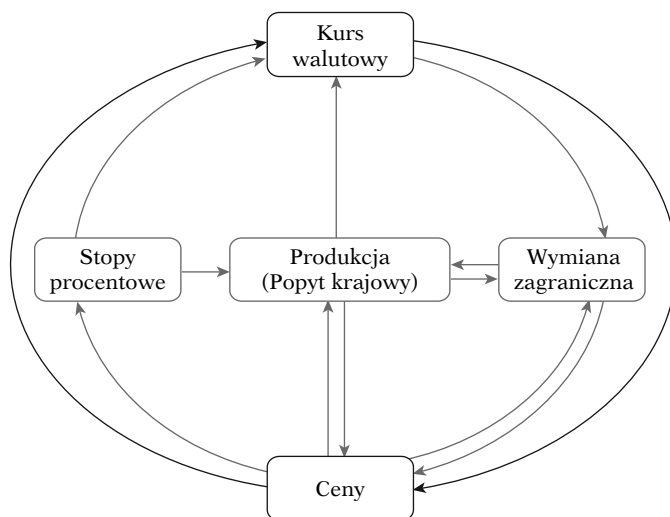
wymiany z zagranicą, zatrudnienia i spożycia. Wpłynęło to na specyfikację głównych równań. W przypadku równań wartości dodanej w poszczególnych sektorach oraz popytu na dobra importowane w relacjach długookresowych przyjęto elastyczności wynikające ze struktury popytu opisanej macierzą przepływów międzygałęziowych dla gospodarki Polski z 2010 roku. Udało się również pozytywnie zweryfikować hipotezy dotyczące asymetrycznych reakcji na zmiany zachodzące w gospodarce. W przypadku kursu walutowego, równania nakładów inwestycyjnych oraz równań rynkowych stóp procentowych uwzględniono asymetrię reakcji i dostosowań do relacji długo- i krótkookresowej.

Konstrukcja modelu i badanie jego właściwości było zgodne z procedurą budowy modeli wielorównaniowych (por. Welfe [2009]). Prawidłowe funkcjonowanie modelu zostało potwierdzone licznymi analizami symulacyjnymi i scenariuszowymi.

Sprężenie kursowe modelu WM-1

Zwiększający się poziom wymiany zagranicznej powoduje, że gospodarka Polski jest silnie wrażliwa na wahania kursu walutowego, którego zmiany uruchamiają sprzężenie kursowe (por. rysunek 1) i reakcję całego systemu. Kurs walutowy wpływa bezpośrednio na ceny dóbr importowanych, które determinują wielkość jednostkowych kosztów importu zaopatrzeniowego, jednego z elementów implikujących zmiany deflatora wartości dodanej. Z kolei deflator wartości dodanej wpływa na ceny w całej gospodarce, poziom stóp procentowych oraz pośrednio na kurs walutowy.

Rysunek 1. Sprężenie kursowe modelu WM-1



Źródło: opracowanie własne.

Kurs walutowy i reakcje sfery nominalnej determinują funkcjonowanie wszystkich realnych procesów gospodarczych. Eksport i import wpływają na wielkość produkcji, zmiany na rynku pracy, poziom wynagrodzeń i dochodów, które z kolei oddziałują na składniki krajowego popytu finalnego i funkcjonowanie państwa (opisanego w modelu równaniami dochodów i wydatków budżetowych).

W modelu WM-1 kurs walutowy jest zdefiniowany jako PLN/EUR, zaś kurs złotego do dolara amerykańskiego wyznaczany jest tożsamościowo z relacji euro do dolara (zmienna egzogeniczna).

