



Łukasz Markowski  <https://orcid.org/0000-0001-8791-1285>

Uniwersytet Warmińsko-Mazurski, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Teorii Ekonomii, Olsztyn
lukasz.markowski@uwm.edu.pl

Wpływ zmian kursu walutowego na sferę realną polskiej gospodarki w latach 2010–2019

Streszczenie: Celem artykułu jest ocena wpływu zmian kursu walutowego EUR/PLN na sferę realną polskiej gospodarki w latach 2010–2019. Okres ten charakteryzował się względnie stabilną sytuacją makroekonomiczną pomiędzy dwoma światowymi kryzysami ekonomicznymi. Polską gospodarkę można w tym czasie ocenić ponadto jako relatywnie silnie powiązaną handlowo, pieniężnie i koniunkturalnie ze strefą euro, co potwierdza przegląd literatury przedmiotu. W pierwszej części artykułu opisano zjawiska, które warunkują działanie kursu walutowego jako mechanizmu stabilizacji koniunktury w Polsce oraz przedstawiono wybrane wyniki badań w tym zakresie. Kolejną część pracy poświęcono na opis metodyki badania własnego. Następnie przedstawiono uzyskane rezultaty oraz zakończenie i wnioski. W badaniu wykorzystano model ekonometryczny VAR, za pomocą którego nie zaobserwowano statystycznie istotnej zależności pomiędzy zmianami kursu EUR/PLN a zmianami realnego PKB.

Słowa kluczowe: kurs walutowy, realny PKB, euro

JEL: E32, E58, F15

1. Wprowadzenie

W gospodarce rynkowej istnieje wiele instrumentów i automatycznych mechanizmów, pozwalających oddziaływać na sferę realną. Jednym z nich jest nominalny elastyczny kurs walutowy. Obserwując rzeczywistość gospodarczą, można jednak zauważyć, iż cena waluty zagranicznej wyrażona w walucie krajowej nie zawsze kształtuje się antycyklicznie wobec wahań aktywności ekonomicznej, a więc *de facto* może oddziaływać destabilizująco.

Sytuacja ta skłania do podjęcia weryfikacji oddziaływania zmian nominalnego kursu walutowego na sferę realną polskiej gospodarki, aczkolwiek nie w obliczu silnego szoku popytowego, na skutek którego naturalnym zjawiskiem jest deprecjacja waluty, lecz w dłuższej perspektywie czasowej, we względnie stabilnych warunkach koniunkturalnych. Podejście to jest uzasadnione wobec postępującej integracji Polski z Unią Europejską (UE) oraz samą strefą euro. Wybrany w niniejszym opracowaniu okres badawczy stanowi pewien zamknięty etap funkcjonowania i rozwoju polskiej gospodarki: rozpoczyna się po największej fali uderzeniowej kryzysu finansowego z końca pierwszej dekady XXI wieku, a kończy tuż przed pojawieniem się pierwszej recesji w najnowszej historii – spowodowanej kryzysem pandemicznym. W tak dobranym przedziale czasowym, obejmującym rozwój polskiej gospodarki w warunkach jednolitego rynku europejskiego, nasilanie wymiany handlowej i nieustanny wzrost gospodarczy, możliwe jest dokonanie syntetycznej oceny wpływu zmienności nominalnego kursu walutowego na sferę realną. Podjęcie analizy empirycznej w tym zakresie uzasadnia również fakt, iż ekonomia nie jest nauką eksperymentalną. Materiału do badań dostarczają wyłącznie dane statystyczne, a więc zasadne jest wykorzystywanie najnowszych informacji w celu aktualizacji dotychczasowej wiedzy i porównania wyników. Przeprowadzenie analizy empirycznej w tak fundamentalnej kwestii jest więc w pełni uzasadnione.

Celem badania jest ocena oddziaływania zmian nominalnego kursu walutowego EUR/PLN na sferę realną polskiej gospodarki. Podstawą do tego jest ekonometryczny model wektorowej autoregresji (*vector autoregression model* – VAR). Zgodnie z teorią weryfikacji hipotez statystycznych (Sokołowski, 2004) zapisano hipotezę zerową i alternatywną:

H0: Nie istnieje statystycznie istotny związek pomiędzy zmianami kursu EUR/PLN a zmianami produkcji realnej w Polsce w latach 2010–2019.

