

Ryszard Stefański

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

POLITYKA KURSU WALUTOWEGO A KONIUNKTURA GOSPODARCZA W KRAJACH EUROPY ŚRODKOWEJ W CZASIE ŚWIATOWEGO KRYZYSU GOSPODARCZEGO

Streszczenie: Autor przedstawia wpływ polityki kursu walutowego na sytuację gospodarczą krajów Europy Środkowej w okresie światowego kryzysu gospodarczego na początku XXI w. W tym celu określił główne determinanty kształtowania wartości eksportu i importu badanych krajów. W wyniku analizy konkluduje: osłabienie walut Czech, Polski i Węgier wpłynęło na kompensatę negatywnych skutków pogorszenia się zagranicznej koniunktury dla ich eksportu (polityka kursu walutowego wpłynęła stabilizująco na ich sytuację gospodarczą); umocnienie waluty na Słowacji przyczyniło się do porównywalnego spadku wartości miejscowego eksportu i importu (kurs walutowy nie ustabilizował koniunktury gospodarczej i nie ochronił gospodarki przed negatywnymi zewnętrznymi impulsami koniunkturalnymi).

Słowa kluczowe: kurs walutowy, koniunktura gospodarcza, stabilizacja

1. Wstęp

Światowy kryzys gospodarczy rozpoczął się w drugiej połowie 2008 r. Jego pierwotną przyczyną był kryzys na rynku nieruchomości w Stanach Zjednoczonych. Ze względu na globalizację światowych rynków finansowych rozszerzył się w szybkim tempie na wszystkie rozwinięte gospodarki. Negatywne impulsy na rynku pieniężno-kredytowym przenosiły się wskutek gwałtownego ograniczenia transakcji pomiędzy bankami komercyjnymi, wynikającego z utraty zaufania co do wypłacalności partnerów. Kanałem transmisji negatywnych impulsów koniunkturalnych w sferze realnej był handel międzynarodowy.

Kurs walutowy należy, oprócz koniunktury gospodarczej, do głównych determinant kształtowania się eksportu i importu. Zmiany kursu walutowego stanowiły zatem jeden z najważniejszych czynników wpływających na realne procesy gospodarcze, takie jak: dynamika produkcji przemysłowej i produktu krajowego brutto oraz bezrobocie.

Celem artykułu jest ocena, w jaki sposób realizowana wówczas polityka kursu walutowego wpłynęła na sytuację gospodarczą krajów Europy Środkowej w czasie światowego kryzysu gospodarczego w pierwszej dekadzie XXI w.

Zakres przestrzenny obejmuje cztery kraje regionu: Czechy, Polskę, Słowację i Węgry. Zakres chronologiczny zaś – lata 1995–2009.

Kraje Europy Środkowej prowadziły w ostatnich latach różną politykę kursu walutowego. W Polsce i Czechach panował system kursu płynnego. Węgry utrzymywały system kursu stałego o relatywnie szerokim paśmie wahań. Słowacja przystąpiła w styczniu 2009 r. do strefy euro przy kursie parytetowym określonym w lipcu 2008 r.

2. Polityka kursu walutowego w Czechach, Polsce, na Słowacji oraz na Węgrzech

W większości krajów regionu na początku lat 90. XX w. prowadzono podobną politykę kursu walutowego. Polegała ona na silnej początkowej dewaluacji pieniądza krajowego oraz ustanowieniu stałego lub sztywnego kursu walutowego. System taki przyjęły wszystkie cztery analizowane kraje. Miało to na celu ograniczenie wysokiej inflacji. Na płynny kurs walutowy zdecydowały się kraje, które nie posiadały wystarczających rezerw walutowych dla utrzymania kursu stałego lub sztywnego.

Doświadczenia krajów Ameryki Łacińskiej z lat 80. wskazywały, że antyinflacyjna polityka kursowa może być skuteczna jedynie pod warunkiem, że po przezwyciężeniu hiperinflacji, dzięki nominalnej kotwicy w postaci stałego kursu walutowego, nastąpi stosunkowo szybkie przejście do systemu kursu płynnego. W miarę upływu czasu sztywny kurs walutowy staje się coraz bardziej ryzykowny dla gospodarki¹. Można także spotkać opinie, że argumenty przemawiające za wdrożeniem sztywnych lub stałych kursów walutowych nie były do końca słuszne, dlatego też kraje transformacji mogły zdecydować się od początku na wdrożenie płynnych kursów walutowych². W opinii autorów utożsamiających się z tym poglądem koszty transformacji byłyby wtedy niższe. Zdaniem Cordena niepożądane jest wykorzystywanie stałego kursu walutowego jako kotwicy antyinflacyjnej w sytuacji, gdy istnieje potrzeba liberalizacji handlu zagranicznego³.

Pod koniec lat 90. w większości krajów regionu nastąpiło uelastycznienie kursu walutowego. Było to spowodowane narastającymi trudnościami z kontrolą podaży pieniądza krajowego wskutek wysokiej zmienności przepływów kapitałowych⁴. Cechę charakterystyczną dla analizowanych krajów stanowiło realne umocnienie

¹ R. Schweickert, *Lessons from exchange rate based stabilization in Argentina*, Universität Kiel Arbeitspapiere, Kiel 1993, s. 23–24.