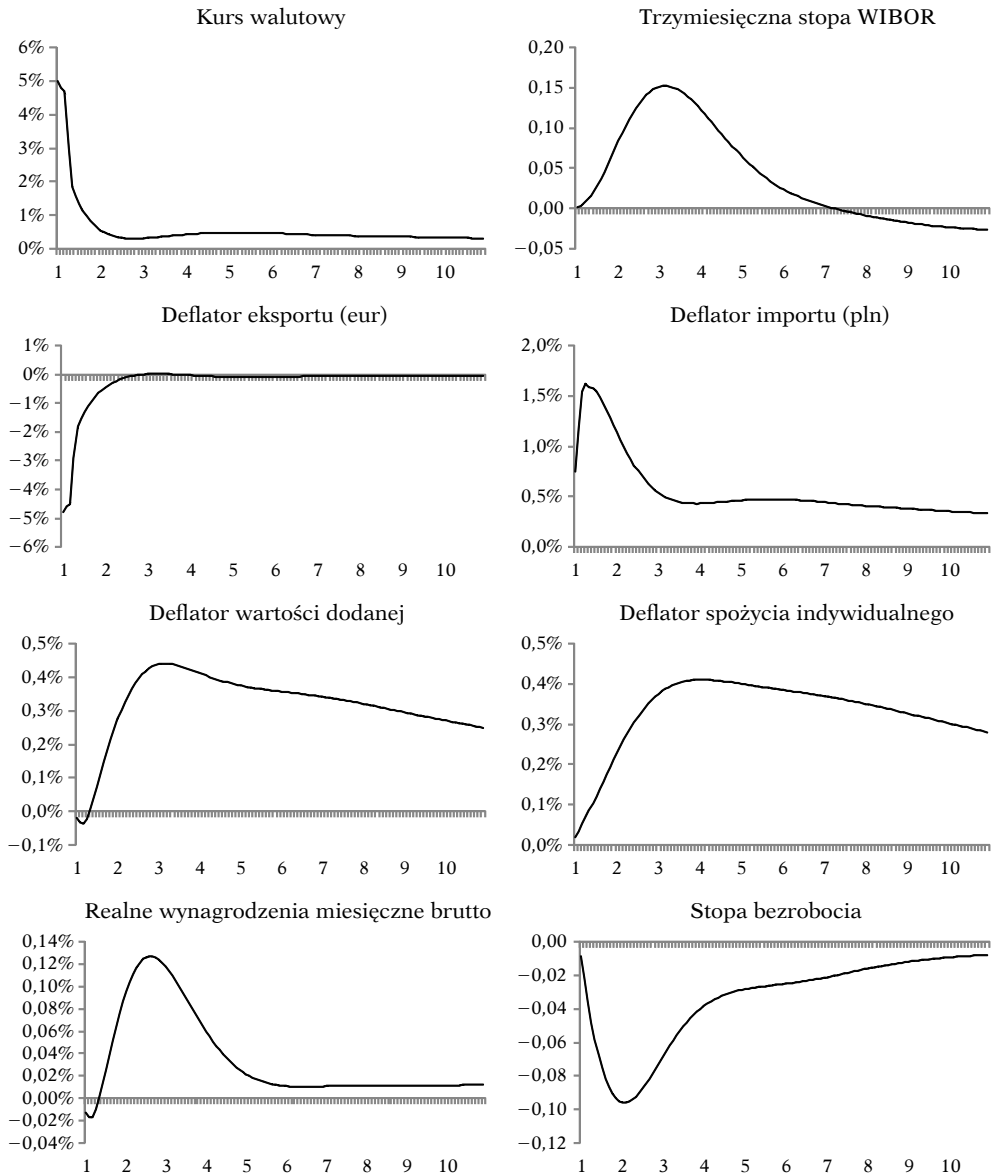
Wyniki analiz

Zaprezentowane wyniki analiz odnoszą się do krótkookresowej aprecjacji i deprecjacji kursu walutowego, które potencjalnie mogą być skutkiem interwencji na rynku walutowym, zmiany sytuacji w regionie lub zmian na rynkach finansowych niezwiązanych bezpośrednio z Polską. Zaburzenie wprowadzono poprzez korektę wyrazu wolnego w równaniu kursu walutowego.

Ze względu na asymetryczne reakcje gospodarki Polski, których efekty można analizować za pomocą modelu WM-1, przeprowadzono dwie symulacje. W pierwszej symulacji wprowadzone zaburzenie wywołuje deprecjację złotego wobec euro, a w drugiej aprecjację. W obu przypadkach wprowadzono taką samą, co do wartości bezwzględnej, wielkość zaburzenia (5%) kursu PLN/EUR podtrzymanego przez okres 3 miesięcy. Ze względu na historyczną zmienność kursu walutowego wielkość zaburzenia jest prawdopodobna, co ułatwia interpretację otrzymanych rezultatów. Również trzymiesięczny okres wprowadzonego zaburzenia pozwala na analizę zarówno efektów impulsowych, jak i częściowo podtrzymanych, jednak na tyle krótkich, aby nie imitowały reakcji trwałych, których utrzymanie musiałoby wiązać się z dodatkowymi działaniami bądź kosztami. Symulację przeprowadzono poza okresem próby w horyzoncie dziesięcioletnim. Wyniki przedstawiono w postaci odchyleń procentowych lub bezwzględnych odniesionych do symulacji bazowej modelu WM-1 będącej prognozą zamrożoną na ten sam okres.

Wzrost kursu PLN/EUR wpływając bezpośrednio na wymianę z zagranicą wywołuje zmianę relacji cenowych dóbr eksportowanych i importowanych. W stosunku do pierwotnego impulsu deprecjacja złotego osłabia się o kolejne 0,3% w trzecim miesiącu (okresie) symulacji (por. rysunek 2a–2b). Po wygaszeniu wprowadzonego zaburzenia, kurs walutowy zaczyna powracać na ścieżkę relacji długookresowej. Efekt zaburzenia uruchamia wiele zmian, które powodują przesunięcia do nowych poziomów równowagi wszystkich makrokategorii. Na początku drugiego roku symulacji kurs walutowy pozostaje jeszcze o 0,5% wyższy niż w symulacji bazowej, a od połowy drugiego roku stabilizuje się na poziomie o 0,3% wyższym. Zbliżona wartość utrzymuje się do końcowych okresów symulacji.