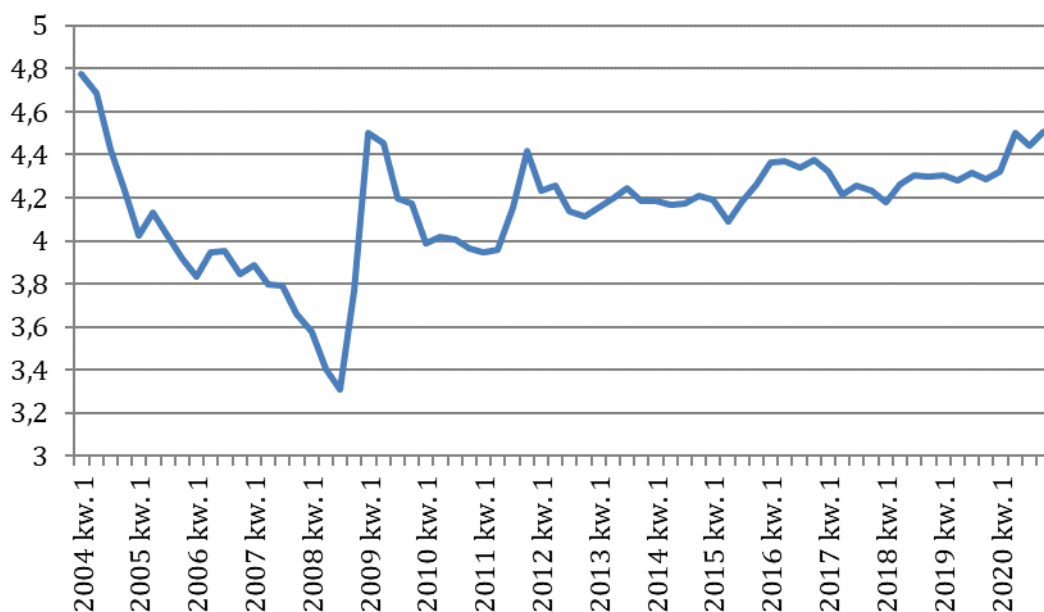
H1: Istnieje statystycznie istotny związek pomiędzy zmianami kursu EUR/PLN a zmianami produkcji realnej w Polsce w latach 2010–2019.

2. Kształtowanie się kursu EUR/PLN i jego uwarunkowania

Od przystąpienia Polski do Unii Europejskiej można wyróżnić kilka tendencji w kształtowaniu się kursu EUR/PLN (Wykres 1). Do połowy 2008 roku następowała istotna aprecjacja, spowodowana głównie napływem funduszy europejskich oraz korzystnymi wynikami makroekonomicznymi gospodarki (napływ inwestycji, rozwój handlu, wzrost gospodarczy i zatrudnienia). Następnie, w wyniku światowego kryzysu finansowo-ekonomicznego z lat 2008–2009, nastąpiła istotna deprecjacja. Warto podkreślić, iż do 2009 roku łącznie kurs był całkowicie płynny. Narodowy Bank Polski (NBP) nie podejmował interwencji na rynku walutowym (Michalczyk, 2013: 70–72; Biegun, 2017: 82).

W kolejnych okresach za przyczynę umacniania polskiej waluty uznaje się poprawę nastrojów inwestorów i dodatnie tempo wzrostu gospodarczego na tle innych krajów unijnych. Odwrót od walut gospodarek wschodzących nastąpił w czasie narastania kryzysu finansów publicznych w krajach Unii Europejskiej. Podejmowane interwencje Narodowego Banku Polskiego (pierwsza w kwietniu 2010 r.) miały jednak dość krótkotrwały skutek, a średniookresowa tendencja została odwrócona w 2012 roku w wyniku obserwowanej poprawy na rynkach finansowych (Michalczyk, 2013: 70–72). Dalsze lata, względem wcześniejszego okresu, to stabilizacja kursu EUR/PLN, który reagował silniej pod wpływem takich wydarzeń, jak na przykład uwolnienie kursu franka szwajcarskiego względem euro, referendum w sprawie wyjścia Wielkiej Brytanii z Unii Europejskiej, wybory prezydenckie w USA czy wybory prezydenckie i parlamentarne we Francji. Należy zaznaczyć, iż po 2010 roku Narodowy Bank Polski znacznie częściej dokonywał interwencji walutowych w celu osłabienia lub umocnienia złotówki¹ (m.in. w 2010, 2011, 2013 i 2020 r.).