² T.D. Willet, F. Al-Marhubi, *Currency policies for inflation control in the formerly centrally planned economies*, „The World Economy” 1994, vol. 17, s. 800.

³ R. Pomfret, *Trade and exchange rate policies in formerly centrally planned economies*, „The World Economy” 2003, vol. 26, s. 600.

⁴ R. Corcker, C. Beuamont, R. van Elkan, D. Iakowa, *Exchange rate regimes in selected transition economies*, IMF Policy Discussion Paper, 2000, s. 468.

się ich walut. Przyczyniła się ona do wzrostu poziomu rezerw dewizowych wskutek napływu kapitału zagranicznego. Przyrost ten wystąpił pomimo pogorszenia się salda bilansu handlowego. Zjawisko to wystąpiło wcześniej w krajach Ameryki Łacińskiej stabilizujących swą gospodarkę na bazie nominalnej kotwicy w postaci stałego kursu walutowego. Wzrost poziomu rezerw dewizowych przy stałym kursie walutowym zagrażał skuteczności polityki antyinflacyjnej ze względu na zwiększoną podaż pieniądza⁵. Przejście do bardziej elastycznych systemów kursu walutowego miało na celu zwiększenie możliwości kontroli pieniądza oraz wzrost autonomii i skuteczności polityki monetarnej.

Głównym celem polityki gospodarczej banków centralnych krajów regionu było i jest osiągnięcie niskiej i stabilnej inflacji przy utrzymaniu rozsądnego salda bilansu handlowego⁶. W połowie lat 90. zwrócono większą uwagę na kształtowanie się salda bilansu handlowego, nadal jednakże większe znaczenie przykładano do stabilizacji cen. Polityka kursu walutowego nie była wykorzystywana do oddziaływania na produkcję i zatrudnienie.

W drugiej połowie lat 90. polityka monetarna w kilku krajach regionu została jednoznacznie ukierunkowana na stabilizację cen przez wyznaczenie bezpośredniego celu inflacyjnego. Stanowiło to nową strategię banków centralnych⁷. Obiecujące rezultaty uzyskane w tych gospodarkach spowodowały, że polityka ta została zaadaptowana w krajach transformacji, takich jak: Polska, Czechy i Węgry. Jednakże jej wprowadzanie wymaga pełnej niezależności banku centralnego, braku wpływu na nominalny kurs walutowy oraz posiadania technicznego i instytucjonalnego modelu pozwalającego przewidywać inflację. Dlatego też nie wszystkie kraje Europy Środkowej zdecydowały się na wyznaczenie bezpośredniego celu inflacyjnego.

W Polsce od maja 1991 do marca 2000 r. obowiązywała specyficzna odmiana kursu stałego – pełzająca dewaluacja. System płynnego kursu walutowego został wdrożony w kwietniu 2000 r. Miał on zapewniać spójność strategii monetarnej oraz pozwolić na wyeliminowanie podstawowego źródła nadpłynności sektora bankowego. Ponadto Rada Polityki Pieniężnej uznała, że przed określeniem parytetu wymiany złotego na euro – przy wejściu do Europejskiego Mechanizmu Kursowego (ERM2) – kurs walutowy powinien zostać określony przez swobodne oddziaływanie sił rynkowych. W Polsce do chwili obecnej panuje system czystego kursu płynnego – niezależnie od sytuacji bank centralny nie interweniuje na rynku.

W Czechach od 1993 r. obowiązywał kurs stały. Silne pogorszenie się salda bilansu handlowego w 1997 r. wywołało oczekiwania dewaluacji korony. Korona

⁵ R. Schweickert, *Der Wechselkurs als Stabilisierungsinstrument*, Die Weltwirtschaft, 1995, s. 326–339.

⁶ P. Backe, J. Fidmuc, T. Reininger, F. Schardax, *Price dynamics in Central and Eastern European EU accession countries*, „Emerging Markets Finance and Trade” 2003, vol. 39, no. 3, s. 68.

⁷ H. Wagner, *Controlling inflation in transition economies: The relevance of central bank independence and the right nominal anchor*, „Atlantic Economic Journal” 2000, vol. 28, no. 1, s. 66.

stała się obiektem ataku spekulacyjnego inwestorów spodziewających się jej nominalnej dewaluacji. Wysokie koszty obrony kursu skłoniły czeski bank centralny do dewaluacji korony o 10% oraz przejścia na system kursu płynnego kierowanego. Po wprowadzeniu tej zmiany Czechy ustabilizowały inflację na pożądanym, niskim poziomie oraz uzyskały poprawę salda bilansu handlowego.

W marcu 1995 r. wdrożono na Węgrzech podobny do polskiego system pełzającej dewaluacji. Od października 2001 r. przyjęto system kursu stałego w stosunku do euro, z dopuszczalnym odchyleniem o $\pm 15\%$. Odejście od pełzającej dewaluacji, przy jednoczesnym szerokim dopuszczalnym paśmie wahań forinta w stosunku do euro, było spowodowane realizacją przez węgierski bank centralny polityki bezpośredniego celu inflacyjnego. W maju 2003 r. forint został zdewaluowany o 2,26% w stosunku do euro. Do chwili obecnej kurs forinta utrzymuje się w dopuszczalnym paśmie wahań. Krótkotrwałe umocnienie się forinta i wyjście z założonego w 2003 r. pasma wahań wystąpiło jedynie w trzecim kwartale 2008 r. – krótko przed jego gwałtownym osłabieniem się wskutek światowego kryzysu.