Rysunek 2a. Efekt wzrostu kursu walutowego o 5% przez okres trzech miesięcy

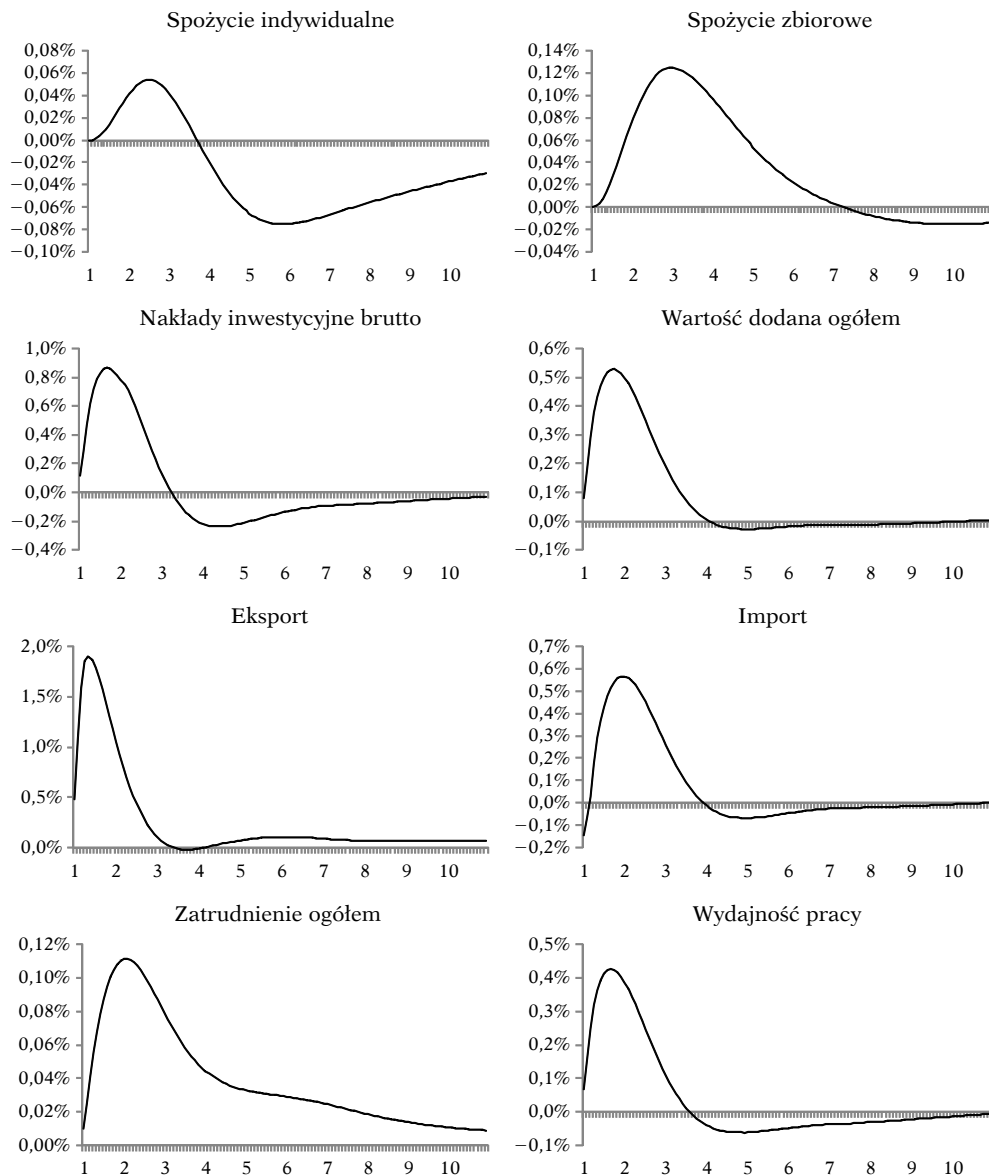


Źródło: opracowanie własne.

W wyniku zaburzenia następuje poprawa konkurencyjności cenowej dóbr krajowych na rynkach zagranicznych i w konsekwencji wzrost popytu na dobra eksportowane o 0,5% już w pierwszym okresie symulacji, a po siedmiu okresach sięga nawet 1,8%. Wygaśnięcie zaburzenia uruchamia reakcje dostosowawcze i powrót do pierwotnej relacji długookresowej, jednak w pobudzonej

gospodarce pozytywne efekty obserwowane są jeszcze przez kilka lat. Po trzech latach eksport równy jest wielkości z symulacji bazowej, po czym ponownie rośnie i w kolejnych okresach różnice wahają się od 0,04% do 0,1%.

Rysunek 2b. Efekt wzrostu kursu walutowego o 5% przez okres trzech miesięcy



Źródło: opracowanie własne.

Impuls popytowy ze strony eksportu oddziałuje na wzrost produkcji wszystkich sektorów gospodarki. Siła reakcji zależna jest od transmisji popytu na produkty poszczególnych sektorów. Najszybciej i najmocniej rośnie produkcja przemysłowa, której maksymalny 0,8% wzrost obserwowany jest w końcowych okresach pierwszego roku symulacji. Podobnie pod koniec pierwszego roku wartość dodana w usługach rynkowych odchyła się maksymalnie od prognozy bazowej realnej o 0,5%. Słabsza reakcja dotyczy wartości dodanej sektora usług nierynkowych, który silnie zależy od dochodów budżetu państwa i popytu zbiorowego. Największe odchylenie wynosi niecałe 0,1% i pojawia się dopiero po ponad trzech latach od wygaśnięcia zaburzenia kursu walutowego. Znacznie szybciej i mocniej reaguje wartość dodana w budownictwie, która odchyła się od pierwotnego poziomu o ponad 0,6% w połowie drugiego roku. Wzrost wartości dodanej w budownictwie wywołany jest głównie zwiększeniem nakładów inwestycyjnych brutto, jako odpowiedzi na przyrost zapotrzebowania na rozbudowę potencjału produkcyjnego.

Zwiększenie mocy wytwórczych będące odpowiedzią na rosnący popyt wywołuje również wzrost zatrudnienia, które w przypadku braku zmian liczby aktywnych zawodowo powoduje spadek stopy bezrobocia o ponad 0,1 p.p. już na początku drugiego roku symulacji. W poszczególnych sektorach zatrudnienie rośnie w innych proporcjach niż popyt na produkcję danego sektora. Największy 0,2% wzrost zatrudnienia zauważalny jest w sektorze usług rynkowych i niewiele niższy bo 0,18% w budownictwie. Natomiast w przemyśle, który charakteryzuje się największą kapitałochłonnością, pomimo wyższego wzrostu produkcji w relacji do innych sektorów, popyt na zatrudnionych rośnie jedynie o 0,07%. W sektorze usług nierynkowych zatrudnienie wzrasta jeszcze wolniej. Dopiero po około trzech latach lepszej koniunktury gospodarczej i wzrostu dochodów budżetowych, a zatem również wydatków, zatrudnienie odchyła się maksymalnie o 0,04%. W kolejnych okresach odchylenia zmniejszają się i począwszy od siódmego roku do końca symulacji zatrudnienie jest niższe niż w prognozie bazowej.

W horyzoncie symulacji zmiany zatrudnienia nie kompensują wzrostu wolumenu wartości dodanej, co powoduje zwiększenie wydajności pracy we wszystkich sektorach. Maksymalnie wydajność rośnie w usługach nierynkowych o 0,05%, w usługach rynkowych o 0,35%, w budownictwie o 0,4% i najwięcej, bo aż o 0,73% w przemyśle. Wyższa wydajność pracy oraz niższa stopa bezrobocia wywołują presję na renegotjację stawek płacowych, które w zależności od sektora w ujęciu realnym są wyższe niż w symulacji bazowej maksymalnie od 0,1% do 0,2%. Największe odchylenia obserwowane są na początku drugiego roku symulacji. W ujęciu nominalnym płace rosną jeszcze silniej, co powodowane jest wzrostem deflatora spożycia indywidualnego.