¹ Warto podkreślić, iż „[...] reżim płynnego kursu nie wyklucza interwencji na rynku walutowym, gdy jest to niezbędne do zapewnienia stabilności makroekonomicznej i finansowej kraju” (*Raport roczny 2019, 2020*: 26). Interwencje te muszą być wyjątkowe (nie dłużej niż trzy dni robocze oraz nie częściej niż trzy razy w ciągu pół roku).



Wykres 1. Kształtowanie się kursu EUR/PLN w latach 2004–2020

Źródło: European Central Bank, 2021

W teorii ekonomii za zaletę elastycznego kursu walutowego uznaje się jego potencjalny stabilizujący wpływ na koniunkturę gospodarczą. W czasie korzystnej koniunktury występują tendencje do umocnienia waluty krajowej i ograniczenia konkurencyjności eksportu. Natomiast absolutny spadek produkcji bądź wyhamowanie tempa wzrostu powinny skutkować spadkiem wartości waluty krajowej względem waluty zagranicznej. Zwiększa to konkurencyjność eksportu danego kraju, co powinno wspierać gospodarkę (Pronobis, 2017: 301–302). Mechanizm kanału kursu walutowego można przedstawić następująco (Bukowski, Bukowska, 2017: 160–161):

$$M\uparrow \rightarrow E\uparrow \rightarrow NX\uparrow \rightarrow D\uparrow \rightarrow PKB\uparrow,$$

gdzie:

M – podaż pieniądza,

E – kurs walutowy – cena waluty obcej wyrażona w walucie krajowej,

NX – eksport netto,

D – zagregowany popyt,

PKB – Produkt Krajowy Brutto.

Z jednej strony wskazuje się, iż płynny kurs walutowy dla takiej gospodarki jak polska jest bardzo istotny ze względu na swoją amortyzującą funkcję. Jak już zaznaczono powyżej, polska waluta uległa silnemu osłabieniu w reakcji na kryzys finansowy. Badania wskazują, że mechanizm ten odegrał istotną rolę również w innych krajach stosujących płynny kurs walutowy (Czechy, Węgry, Rumunia) (Kotliński, 2014: 257; Polański, 2014: 92).

Jak jednak zaznacza Grzegorz Kołodko, zanim deprecjacja polskiej waluty częściowo zamortyzowała uderzenie kryzysu w latach 2008–2009, wcześniej złoty był silnie przewartościowany (nawet 3,2 PLN za 1 EUR), co było przyczyną fali upadłości nawet solidnie zarządzanych firm z wykwalifikowaną kadrą. Po kryzysie finansowym wahania kursu złotego (choć w mniejszej amplitudzie) były również bardzo niekorzystne, na przykład w wyniku zaskakującego rezultatu wyborów w USA (Kołodko, 2020: 266).