Słowacja posiadała system stałego kursu walutowego w latach 1993–1999. W 2000 r. przyjęła system kursu płynnego. Pomimo że oficjalnie Słowacja miała w latach 2000–2005 kurs płynny, analizy empiryczne wskazują, że realizowana w praktyce polityka kursu walutowego była zbliżona do kursu stałego w stosunku do euro⁸. Słowacja weszła do systemu kursu stałego ERM2 w listopadzie 2005 r. W lipcu 2008 r. ustalono parytet przeliczenia korony słowackiej na euro. W okresie pobytu w systemie ERM2 korona słowacka umocniła się do euro o 21% wskutek napływu kapitału zagranicznego⁹. Do strefy euro Słowacja przystąpiła w styczniu 2009 r.

3. Metodologia badania

W badaniach empirycznych wykorzystano szeregi czasowe eksportu i importu wyrażone w walutach narodowych. Jako czynniki potencjalnie wpływające na ich kształtowanie przyjęto realny efektywny kurs walutowy oraz produkt krajowy brutto i produkcję przemysłową. Jako zmienną charakteryzującą zagraniczną koniunkturę gospodarczą przyjęto PKB w strefie euro obejmującej 12 krajów. Jest to główny partner handlowy analizowanej grupy krajów o dominującym udziale w ich obrotach handlowych.

Badania empiryczne oparto na analizie korelacji i regresji. W pierwszym etapie analiz wykorzystywane szeregi czasowe oczyszczono z sezonowości oraz usunięto z nich wahania przypadkowe przez zastosowanie modelu Census 2/X-11. Do dalszych obliczeń wykorzystano dane empiryczne opisywane przez krzywą Hender-

⁸ M. Frömmel, F. Schobert, *Exchange rate regimes in Central and East European countries: Deeds vs. words*, „Journal of Comparative Economics” 2006, vol. 34, s. 479.

⁹ Ch. Rosenberg, *Droga Słowacji do przyjęcia euro – plan dla Polski?*, w: <http://www.imf.org/external/cee/2008/102108p.pdf>, s. 2 (dostęp: 26.04.2010).

sona. Tak przygotowane szeregi czasowe danych empirycznych zawierają zarówno tendencję rozwojową, czyli trend, jak i wahania koniunkturalne. Cykl koniunkturalny wyznaczono jako odchylenia od trendu. Postać trendu wyznaczono poprzez zastosowanie filtru Hodricka-Prescotta. Metoda ta jest często wykorzystywana w celu oszacowania trendu nieliniowego. Daje ona dobre odwzorowanie tendencji rozwojowej¹⁰. Jest ona jednak krytykowana za „mechaniczny” charakter, który umożliwia wyznaczenie trendu i wahań koniunkturalnych nawet w szeregach danych, w których one z pewnością nie występują¹¹. Pomimo tego mankamentu jest to najczęściej wykorzystywany sposób wyodrębniania wahań cyklicznych¹². Po wyznaczeniu postaci trendu dla wszystkich badanych zmiennych oszacowano szeregi odchylenia od trendu na podstawie metody multiplikatywnej. W ten sposób uzyskano obraz wahań poszczególnych zmiennych empirycznych. Wszystkie szeregi danych dzięki zastosowaniu tej procedury stały się stacjonarne. Ograniczyło to prawdopodobieństwo występowania pozornych korelacji pomiędzy badanymi zmiennymi. Analiza empiryczna oparta na szeregach odchyleń od trendu umożliwia ocenę krótkookresowych zależności między badanymi zmiennymi. Jest to zgodne z teoretycznymi modelami kursu walutowego, które zakładają, że wpływa on na kształtowanie się eksportu i importu wyłącznie w krótkim okresie. Na tendencję rozwojową eksportu i importu oddziałują czynniki inne niż kurs walutowy.

W celu wyodrębnienia czynników determinujących obroty handlowe czterech krajów Europy Środkowej przeprowadzono analizę korelacji pomiędzy badanymi szeregami. W badaniach uwzględniono możliwość występowania pomiędzy nimi wyprzedzeń i opóźnień do czterech kwartałów. Przyjęcie dłuższego okresu możliwych wyprzedzeń lub opóźnień mogłoby przyczynić się do uzyskania przypadkowych wyników oraz spowodowałyby zbytne skrócenie szeregu danych. Współczynnik korelacji informuje o występowaniu współzmienności bądź jej braku w przypadku analizowanych szeregów. Istnienie współzmienności może, choć nie musi, świadczyć o występowaniu związku przyczynowo-skutkowego między analizowanymi zmiennymi.

W celu oszacowania siły i kierunku oddziaływania wytypowanych czynników na kształtowanie się obrotów handlowych ogółem Czech, Polski, Słowacji i Węgier wykorzystano analizę regresji wielorakiej. Szeregi wahań czynników determinujących wahania eksportu i importu wyznaczone na podstawie analizy korelacji wykorzystano jako dane wejściowe do modelu regresji krokowej. Regresja krokowa jest to najpowszechniej stosowana metoda doboru zmiennych objaśniających¹³. Uwzględ-

¹⁰ F.E. Kydland, E.C. Prescott, *Business cycles: Real fact and a monetary myth*, „Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review” 1990, vol. 14, s. 3–18.