Inflacja roczna mierzona deflatorem spożycia indywidualnego jest większa o 0,02 p.p. w pierwszych trzech latach symulacji. W kolejnych okresach obniża się i od początku czwartego roku, aż do końca symulacji, inflacja jest nieznacznie niższa niż w prognozie bazowej. W konsekwencji deflator spożycia

indywidualnego odchyła się maksymalnie o ponad 0,4% i w końcowych okresach symulacji prognozy zaburzonej jest nadal o 0,3% wyższy. Jest to spowodowane w początkowym okresie wzrostem cen produktów importowanych na skutek podniesienia nominalnego kursu walutowego, a od piątego okresu symulacji również wzrostem cen produktów krajowych. Początkowy silny impuls popytowy pomimo wzrostu cen dóbr importowanych powoduje spadek kosztów jednostkowych produkcji i niewielkie obniżenie deflatora wartości dodanej o 0,03%. Ten efekt utrzymuje się przez pierwsze cztery okresy, po których wzrost wynagrodzeń i zatrudnienia powodują wzrost kosztów płacowych. Deflator wartości dodanej do końca symulacji jest wyższy niż w prognozie bazowej, a maksymalne odchylenie wynosi 0,44%.

Wyższa inflacja cen konsumpcyjnych powoduje wzrost stóp procentowych, które zwiększają się maksymalnie o 0,15 p.p. Ten impuls jest zbyt słaby, aby zwiększona skłonność do oszczędzania całkowicie osłabiła skutki wzrostu realnych dochodów gospodarstw domowych i wzrostu konsumpcji indywidualnej. Mimo to konsumpcja indywidualna rośnie znacznie wolniej niż pozostałe składniki rachunków narodowych i maksymalne odchylenie sięga prawie 0,06% w drugim roku symulacji. Maksymalne odchylenia konsumpcji zbiorowej obserwowane są kilka miesięcy później, ale rośnie ona mocniej, bo o 0,12%, co wywołane jest ogólną poprawą sytuacji fiskalnej państwa i większymi wydatkami budżetowymi.

Rosnący popyt wewnętrzny kraju powoduje wzrost zapotrzebowania na produkty importowane, które w modelu zdezagregowane są na import inwestycyjny, konsumpcyjny i zaopatrzeniowy. Oczywiście wzrost kursu walutowego wpływa na zwiększenie cen dóbr importowanych, spadek ich atrakcyjności i w konsekwencji zmniejszenie popytu. Efekt ten jest jednak słaby i krótkotrwały, gdyż większość produktów importowanych nie może być substytuowana produktami krajowymi. Najsilniejszy spadek obserwowany jest w przypadku popytu na importowane dobra inwestycyjne. Jest on niższy na początku symulacji o 0,9%, a skutki zmniejszonego popytu obserwowane są łącznie przez siedem miesięcy. Po tym okresie popyt na importowane dobra inwestycyjne rośnie nawet o 0,77% w połowie drugiego roku symulacji. W przypadku importu dóbr konsumpcyjnych popyt obniża się o 0,31%, jednak efekty cenowe powodują, iż jest on poniżej prognozy bazowej do początku drugiego roku symulacji. Zupełnie inaczej reaguje import zaopatrzeniowy, którego wolumen obniża się jedynie w pierwszym okresie symulacji. W kolejnych okresach wzrost produkcji wymusza zwiększone zapotrzebowanie na półprodukty i surowce, co przekłada się na przyrost importu zaopatrzeniowego o prawie 0,9%. Skala zmian zbliżona jest do odchylenia wartości dodanej w przemyśle.

Początkowy spadek zapotrzebowania na produkty importowane oraz silny wzrost eksportu wywołany impulsem deprecjacyjnym powodują wzrost eksportu netto w pierwszych dwóch latach symulacji. Po tym okresie zaczynają przeważać efekty wzrostu produkcji i popytu krajowego na dobra importowane, co powoduje spadek eksportu netto w relacji do prognozy bazowej.

W kolejnej symulacji wprowadzono zaburzenie spadku kursu walutowego o 5% w pierwszych trzech miesiącach analizy. Ze względu na asymetryczność reakcje różnią się, w porównaniu z poprzednią symulacją, nie tylko pod względem kierunku. Zmienne odchylają się w innych proporcjach bezwzględnych od prognozy bazowej oraz stabilizują się na nowych poziomach równowagi, do których dostosowują się z różną szybkością.

W wyniku wprowadzonego zaburzenia kurs walutowy w trzecim miesiącu symulacji jest niższy od prognozy bazowej o 5,09%. Reakcja wynika z dynamiki systemu i zależności jednoczesnych występujących w modelu, które pogłębiają aprecjację o 0,09%, czyli co do wartości bezwzględnej o 0,39%⁴ mocniej niż w przypadku deprecjacji złotego (por. rysunek 3a–3b). Po wygaśnięciu zaburzenia kurs walutowy zaczyna powracać do pierwotnej trajektorii, jednak dostosowanie jest tym razem wolniejsze. W piątym miesiącu symulacji odchylenie od prognozy bazowej wynosi jeszcze 3,66% i co do wartości bezwzględnej jest aż o 1,82% wyższe niż w przypadku deprecjacji. W kolejnych okresach różnice zmniejszają się, do około 0,1% w końcowych okresach symulacji (por. rysunek 4a–4b).