Podczas względnie stabilnej koniunktury, tj. sytuacji, w której nie mamy do czynienia ani z recesją (lub gwałtownym spadkiem tempa wzrostu produkcji), ani z nadmierną presją inflacyjną, zmienność kursu walutowego wprowadza dezorientację co do rentowności wszelkich przedsięwzięć wśród przedsiębiorców, którzy nie mają gwarancji, ile w ostateczności wyniosą ich przychody i koszty. Niepewność ta przekłada się na ograniczenie projektów inwestycyjnych oraz niepełne wykorzystanie mocy wytwórczych. W następstwie obniżeniu może ulec nie tylko dynamika inwestycji, lecz nawet ich bezwzględny poziom, bezpośrednio oddziałując na produkcję realną. Istotną kwestią, na którą może wpływać zmienność kursu EUR/PLN, jest to, iż przewartościowana waluta krajowa powoduje zaprzestanie produkcji tych towarów, które są tańsze w imporcie. Dochody budżetowe, zyski i miejsca pracy są wobec tego transferowane za granicę. Silny złoty pomaga więc ograniczyć inflację, ale daje mniejsze korzyści z eksportu, a co za tym idzie – mniejsze: produkcję, zatrudnienie i wpływy do budżetu (Kołodko, 2020: 265–268). Słaby złoty powinien z kolei sprzyjać eksporterom, ale należy liczyć się z możliwością zwiększonej inflacji na skutek wzrostu cen dóbr importowanych (Gajewski, Pilichowska, 2016: 202–203). Szerokie ujęcie, wyjaśniające przenoszenie wahań nominalnego kursu walutowego na ceny, to tzw. efekt *pass-through*. Uwzględnia ono takie zjawiska jak szoki podażowe (zmiana zewnętrznych cen) i popytowe. W analizie uwzględnia się również pośrednie czynniki wpływające na omawiany związek, jak chociażby poziom cen produkcji sprzedanej przemysłu i ceny producenta (McCarthy, 1999; Campa, Goldberg, 2002; Cholewiński, 2008; Malczyk, 2011; Tchorek, 2012). W konsekwencji wahań kursu wpływają na ceny konsumpcyjne, co ogranicza popyt i prowadzi do spadku produkcji realnej. Jak wynika z badań efektu *pass-through*, zmiany kursu walutowego są przenoszone na ceny konsumpcyjne w polskiej gospodarce (Cholewiński, 2008; Misztal, 2009; Malczyk, 2011; Gędek, 2015).

Zasadniczym pytaniem pozostaje więc, jak płynny kurs walutowy wpływa na sferę realną – nie w obliczu dużych szoków, lecz we względnie stabilnych warunkach, kiedy to za słabą koniunkturę uznaje się jedynie nieznaczne przyhamowanie tempa wzrostu gospodarczego. Jaki jest ogólny bilans stosowania tego systemu kursu walutowego i czy okresy destabilizacyjnego oddziaływania wahań kursu w ogólnym rozrachunku nie niwelują efektów pozytywnych? W celu podjęcia rozważań na ten temat konieczne jest zaakcentowanie uwarunkowań, które towarzyszyły Polsce przez ostatnie piętnaście lat i które miały zasadniczy wpływ na wypełnianie funkcji stabilizacyjnej przez elastyczny kurs walutowy.

Polska od 1 maja 2004 roku jest członkiem rynku wewnętrznego Unii Europejskiej, w wyniku czego ciągłej intensyfikacji ulegają takie zjawiska, jak wymiana handlowa, globalizacja, finansyzacja gospodarki i swobodny przepływ kapitału.

Jako jeden z warunków skutecznej integracji monetarnej, utworzenia wspólnego obszaru walutowego, a zarazem minimalizacji kosztów porzucenia prowadzenia autonomicznej polityki kursowej (lub płynnego kursu walutowego, działającego jako automatyczny stabilizator) wymienia się otwartość gospodarki (McKinnon, 1963). W tym ujęciu wahania kursu walutowego są destabilizujące dla handlu międzynarodowego (Barczyk, Lubiński, 2009: 232). Z drugiej strony duża otwartość sprzyja przenoszeniu szoków zewnętrznych, a tym samym oddziaływaniu na ceny. W tym miejscu warto podkreślić, iż z perspektywy otwartości gospodarki Polska wypada względnie korzystnie (*Raport na temat...*, 2009: 110). Od początku członkostwa w Unii Europejskiej wskaźnik otwartości polskiej gospodarki (mierzony jako suma eksportu i importu do PKB) wzrósł z 71,4% (2004 r.) do 104,5% (2020 r.) (OECD, 2021). Sam wzrost otwartości gospodarki jest ponadto silnie skorelowany ze wzrostem PKB *per capita* w Polsce (Machowska-Okrój, 2017: 229). W przypadku dużego udziału wymiany handlowej (a zatem dużego udziału importu) zmiany płynnego kursu walutowego mogą mieć jedynie krótkotrwały wpływ na wzrost eksportu, gdyż zniweluje go wzrost inflacji. Ważny jest więc nie sam stopień otwartości, ale skala związków z „walutą zaczepu” (w tym przypadku ze strefą euro)² (Tchorek, 2012: 37). Na podstawie danych w Tabeli 1 można stwierdzić, iż Polska jest intensywnie powiązana handlowo z krajami strefy euro, która to pozostaje jej głównym partnerem handlowym. W 2019 roku eksport do krajów tego ugrupowania wyniósł 57,5% całości eksportu, natomiast import 46,1%. Niemniej jednak udział ten nie wykazuje wyraźnej tendencji rosnącej (eksport) lub na przemian maleje i rośnie (import).