¹¹ A. Jaeger, *Mechanical detrending by Hodrick-Prescott filtering: A note*, „Empirical Economics” 1994, vol. 19, s. 499.

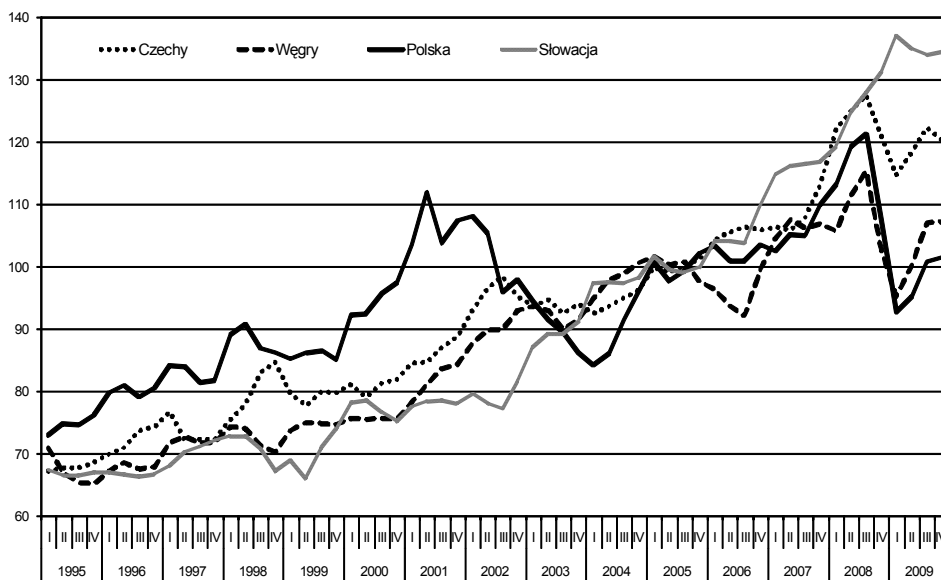
¹² Tamże, s. 493.

¹³ A.D. Aczel, *Statystyka w zarządzaniu*, PWN, Warszawa 2000, s. 608.

niono w niej wszystkie wyodrębnione czynniki z wyznaczonymi okresami wyprzedzenia. W kolejnych etapach analizy wyeliminowano zmienne nieistotne ze statystycznego punktu widzenia. W ten sposób uzyskano równania regresji dla szeregów odchyleń eksportu i importu ogółem dla czterech analizowanych krajów.

4. Wpływ kursu walutowego na obroty handlowe Czech, Polski, Słowacji i Węgier

Realny efektywny kurs walutowy kształtował się odmiennie w poszczególnych krajach w ostatnich dziesięciu latach. W Czechach i w Polsce, utrzymujących system kursu płynnego, odnotowano zbliżone zmiany wartości walut krajowych. W obu krajach realny efektywny kurs walutowy rósł systematycznie od początku 2004 do trzeciego kwartału 2008 r. (rysunek 1). Wzrost realnego efektywnego kursu walutowego oznacza umocnienie się waluty krajowej w stosunku do walut partnerów handlowych i odwrotnie. Na Węgrzech wzrost realnego kursu walutowego rozpoczął się pół roku wcześniej, aczkolwiek tempo aprecjacji forinta było słabsze niż w przypadku złotego i czeskiej korony. Wynikało to z faktu, że na Węgrzech panował system stałego kursu walutowego.



Rys. 1. Realny efektywny kurs walutowy w wybranych krajach Europy Środkowej w latach 1995–2009 (2005 = 100)

Źródło: baza danych statystycznych OECD.

W czwartym kwartale 2008 i pierwszym kwartale 2009 r. nastąpiło gwałtowne osłabienie walut tych krajów. Największą skalę realnej deprecjacji odnotowano w Polsce, najmniejszą – w Czechach. Od drugiego kwartału 2009 r. waluty tych krajów ponownie zaczęły się umacniać. Realny efektywny kurs korony słowackiej zaczął się wzmacniać w trzecim kwartale 2002 r. i zjawisko to utrzymało się także po przystąpieniu Słowacji do strefy euro. W czasie kryzysu gospodarczego tempo realnej aprecjacji uległo znacznemu przyspieszeniu. Pewne nieznaczne osłabienie realnego efektywnego kursu walutowego zaobserwowano dopiero od drugiego kwartału 2009 r.

Światowy kryzys gospodarczy przyczynił się do wystąpienia bardzo gwałtownych wahań w zakresie produkcji przemysłowej i produktu krajowego brutto w krajach będących głównymi partnerami handlowymi badanych gospodarek, przede wszystkim w strefie euro. Reakcja kursu walutowego lub jej brak na kryzys gospodarczy wynikała z realizowanej polityki monetarnej.