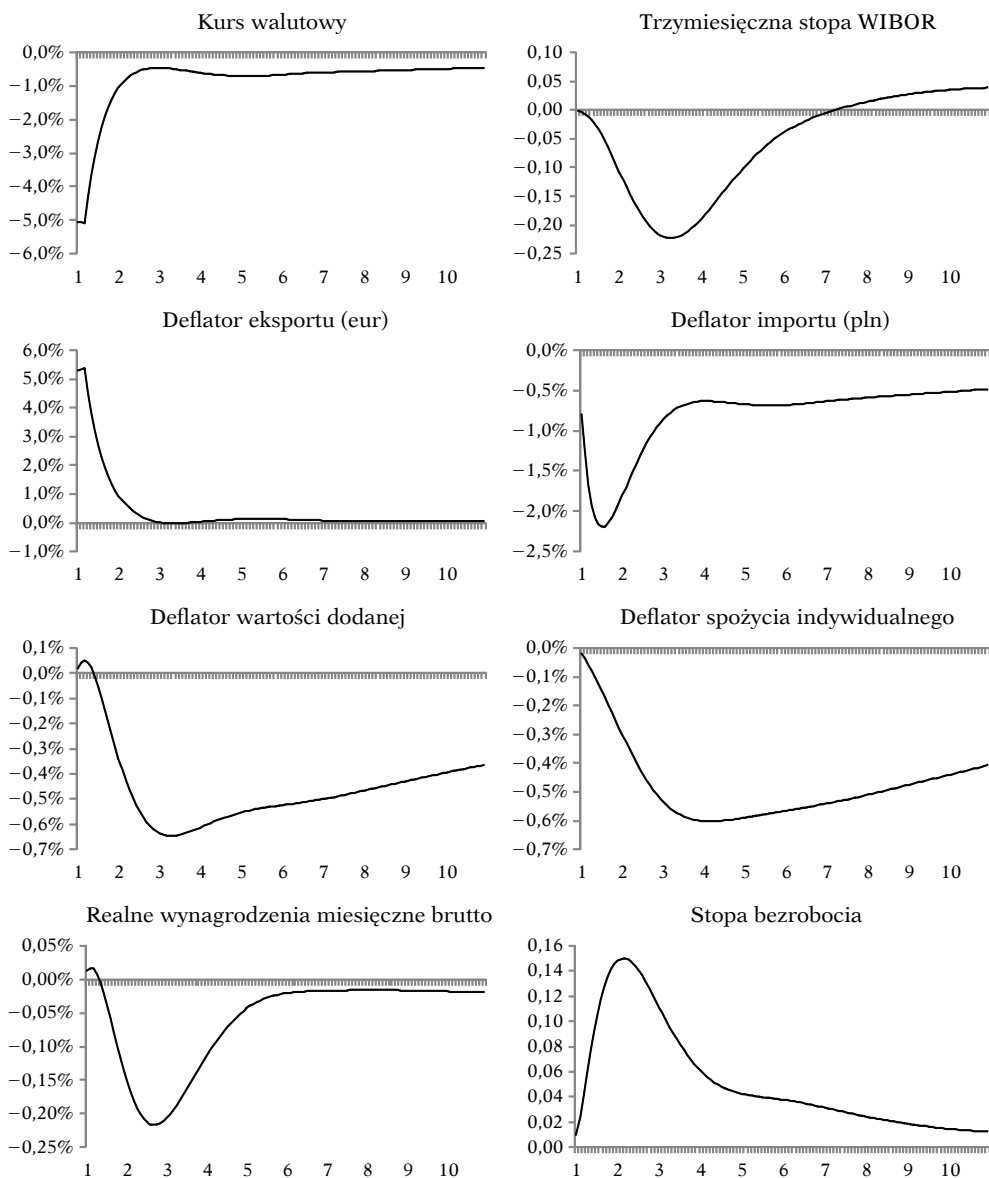
Aprecjacja złotego pociąga za sobą spadek konkurencyjności dóbr krajowych, co prowadzi do zmniejszenia eksportu w końcu pierwszego roku o prawie 2,5%. Efekt ten jest o ponad 0,8% silniejszy niż w przypadku deprecjacji. Dłużej utrzymujący się efekt aprecjacji złotego i spadku eksportu wywołuje mocniejszy spadek wartości dodanej we wszystkich sektorach gospodarki, w przemyśle o 0,52%, w budownictwie o 0,60%, w usługach rynkowych o 0,30% i najmniej, bo o 0,05% w usługach nierynkowych. Wartość dodana ogółem jest niższa maksymalnie o 0,32% na początku drugiego roku symulacji, co przekłada się na funkcjonowanie całego systemu, powodując silniejsze i dłużej utrzymujące się reakcje.

Obniżenie poziomu produkcji powoduje spadek przychodów i zmusza przedsiębiorców do 2,5% redukcji nakładów inwestycyjnych brutto. Reakcja poziomu inwestycji na spadek popytu zewnętrznego i obniżenie stopnia wykorzystania mocy produkcyjnych jest znacznie silniejsza niż w przypadku wzrostu. Największe różnice nakładów inwestycyjnych brutto w wynikach obu symulacji obserwowalne są w końcu pierwszego roku i sięgają nawet 1%, jednocześnie odchylenia powyżej 0,5% utrzymują się jeszcze przez ponad rok, co obniża popyt wewnętrzny kraju i jeszcze bardziej pogłębia negatywne skutki zmniejszenia popytu zewnętrznego. Asymetryczne reakcje nie są tak silne w przypadku pozostałych elementów krajowego popytu finalnego. Na skutek spadku kursu walutowego spożycie zbiorowe w trzecim roku symulacji jest niższe o 0,07%, niż jego wzrost w przypadku podniesienia kursu. Różnica bezwzględnego odchylenia wielkości spożycia indywidualnego w symulacjach sięga jedynie 0,04%. Asymetryczna reakcja spożycia krajowego przekłada się na powstanie 0,13-procentowej różnicy w zmianach importu konsumpcyjnego. Import inwestycyjny oraz zaopatrzeniowy charakteryzują się

⁴ Różnica modułów odchylenia wywołanego deprecjacją i aprecjacją.