Tabela 1. Obroty towarowe Polski ze strefą euro
(udział w proc. w ogóle handlu)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Eksport	b.d.	b.d.	52,7	52,2	51,2	56,2	55,3	54,1
Import	b.d.	b.d.	48,1	48,7	47,1	48,8	46,4	46,5
	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Eksport	51,9	50,7	55,2	56,4	56,6	57,1	57,9	57,5
Import	45,1	45,6	47,1	47,9	49,0	48,3	47,0	46,1

Źródło: Główny Urząd Statystyczny, 2021

Zmienność kursu walutowego może być źródłem niestabilności w gospodarce na skutek funkcjonowania rynków walutowych w erze globalizacji i pełnej mobilności kapitału. Destabilizujący wpływ elastycznego kursu walutowego na gospodarkę może wyni-

² Warto zaznaczyć, iż euro jako waluta światowa jest wykorzystywane do fakturowania handlu również z krajami spoza strefy euro (*Raport na temat...*, 2009: 30).

kać z tzw. efektu *flight to quality*, czyli „ucieczki” inwestorów na rynki, gdzie dokonuje się transakcje w walutach światowych (Jajuga, 2017: 37–38) i do aktywów uznawanych za bezpieczne. Polska waluta jest ponadto wciąż podatna na ataki spekulacyjne, które mogą być skutecznie przeprowadzone przez skoordynowaną akcję potężnych banków lub funduszy inwestycyjnych (Kołodko, 2020: 270).

Coraz częściej wahania kursów walutowych są „rozłączne” wobec zmian w „fundamentach makroekonomicznych” w wyniku wzrostu znaczenia rynków finansowych względem sfery realnej (finansyzacja). Zmiany kursów nie odzwierciedlają już zatem wyłącznie zmian w handlu towarami (Tchorek, 2012: 43; Pronobis, 2017: 303). Udział sektora finansowego względem realnej produkcji (miernik finansyzacji) jest bardzo duży w strefie euro (w 2019 r. wyniósł on 488% PKB), natomiast w Polsce względem tego ugrupowania (oraz innych krajów regionu) jest dość niski (124,5% w 2019 r.). W tym aspekcie należy stwierdzić, że polski system finansowy nie jest nadmiernie rozwinięty względem realnej gospodarki (*Rozwój systemu finansowego...*, 2020: 22).

Funkcjonowanie w warunkach Unii Europejskiej rodzi tzw. dylemat nieosiągalnej triady (*impossible trinity*), zgodnie z którym niemożliwe jest jednoczesne spełnienie trzech właściwości: utrzymania sztywnych kursów walutowych, liberalizacji przepływu kapitału oraz autonomii polityki pieniężnej (kontroli stóp procentowych). Mobilność kapitału w Unii Europejskiej teoretycznie pozostawia krajom członkowskim (nieposiadającym euro) możliwość kontroli kursu walutowego lub stopy procentowej. Jednak w warunkach wysokiego stopnia powiązań rynków pieniężnych i zjawisk globalizacyjnych należy zadać sobie pytanie, na ile krajowa polityka pieniężna pozostaje faktycznie niezależna, a płynny kurs walutowy faktycznie wynika jedynie z działania mechanizmów rynkowych.