Wyniki analizy korelacji wskazują, że realny efektywny kurs walutowy może stanowić istotny czynnik determinujący wartość obrotów handlowych badanych krajów. Uzyskane wyniki przedstawiono w tabeli 1. Wyniki analizy korelacji wahań eksportu i importu oraz czynników determinujących ich kształtowanie przeprowadzono dla lat 1995–2008. Wskazują na pewne prawidłowości dla analizowanej grupy krajów. Korelacja pomiędzy realnym, efektywnym kursem walutowym a wartością eksportu wyrażoną w walucie krajowej jest odwrotnie proporcjonalna. Wzrostowi realnego efektywnego kursu walutowego (umocnieniu się waluty danego kraju) towarzyszy spadek wartości eksportu wyrażonego w walucie krajowej. Zmiany realnego kursu walutowego wyprzedzają przy tym zmiany wartości eksportu o jeden do dwóch kwartałów. W przypadku Polski są to dwa kwartały, w przypadku zaś trzech pozostałych krajów jest to jeden kwartał wyprzedzenia. Pomiedzy koniunkturą wewnętrzną, charakteryzowaną przez produkt krajowy brutto, oraz produkcją przemysłową i wartością eksportu zaobserwowano dodatnią korelację analizowanych szeregów czasowych. Badane zmienne były jednoczesne, tzn. najsilniejszą współzmiennność odnotowano w przypadku braku przesunięć czasowych pomiędzy badanymi szeregami. Istotny związek zaobserwowano także pomiędzy koniunkturą gospodarczą za granicą a wartością eksportu ogółem wyrażoną w walucie krajowej. Oba szeregi były jednoczesne lub, jak w przypadku Słowacji, zmiany koniunktury w strefie euro wyprzedzały o jeden kwartał zmiany wartości eksportu na Słowacji. Zależność pomiędzy wartością importu ogółem badanych krajów a realnym efektywnym kursem walutowym była odwrotnie proporcjonalna. Realnemu umocnieniu się waluty krajowej towarzyszył spadek wartości importu wyrażonego w walucie krajowej. Najsilniejszą współzmiennność zaobserwowano w przypadku, gdy zmiany kursu walutowego były jednoczesne w stosunku do wartości importu lub wyprzedzały zmiany wartości importu o jeden kwartał.

Statystycznie istotną zależność pomiędzy wartością importu wyrażoną w walucie krajowej zaobserwowano także w przypadku koniunktury gospodarczej w analizowanych krajach. Wyższej dynamice produkcji przemysłowej lub produktu krajowego w danym kraju towarzyszył wzrost wartości jego importu. Oba szeregi były przy tym

jednoczesne. Współczynniki korelacji uzyskiwały oszacowane dla produkcji przemysłowej, uzyskiwały przy tym wartości większe niż dla produktu krajowego brutto.

Tabela 1. Korelacja szeregów wahań eksportu i importu oraz realnego efektywnego kursu walutowego i PKB wybranych krajów Europy Środkowej

| Zmienna | | | Okres wyprzedzenia w kwartałach | Współczynnik korelacji |
|----------|---------|-----------------------------------|---------------------------------|------------------------|
| Czechy | eksport | realny efektywny kurs walutowy | 1 | -0,74 |
| | | produkcja przemysłowa w Czechach | 0 | 0,60 |
| | | PKB w strefie euro | 0 | 0,65 |
| | import | realny efektywny kurs walutowy | 1 | -0,74 |
| | | produkcja przemysłowa w Czechach | 0 | 0,64 |
| | | PKB w strefie euro | 0 | 0,60 |
| Polska | eksport | realny efektywny kurs walutowy | 2 | -0,66 |
| | | produkcja przemysłowa w Polsce | 0 | 0,84 |
| | | PKB w strefie euro | 0 | 0,31 |
| | import | realny efektywny kurs walutowy | 2 | -0,53 |
| | | produkcja przemysłowa w Polsce | 0 | 0,80 |
| | | PKB w strefie euro | 0 | 0,28 |
| Słowacja | eksport | realny efektywny kurs walutowy | 1 | -0,65 |
| | | produkcja przemysłowa na Słowacji | 0 | 0,55 |
| | | PKB w strefie euro | 1 | 0,25 |
| | import | realny efektywny kurs walutowy | 0 | -0,73 |
| | | produkcja przemysłowa na Słowacji | 0 | 0,36 |
| | | PKB w strefie euro | x | x |
| Węgry | eksport | realny efektywny kurs walutowy | 1 | -0,44 |
| | | produkcja przemysłowa na Węgrzech | 0 | 0,85 |
| | | PKB w strefie euro | 0 | 0,66 |
| | import | realny efektywny kurs walutowy | 1 | -0,40 |
| | | produkcja przemysłowa na Węgrzech | 0 | 0,78 |
| | | PKB w strefie euro | 0 | 0,67 |

Źródło: obliczenia własne.