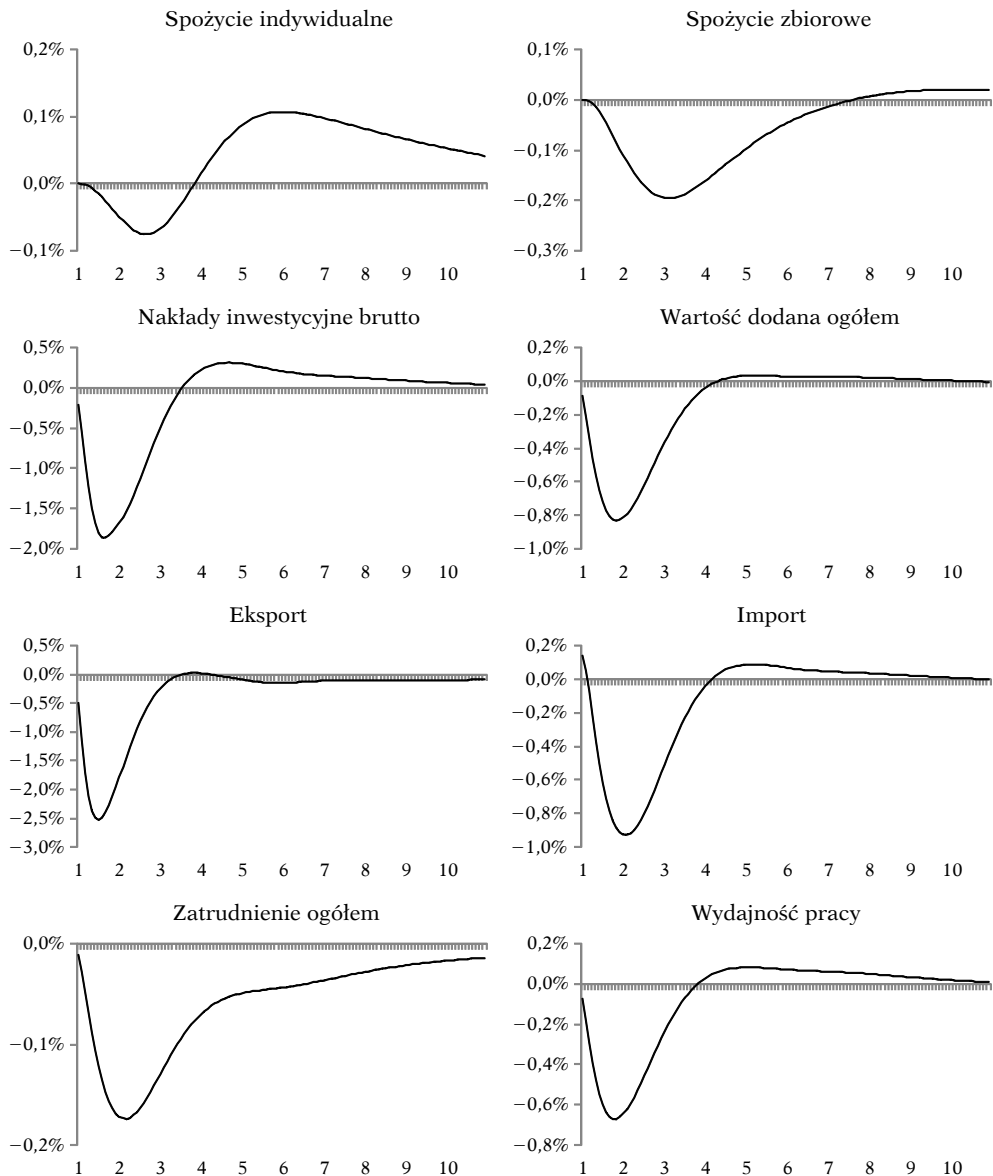
większym stopniem asymetrii. Różnice sięgają odpowiednio 0,74% i 0,48%, co jest skutkiem silnie asymetrycznych reakcji nakładów inwestycyjnych brutto i wartości dodanej. Złożenie maksymalnych odchyłeń składników importu nie następuje w tych samych okresach, dlatego różnice reakcji importu ogółem nie przekraczają 0,4%.

Rysunek 3a. Efekt spadku kursu walutowego o 5% przez okres trzech miesięcy



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3b. Efekt spadku kursu walutowego o 5% przez okres trzech miesięcy