Badania empiryczne przeprowadzone w tym zakresie przez Łukasza Goczka oraz Dagmarę Mycielską wskazują na istnienie długookresowej zależności pomiędzy stopami procentowymi NBP i EBC. Natomiast weryfikacja tego, czy zależność ta wynika z efektów endogenicznych (np. większa korelacja cykli koniunkturalnych i intensyfikacji handlu), czy na przykład z kopiowania decyzji EBC przez NBP, jest utrudniona (Goczek, Mycielska, 2014: 278). Za pierwszym wyjaśnieniem przemawia fakt, iż synchronizacja cyklu koniunkturalnego Polski z cyklem strefy euro po przystąpieniu do Unii Europejskiej zwiększyła się i jest nawet wyższa niż synchronizacja cyklu Słowacji, która jest członkiem unii walutowej (Kotliński, Warżęła, 2013: 62; Warżęła, 2018: 157–158). Za drugim wyjaśnieniem przemawiają choćby decyzje NBP w obliczu skrajnie akomodacyjnych warunków monetarnych w czasie pandemii. Na przykład w odpowiedzi na poluzowanie monetarne dokonane przez Europejski Bank Centralny w marcu 2021 roku NBP zwiększał strukturalne operacje otwartego rynku w celu obniżenia rentowności obligacji skarbowych, przyczyniając się tym samym do deprecjacji waluty. Brak reakcji mógł wywołać presję na aprecjację złotego i tym samym stworzyć ryzyko procyklicznego oddziaływania kanału nominalnego kursu walutowego (Narodowy Bank Polski, 2021).

Wobec powyższego należy podkreślić, iż płynny kurs walutowy sprzyja transmisji światowych stóp procentowych do gospodarki krajowej. Wrażliwość stóp krajowych na zmiany stóp zagranicznych może również rosnać wraz ze wzrostem płynności kursu walutowego (Frankel, Schmukler, Serven, 2004; Cuaresma, Wójcik, 2006; Goczek, Mycielska, 2014). Wobec tego, jak argumentują Ł. Goczek oraz D. Mycielska (2012), w Polsce może występować tzw. obawa przed całkowitą płynnością kursu walutowego, z uwagi na to, że zmiana stopy procentowej umożliwia kontrolę kursu (Goczek, Mycielska, 2012: 207–212). W efekcie ta część wahań kursu walutowego, która jest rezultatem mechanizmu rynkowego oraz siły popytu i podaży nie zawsze może kształtować się antycyklicznie, co oznacza, że wpływa zarówno stabilizująco, jak i destabilizująco na sferę realną.

Potwierdzeniem powyższego może być badanie przeprowadzone przez Michała Pronobisa (2017), który za pomocą współczynnika korelacji wykazał, że istnieje co prawda zależność pomiędzy kursem walutowym EUR/PLN a tempem wzrostu gospodarczego i produkcją przemysłową w Polsce, lecz jest to korelacja co najwyżej umiarkowana. Analizy problemu sprzecznego oddziaływania zmian kursu walutowego na dynamikę wzrostu gospodarczego (z jednej strony wzrost eksportu netto, a z drugiej wzrost cen importowanych półproduktów i kosztów produkcji krajowej w wyniku deprecjacji) podjął się Piotr Misztal (2010). Na podstawie modelu VAR autor w okresie pierwszy kwartał 1997 – drugi kwartał 2009 roku zaobserwował znikomą zależność między zmianami realnego efektywnego kursu walutowego a dynamiką PKB, co uzasadniał niską otwartością polskiej gospodarki. Krzysztof Biegun (2017), analizując okres od 2000 do 2011 roku, stwierdza, iż zmiany realnego kursu walutowego nie są w wystarczającym stopniu wyjaśnione różnicami w kształtowaniu się cykli koniunkturalnych Polski i strefy euro. Natomiast kurs nominalny co prawda reagował na szoki makroekonomiczne, ale w dużym stopniu był też źródłem szoków nominalnych. Słaby wpływ kursu walutowego EUR/PLN jako czynnika mającego pobudzić eksport (dla okresu drugi kwartał 2002 – czwarty kwartał 2006) udowodnił Piotr Wdowiński (2009). Brak powiązań pomiędzy zmianą kursu walutowego a eksportem w latach 1995–2016 wśród wybranych krajów (w tym Polski) stwierdził ponadto Marcin Gryczka (2018). Deprecjacja nie prowadziła do wzrostu wartości wywozu, a aprecjacja do spadku.