Oszacowane równania regresji eksportu ogółem Czech, Polski, Słowacji i Węgier wraz ze współczynnikiem determinacji przedstawiono poniżej (równania 1–4).

$$y_t = -0,89 - 0,7241 * x_{1,t-2} + 1,2799 * x_{2,t} \quad (1)$$

gdzie: y – wahania polskiego eksportu
 x_1 – realny efektywny kurs złotego
 x_2 – PKB w strefie euro
 $R^2 = 0,56$

$$y_t = -59,03 - 1,1382 * x_{1,t-1} + 2,6442 * x_{2,t} \quad (2)$$

gdzie: y – wahania czeskiego eksportu
 x_1 – realny efektywny kurs korony czeskiej

x_2 – PKB w strefie euro

$$R^2 = 0,75$$

$$y_t = 2,61 - 1,6029 * x_{1,t-1} + 2,5754 * x_2 \quad (3)$$

gdzie: y – wahania słowackiego eksportu

x_1 – realny efektywny kurs korony słowackiej

x_2 – PKB w strefie euro

$$R^2 = 0,53$$

$$y_t = -329,95 - 0,5917 * x_{1,t-1} + 4,8838 * x_2 \quad (4)$$

gdzie: y – wahania węgierskiego eksportu

x_1 – realny efektywny kurs forinta

x_2 – PKB w strefie euro

$$R^2 = 0,75$$

W oszacowanych modelach regresji dla eksportu poszczególnych krajów znalazły się każdorazowo dwie zmienne: realny efektywny kurs walut danego kraju oraz produkt krajowy brutto w strefie euro. Produkt krajowy brutto w strefie euro obejmującej 12 krajów został wybrany jako zmienna charakteryzująca najlepiej koniunkturę zagraniczną w krajach będących głównymi partnerami handlowymi analizowanych gospodarek Europy Środkowej. Uzyskane modele są stosunkowo dobrze dopasowane do danych rzeczywistych, współczynnik determinacji R^2 przyjmował wartości od 0,53 dla Słowacji do 0,75 dla Czech i Węgier.

W każdym z analizowanych przypadków uzyskano podobne wyniki odnośnie kierunku wpływu zmian realnego kursu walutowego oraz koniunktury gospodarczej na wartości eksportu. W przypadku realnego efektywnego kursu walutowego jego wzrost przyczyniał się do spadku wartości eksportu w poszczególnych krajach. Różna była jednakże siła wpływu badanej zmiennej na wartości eksportu. Realne umocnienie się waluty o 1% wywoływało spadek wartości eksportu wyrażonej w pieniądzu krajowym od 0,6% na Węgrzech do 1,6% na Słowacji (równania 1–4). W Polsce jednoprocenowe umocnienie waluty krajowej przyczyniało się do spadku wartości eksportu o 0,7%. Zagraniczna koniunktura gospodarcza miała najsilniejszy wpływ na kształtowanie się wartości eksportu na Węgrzech, a najsłabszy w Polsce. W przypadku Węgier wzrost PKB w strefie euro o 1% przyczyniał się do wzrostu węgierskiego eksportu o 4,9%, a w Polsce było to 1,3%. W Czechach i na Słowacji odnotowano podobny efekt – wzrost eksportu o ok. 2,6% przy jednoprocenowym wzroście PKB w strefie euro. Amplituda wahań realnego kursu walutowego przewyższała w badanym okresie zdecydowanie amplitudę wahań produktu krajowego brutto w strefie euro.

W przypadku krajów spoza strefy euro osłabienie się ich walut w czasie światowego kryzysu gospodarczego przyczyniło się do pełnej bądź częściowej kompensaty negatywnych skutków pogorszenia się zagranicznej koniunktury dla ich eksportu wyrażonego w pieniądzu krajowym. Osłabienie waluty przyczyniło się do wzrostu wartości eksportu w 2009 r. w porównaniu z poprzednim okresem o 7,2%

na Węgrzech, 7,6% – w Czechach i 9,1% – w Polsce. W Polsce, w której wystąpił największy spadek realnego efektywnego kursu walutowego, pozytywne skutki osłabienia waluty przewyższyły negatywne efekty pogorszenia się koniunktury gospodarczej u głównych partnerów handlowych i ostatecznie eksport zaczął rosnąć z każdym rokiem o 2,9%. W Czechach i na Węgrzech dynamika spadku eksportu wyraźnie zmniejszyła się wskutek osłabienia ich walut narodowych. Oznacza to, że realizowana polityka kursu walutowego wpłynęła stabilizująco na sytuację gospodarczą tych krajów. Kurs walutowy odegrał rolę automatycznego stabilizatora.

Na Słowacji, która przystąpiła w styczniu 2009 r. do strefy euro, odnotowano efekt odwrotny niż w trzech pozostałych krajach Europy Środkowej. Od czwartego kwartału 2008 r. nastąpiło tu realne umocnienie się waluty (korony słowackiej/euro). Pogłębiło to spadek wartości eksportu wynikający z pogorszenia zagranicznej koniunktury gospodarczej. Słowacki eksport obniżył się w 2009 r. o 17,1% w porównaniu do sytuacji w 2008 r., z czego dwa punkty procentowe były efektem umocnienia się waluty. Polityka kursu walutowego oddziaływała zatem w tym kraju destabilizująco, pogłębiając skalę pogorszenia się koniunktury gospodarczej.