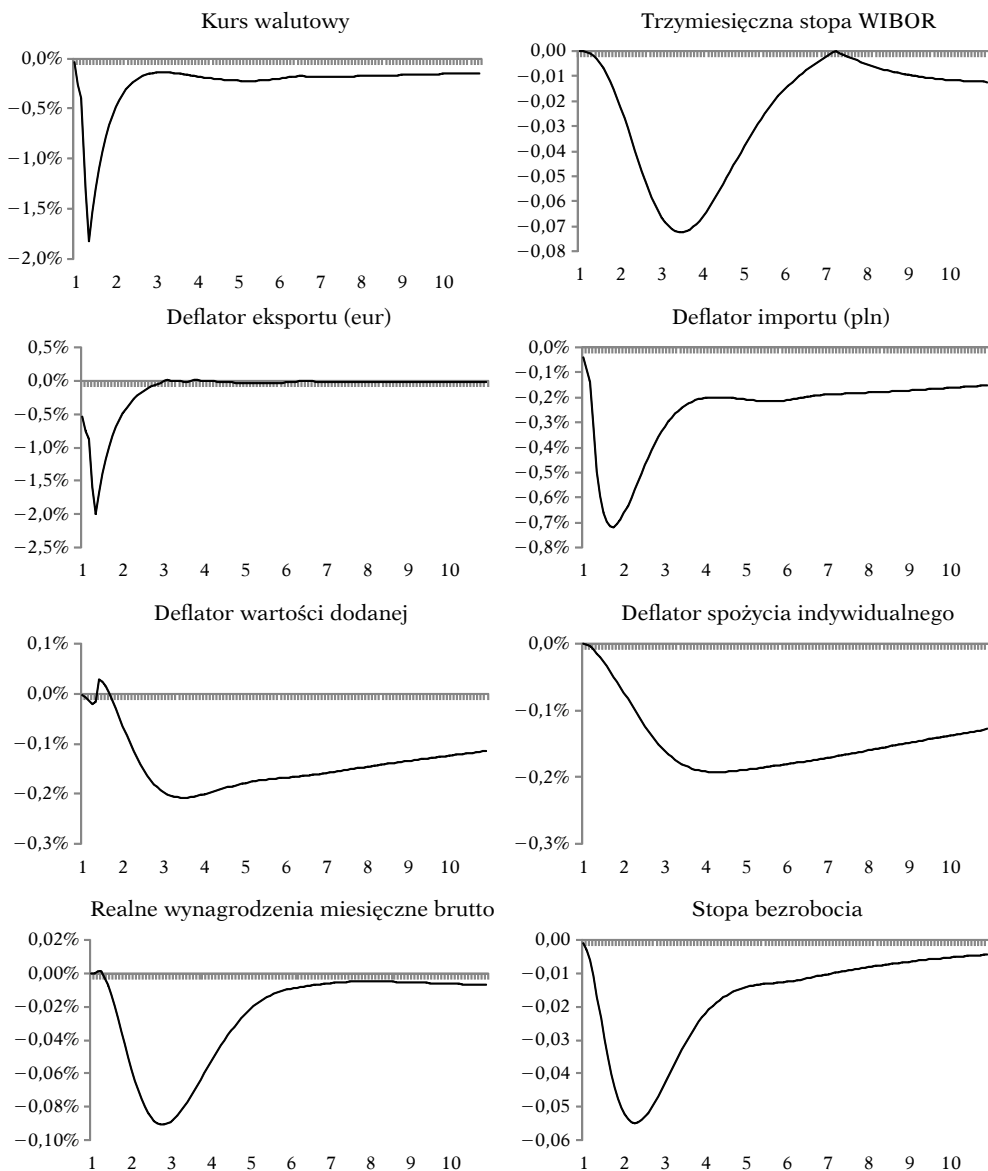


Źródło: opracowanie własne.

Spadki zatrudnienia wywołane obniżeniem kursu nominalnego są podobne do reakcji na wzrost kursu, a asymetria odchyżeń nie przekracza 0,07%. Przekłada się to na wyższy wzrost stopy bezrobocia w przypadku aprecjacji złotego, a maksymalna różnica bezwzględna wynosi 0,05 p.p. Złożenie efektów

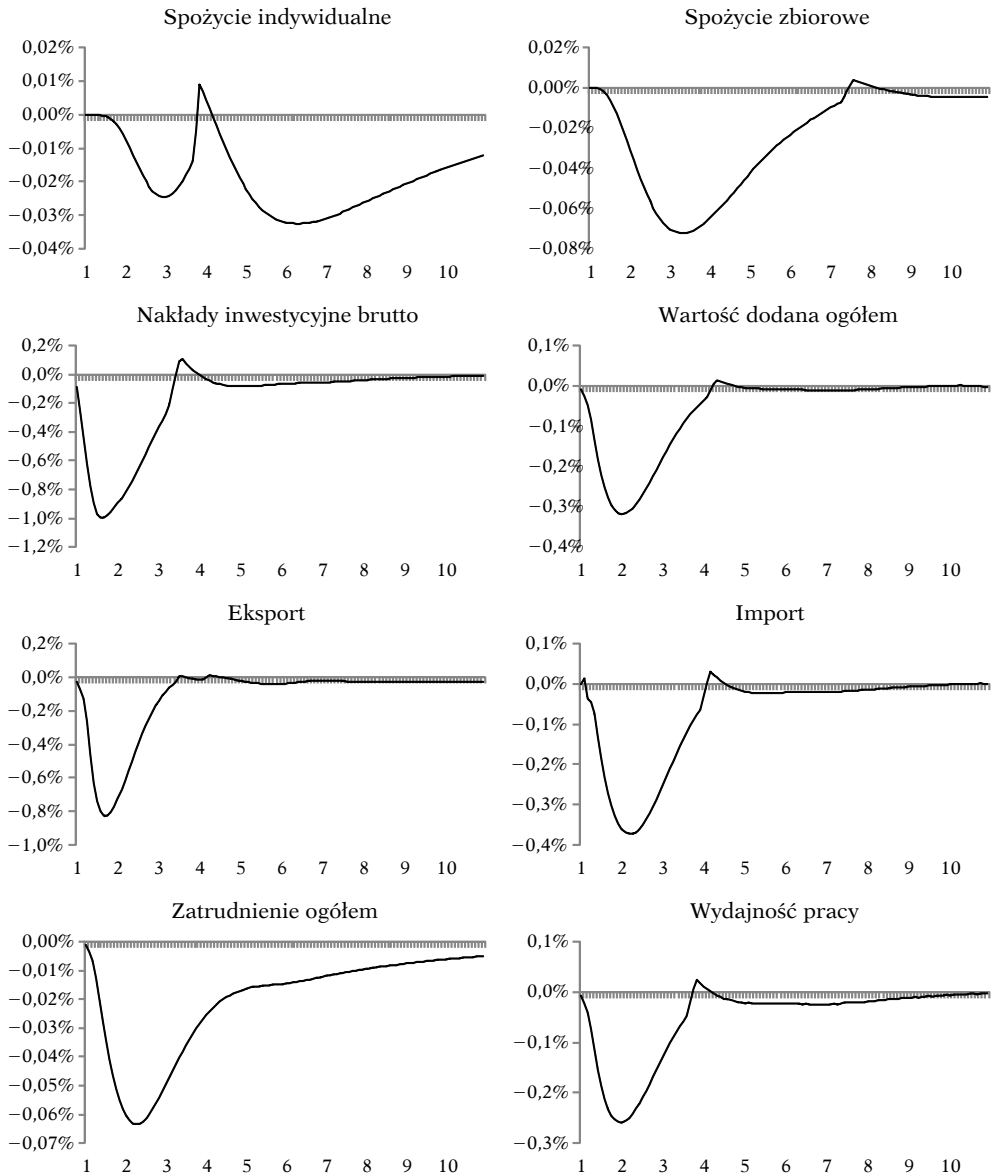
spadku wydajności i wzrostu stopy bezrobocia wpływa na mocniejszą o 0,1% redukcję wynagrodzeń realnych w przypadku aprecjacji złotego.

Rysunek 4a. Różnica reakcji zmiennych na aprecjację i deprecjację kursu walutowego



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 4b. Różnica reakcji zmiennych na aprecjację i deprecjację kursu walutowego



Źródło: opracowanie własne.

W sferze nominalnej, poza zaburzonym kursem, największe różnice obserwowalne są w deflatorach eksportu i importu, bezpośrednio zależnych od kursu. Pozostałe deflatory charakteryzują się mniejszą asymetrią. Deflatory wartości dodanej i konsumpcji indywidualnej w wyniku aprecjacji złotego odchylają się od prognozy bazowej mocniej o prawie 0,2%.