Z uwagi na to, że Polska jest krajem transformacji ustrojowej, można spodziewać się, że szacowane parametry modeli nie są stabilne w długim okresie³ (Cholewiński, 2008: 69). Wobec tego uzasadniona jest ciągła aktualizacja badań. Celem niniejszego artykułu jest ocena wpływu zmian kursu walutowego EUR/PLN na sferę realną w okresie, gdy można mówić już o względnie silnych powiązaniach integracyjnych Polski z Unią Europejską. Następna część opracowania traktuje o wynikach analizy empirycznej w tej kwestii.

³ Szczególnie tych, które obejmują dane sprzed wstąpienia Polski do Unii Europejskiej.

3. Dane i metodyka badania

Za zakres czasowy badania, obejmującego czterdzieści obserwacji, przyjęto pierwszy kwartał 2010 – czwarty kwartał 2019 roku. Był to okres względnie stabilnej sytuacji koniunkturalnej, rozpoczynający się po ustaniu objawów kryzysu finansowo-ekonomicznego, a kończący się tuż przed wybuchem kolejnego kryzysu – pandemicznego. Badanie oparto na wielowymiarowym modelu VAR, który jest alternatywą dla dość skomplikowanych wielorównaniowych modeli strukturalnych. Pozwala ponadto na analizę funkcji reakcji danej zmiennej na impuls. Model można zapisać w następującej postaci (Osińska, Stempińska, 2007: 368–369; Brózda-Wilamek, 2017: 180):

$$Z_t = \sum_{i=1}^q A_0 D_t + A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t,$$

gdzie:

A_0 – macierz parametrów,

D_t – wektor zmiennych deterministycznych⁴,

Z_t – wektor obserwacji bieżących wartości zmiennych,

A_i – macierze autoregresyjnych operatorów procesów⁵,

ε_t – wektor procesów resztowych⁶,

q – rząd modelu.

W modelach wektorowej autoregresji nie ma podziału na zmienne egzo- i endogeniczne (opóźnione zmienne objaśniane są zmiennymi objaśniającymi), a każda zmienna generuje oddzielne równanie. Jest to model prosty, gdyż parametry osobno dla każdego równania można oszacować klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK), a w celu uzyskania identyfikowalności modelu nie nakłada się zerowych restrykcji. Modelowanie oparto na procedurze zastosowanej przez Andrzeja Wójcika i przeprowadzono według następujących etapów: wybór zmiennych, badanie stacjonarności ich szeregów, określenie rzędu opóźnień, testowanie identyfikowalności modelu oraz autokorelacji i normalności składników losowych (Wójcik, 2014: 113–114). Dodatkowo przetestowano istotność wybranego rzędu opóźnienia oraz pierwiastki równania charakterystycznego (Kufel, 2013: 170). Obliczeń dokonano za pomocą programu GRETl.

Do modelu wybrano trzy zmienne endogeniczne w częstotliwości kwartalnej (uśrednione dane miesięczne). Oprócz poziomu produkcji realnej (ceny stałe z 2015 r., uzyskane za pomocą deflatora PKB) i kursu walutowego EUR/PLN⁷, do modelu włączy-

⁴ Wyraz wolny, zmienne zero-jedynkowe, zmienna sezonowa, zmienna czasowa.

⁵ Nie zakłada się *a priori* elementów zerowych.

⁶ Zakłada się, że składowe są ze sobą skorelowane oraz nie zawierają autokorelacji.