Oszacowane równania regresji importu ogółem Czech, Polski, Słowacji i Węgier wraz ze współczynnikiem determinacji przedstawiono poniżej (równania 5–8).

$$y_t = -27,38 - 0,1809 * x_{1,t-2} + 1,4490 * x_2 \quad (5)$$

gdzie: y – wahania polskiego importu
 x_1 – realny efektywny kurs złotego
 x_2 – produkcja przemysłowa w Polsce
 $R^2 = 0,68$

$$y_t = 132,66 - 1,0515 * x_{1,t-1} + 0,7202 * x_2 \quad (6)$$

gdzie: y – wahania czeskiego importu
 x_1 – realny efektywny kurs korony czeskiej
 x_2 – produkcja przemysłowa w Czechach
 $R^2 = 0,70$

$$y_t = 238,20 - 1,9998 * x_{1,t-1} + 0,6174 * x_2 \quad (7)$$

gdzie: y – wahania słowackiego importu
 x_1 – realny efektywny kurs korony słowackiej
 x_2 – produkcja przemysłowa na Słowacji
 $R^2 = 0,58$

$$y_t = -69,15 - 0,1178 * x_{1,t-1} + 1,8061 * x_2 \quad (8)$$

gdzie: y – wahania węgierskiego importu
 x_1 – realny efektywny kurs forinta
 x_2 – produkcja przemysłowa na Węgrzech
 $R^2 = 0,82$

Uzyskane modele są stosunkowo dobrze dopasowane do danych rzeczywistych, współczynnik determinacji R^2 przyjmował wartości od 0,58 dla Słowacji do 0,82 dla Węgier. W przypadku czterech modeli charakteryzujących kształtowanie się importu badanych krajów zaobserwowano następujące zależności: realne umocnienie się waluty danego kraju przyczyniało się do spadku wartości importu wyrażonego w walucie krajowej i odwrotnie. Osłabienie się forinta, czeskiej korony i złotego na przełomie 2008 i 2009 r. skutkowało wzrostem wartości importu wyrażonego w walucie krajowej. Oznacza to, że efekt cenowy deprecjacji przewyższał efekt ilościowy. Realne umocnienie się waluty na Słowacji przyczyniło się z kolei do spadku wartości importu. Także w tym przypadku cenowy efekt zmiany kursu walutowego był silniejszy niż skutki zmiany wolumenu importu.

Realne osłabienie się waluty o 1% wywoływało spadek wartości importu od 0,1% na Węgrzech do 2,0% na Słowacji (równania 5–8). W Polsce jednocentowe umocnienie waluty krajowej przyczyniło się do spadku wartości eksportu o 0,2%.

Czynnikiem, który w największym stopniu wpływał na kształtowanie się wartości importu, była koniunktura wewnętrzna charakteryzowana wskaźnikiem produkcji przemysłowej. Zmiana produkcji przemysłowej o 1% wywoływała zmiany wartości importu wyrażonego w walutach krajowych od 0,6% na Słowacji do 1,8% na Węgrzech.

Osłabienie się złotego, korony czeskiej, forinta przyczyniło się, w wyniku niekorzystnych zmian *terms of trade*, do wzrostu wartości importu wyrażonego w walutach krajowych. Efekt wzrostu cen importowanych produktów przewyższył skutki spadku wolumenu importu. Realna deprecjacja walut krajowych spowodowała wzrost wartości importu o na Węgrzech (o 1,5%), w Polsce (o 2,3%) oraz w Czechach (7%).

Zwiększenie się wartości importu, wywołane realną deprecjacją walut krajowych, zostało jednakże z nadwyżką skompensowane przez jego redukcję spowodowaną pogorszeniem się koniunktury wewnętrznej. Odwrotne zjawiska zaobserwowano w przypadku Słowacji. W efekcie umocnienia się waluty nastąpiło niewielkie obniżenie wartości importu wyrażonego w euro (o 2,4%), które powiększyło skalę jego spadku wynikającą z niższej dynamiki krajowej produkcji przemysłowej.

Pomimo różnic w zakresie realizowanej polityki kursu walutowego we wszystkich analizowanych krajach, handel zagraniczny wpłynął pozytywnie na dynamikę PKB w 2009 r. Wzrost eksportu netto spowodował wzrost realnego PKB od 2,4% w Czechach do 4,3% w Polsce. Zapewniło to dodatnią dynamikę wzrostu polskiego PKB w 2009 r. Zdecydowana poprawa salda bilansu handlowego wynikała w znacznej mierze z bardzo wyraźnego spadku wartości importu, którego skala była większa niż wynikałoby to z oszacowanych modeli regresji. Przykładowo, w Polsce import spadł w 2009 r. o 8,5% w porównaniu do poprzedniego okresu, podczas gdy oszacowany model regresji wskazywał na spadek rzędu 3,1%. W przypadku Słowacji było to odpowiednio: 21,3% i 13,3%. Oznacza to, że czynniki znajdujące się poza modelem wywarły istotny wpływ na kształtowanie się wartości importu w czasie kryzysu gospodarczego w latach 2008–2009.

Wartość importu spadła we wszystkich analizowanych krajach ze względu na redukcję popytu wewnętrznego, wynikającą nie tylko z pogorszenia się koniunktury gospodarczej, ale także z obaw co do przyszłej sytuacji gospodarczej, negatywnie wpływających na popyt konsumpcyjny i inwestycyjny oraz import zaopatrzeniowy. Istotnym czynnikiem ograniczającym wartość importu był także gwałtowny spadek cen surowców w 2009 r.