Wnioski

Przeprowadzone eksperymenty pokazują, że zaburzenia kursu walutowego mające egzogeniczne źródło pobudzają całą gospodarkę, a skutki trwają przez wiele okresów. Wyniki symulacji potwierdzają, że co do wartości bezwzględnej aprecjacja złotego powoduje większe niż deprecjacja odchylenia od symulacji bazowej, a efekty utrzymują się dłużej. Największe różnice obserwowane są w przypadku kursu walutowego oraz nakładów inwestycyjnych brutto, silnie wrażliwych na wahania produkcji i stopnia wykorzystania mocy produkcyjnych. Dla obu zmiennych zaburzenie kursu walutowego $\pm 5\%$ podtrzymane przez trzy miesiące powoduje powstanie ponad 1% asymetrycznych różnic bezwzględnych odchyżeń od prognozy bazowej. Pomimo zaburzenia kursu walutowego, który związany jest ze sferą nominalną gospodarki, asymetryczne reakcje są bardzo silne w przypadku zmiennych zaliczanych do sfery realnej.

Bibliografia

- Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu* [2013], red. A. Welfe, PWE, Warszawa.
- Cassel G. [1928], *Post-War Monetary Stabilization*, Columbia University Press, New York.
- Chan K.S. [1993], *Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model*, "The Annals of Statistics", vol. 21.
- Clark P.B., MacDonald R. [1998], *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*, IMF Working Paper, WP/98/67
- Enders W., Granger C.W.J. [1998], *Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates*, "Journal of Business and Economic Statistics", vol. 16.
- Enders W., Siklos P.L. [2001], *Co-integration and Threshold Adjustment*, "Journal of Business and Economic Statistics", vol. 19.
- Engle R.F., Granger C.W.J. [1987], *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, "Econometrica", vol. 55.
- Engle R.F., Granger C.W.J. [1991], *Long-Run Economics Relationships: Readings In Cointegration*, Oxford University Press, Oxford.
- Grabowski W., Welfe A. [2010], *Global Stability of Dynamic Models*, "Economic Modelling", vol. 28.
- Juselius K. [1995], *Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity Hold in the Long Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time-Series Model*, "Journal of Econometrics", vol. 69.
- Juselius K., MacDonald R. [2003], *International Parity Relationships Between Germany and United States. A Joint Modeling Approach*, working paper, <http://www.econ.ku.dk/okokj/papers/ronnie3.pdf>
- Juselius K., MacDonald R. [2004], *Interest Rate and Price Linkages Between USA and Japan*, "Japan and the World Economy", vol. 16.

- Juselius K., MacDonald R. [2006], *Imperfect Knowledge Expectations, Uncertainty Premia and Exchange Rate Dynamics*, w: *International Macroeconomics. Recent Developments*, red. A. Morales-Zumaquero, Nova Science Publisher, New York.
- Kelm R. [2013], *Kurs złoty/euro. Teoria i empiria*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kelm R., Karp P. [2005], *Fiscal Deficits and Exchange Rate Misalignment in Poland: An Econometric Analysis of ERM2 Consequences*, Global Development Network – Regional Research Competition Draft Paper, Prague, https://www.cerge-ei.cz/pdf/gdn/rrc/RRCIV_69_paper_01.pdf
- Kębłowski P. [2011], *The Behaviour of Exchange Rates in the Central European Countries and Credit Default Risk Premiums*, "Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics", vol. 3, s. 221–236.
- Kębłowski P., Welfe A. [2010], *Estimation of the Equilibrium Exchange Rate: The CHEER Approach*, "Journal of International Money and Finance", vol. 29.
- Kębłowski P., Welfe A. [2012], *A Risk-Driven Approach to Exchange-Rate Modelling*, "Economic Modelling", vol. 29.
- Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe A. [2014], *Asymmetric Price Adjustments in the Fuel Market*, "Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics", vol. 6.
- Majsterek M. [2008], *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Serwa D., Smolińska-Skarżyńska A. [2004], *Reakcje kursu walutowego na zmiany poziomu stóp procentowych. Analiza zdarzeń dla danych dziennych*, „Bank i Kredyt”, nr 35.
- Welfe A. [2009], *Ekonometria*, wyd. IV, PWE, Warszawa.
- Welfe A., Karp P. [2015], *Makroekonometryczny miesięczny model gospodarki narodowej Polski*, opracowanie w ramach grantu Maestro 4 DEC-2013/08/A/HS4/00612.
- Welfe A., Karp P., Kelm R. [2002], *Makroekonometryczny kwartalny model gospodarki Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Welfe A., Karp P., Kębłowski P. [2006], *Mechanizmy makroekonomiczne w gospodarce polskiej. Analiza ekonometryczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Williamson J. [1983], *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington.

THE ASYMMETRIC IMPACT OF EXCHANGE RATE CHANGES ON THE POLISH ECONOMY

Summary

The article analyzes the effects of the appreciation and depreciation of the Polish zloty against the euro. The author argues that sensitivity to the impact of exogenous shocks is a characteristic feature of small and medium-sized open economies, which also include Poland. According to Karp, exchange rate fluctuations are disturbances that have a strong impact on foreign trade, the price level and the entire economic system. Due to the complexity of the relationships between economic variables, an appropriate analysis must be conducted on a complete macroeconomic model, the author says. Analysis was conducted on a monthly model of the Polish economy (WM-1) that also contained asymmetric equations based on the threshold-error correction model (TECM). In two simulations, symmetric exogenous shocks – persistent for three months and directly causing the Polish zloty to either appreciate or depreciate – were assumed. These impulses set off the exchange rate multiplier effect and consequently the reaction of the whole economic system. The responses of the variables are asymmetric depending on the direction of the impulse, the author says. The simulation analysis shows stronger reactions when the zloty appreciates than when it depreciates. Although the initial impulse directly affects the “nominal” economy, its impact also influences the real economy by affecting production, investment and employment, the author concludes.

Keywords: zloty, euro, exchange rate, appreciation, depreciation, open economy

JEL classification codes: C51, C53, F31