Wahania cen ropy naftowej i powiązanych z nią cen pozostałych paliw mineralnych wywierały silny wpływ na kształtowanie się wartości importu w analizowanych krajach. W roku 2008 średnioroczna cena ropy naftowej Brent wzrosła z 72,4 do 97 dolarów za baryłkę (o 38%). Spowodowało to wzrost średniej ceny paliw importowanych do Polski wyrażonej w złotych o 23,1% w stosunku do roku poprzedniego. Wpłynęło to na wzrost importu o ok. 10,5 mld zł przy zbliżonym wolumenie importu. W 2009 r. średnia cena ropy naftowej spadła do 61,7 dolara (o 36,4%). Spadek cen ropy naftowej i powiązanych z nią cen pozostałych paliw mineralnych (głównie gazu ziemnego) przyczynił się do obniżenia wartości polskiego importu o 20,3 mld zł, tj. 4,1%. Wpływ spadku cen ropy naftowej na globalną wartość importu pozostałych analizowanych krajów Europy Środkowej był w 2009 r. co najmniej równie silny, ponieważ nie posiadają one własnych znaczących złóż ropy naftowej i gazu ziemnego.

5. Podsumowanie

Przeprowadzona analiza wskazuje, że kurs walutowy stanowił istotny czynnik determinujący wartość obrotów handlowych oraz produkt krajowy brutto badanych krajów w latach 1995–2009.

W trzech badanych krajach pozostających poza strefą euro (Czechy, Polska i Węgry) osłabienie się ich walut w czasie światowego kryzysu gospodarczego stabilizowało koniunkturę gospodarczą. Realna deprecjacja przyczyniła się zarówno do wzrostu wartości eksportu, jak i importu wyrażonych w walutach krajowych. Zmiany realnego efektywnego kursu walutowego wywarły jednakże większy wpływ na kształtowanie się wartości eksportu aniżeli importu. Osłabienie się pieniądza krajowego pozytywnie wpłynęło na saldo bilansu handlowego Czech, Polski i Węgier w 2009 r. Oznacza to, że realizowana polityka kursu walutowego okazała się skuteczna i przynajmniej częściowo ochroniła gospodarki tych krajów przed przeniesieniem się negatywnych impulsów koniunkturalnych z zagranicy. Pozostanie poza strefą euro w czasie światowego kryzysu gospodarczego pozytywnie wpłynęło na stabilizację makroekonomiczną w tych krajach.

Umocnienie się waluty na Słowacji spowodowało w czasie światowego kryzysu gospodarczego zbliżony spadek wartości eksportu i importu wyrażonych w euro. Kurs walutowy nie wpłynął zatem stabilizująco na koniunkturę gospodarczą i nie ochronił słowackiej gospodarki przed negatywnymi zewnętrznymi impulsami koniunkturalnymi. Pomimo to inne czynniki spowodowały w 2009 r. poprawę salda bilansu w tym kraju.

Literatura

1. Aczel A.D., *Statystyka w zarządzaniu*, PWN, Warszawa 2000.
2. Backe P., Fidmuc J., Reiningger T., Schardax F., *Price dynamics in Central and Eastern European EU accession countries*, „Emerging Markets Finance and Trade” 2003, vol. 39.
3. Corcker R., Beuamont C., Elkan R. van, Iakowa D., *Exchange rate regimes in selected transition economies*, IMF Policy Discussion Paper, 2000.
4. Frömmel M., Schobert F., *Exchange rate regimes in Central and East European countries: Deeds vs. words*, „Journal of Comparative Economics” 2006, vol. 34.
5. Jaeger A., *Mechanical detrending by Hodrick-Prescott filtering: A note*, „Empirical Economics” 1994, vol. 19.
6. Kydland F.E., Prescott E.C., *Business cycles: Real fact and a monetary myth*, „Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review” 1990, vol. 14.
7. Pomfret R., *Trade and exchange rate policies in formerly centrally planned economies*, „The World Economy” 2003, vol. 26.
8. Rosenberg Ch., *Droga Słowacji do przyjęcia euro – plan dla Polski?*, <http://www.imf.org/external/cee/2008/102108p.pdf>.
9. Schweickert R., *Der Wechselkurs als Stabilisierungsinstrument*, Die Weltwirtschaft, 1995.
10. Schweickert R., *Lessons from exchange rate based stabilization in Argentina*, Universität Kiel Arbeitspapiere, Kiel 1993.
11. Wagner H., *Controlling inflation in transition economies: The relevance of central bank independence and the right nominal anchor*, „Atlantic Economic Journal” 2000, vol. 28.
12. Willet T.D., Al-Marhubi F., *Currency policies for inflation control in the formerly centrally planned economies*, „The World Economy” 1994, vol. 17.

EXCHANGE RATE POLICY AND THE BUSINESS SITUATION IN CENTRAL EUROPE DURING THE GLOBAL ECONOMIC CRISIS

Summary: This article aims to assess how the realized exchange rate policies contributed to the economic situation of Central European countries during the global economic crisis in the first decade of the 21st century. The paper identifies key determinants of the evolution of the value of exports and imports of the countries on the basis of multiple regression of the series of deviations from the trend set by using the filter of Hodrick-Prescott. In the case of the Czech Republic, Poland and Hungary the weakening of their currencies during the global economic crisis contributed to the full or partial compensation of the negative effects of worsening economic climate for foreign export. This means that the realized exchange rate policy has contributed to stabilizing the economic situation in these countries.