⁷ Autor ma świadomość, iż w pewnym sensie bardziej precyzyjnym rozwiązaniem byłoby użycie danych miesięcznych, opierających się na wielkościach obrazujących produkcję sprzedaną przemysłu (dane dotyczące PKB w częstotliwości miesięcznej nie są dostępne). Jednak przemysł może okazać

no indeks reprezentujący stosunek indeksu eksportu do indeksu importu towarów Polski ze strefą euro jako zmienną, poprzez którą kurs walutowy oddziałuje na sferę realną (2015 = 100). Wzrost indeksu oznacza szybszy przyrost eksportu niż importu, a spadek odwrotnie. Zmienna ta (w dalszej części pracy oznaczona jako indeks handlu) odzwierciedla kształtowanie się eksportu netto (korelacja z bilansem handlowym na poziomie 0,95) i przyjmuje wartości dodatnie, dzięki czemu możliwe było zastosowanie logarytmów⁸. Wszystkie szeregi pobrano z bazy Eurostatu i oczyszczono z wahań sezonowych i przypadkowych metodą TRAMO/SEATS⁹.

Punktem wyjścia w procedurze badawczej było zbadanie stacjonarności wybranych szeregów czasowych. Dokonano tego za pomocą rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (*Augmented Dickey-Fuller* – ADF), w którym hipoteza zerowa głosi, że szereg jest niestacjonarny. W przypadku poziomów wybranych zmiennych szeregi okazały się niestacjonarne (asymptotyczna wartość p była większa od przyjętego poziomu istotności 0,05, jedynie w przypadku kursu walutowego wynik „graniczył” z poziomem istotności). Wobec tego w dalszej procedurze badawczej oszacowano przyrosty logarytmów, których szeregi charakteryzowały się stacjonarnością (Tabela 2).

Tabela 2. Wyniki testów na stacjonarność badanych szeregów

Szereg	Test ADF (logarytm)		Test ADF (przyrosty logarytmów)	
	Statystyka testu	Asymptotyczna wartość p	Statystyka testu	Asymptotyczna wartość p
Realny PKB	0,461639	0,9854	-3,55809	0,006645
Indeks handlu	-0,334053	0,9175	-4,64836	0,0001011
Kurs EUR/PLN	-2,86959	0,04898	-5,26133	5,781e-006

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL

Następnym etapem był wybór rzędu opóźnień modelu VAR. W tym celu posłużono się tzw. kryteriami informacyjnymi, które wskazują stopień utraty informacji przy danym opóźnieniu (kryterium Akaike’a – AIC, Schwartz-Bayesian – BIC oraz Hannan-Quin-

się wskaźnikiem zbyt „wąskim” (np. w 2018 r. odpowiadał za 22,4% polskiego PKB). Ze względu na mniejszą liczbę obserwacji w wyniku oparcia analizy na danych kwartalnych autor zrezygnował z dodawania innych „pośrednich zmiennych” do modelu (ceny importowe) i skoncentrował się na identyfikacji zależności pomiędzy zmianami kursu a ostatecznymi kategoriami makroekonomicznymi. Dodawanie kolejnych zmiennych zmniejsza bowiem liczbę stopni swobody (Wójcik, 2014: 115).

- 8 Zastosowanie logarytmów pozwala na wyeliminowanie wystąpienia regresji na poziomach. Może ona wynikać wyłącznie z tego, iż wielkości zmieniają się w przybliżonym przedziale wahań. Problem ten dotyczy zwłaszcza agregatów makroekonomicznych. Pierwsze różnice logarytmów są ponadto dobrym przybliżeniem stóp wzrostu zmiennych wyjściowych (Cholewiński, 2008: 25).
- 9 Szczegółowy opis procedury w: Gomez, Maravall (2001).

na – HQC). Do dalszej procedury badawczej wybrano opóźnienie, przy którym wartość kryterium jest najmniejsza (Osińska, Stempińska, 2007: 293–294; Hamulczuk i in., 2012: 48; Wójcik, 2014: 118). Na podstawie danych zawartych w Tabeli 3 do modelu wybrano opóźnienie o długości dwóch okresów (dwa z trzech kryteriów wskazały ten rząd opóźnienia).

Tabela 3. Wartości kryteriów informacyjnych

Opóźnienia	loglik	$p(LR)$	AIC	BIC	HQC
1	460,49229		-25,628131	-25,094869	-25,444049
2	497,03141	0,00000	-27,201795	-26,268586*	-26,879652*
3	502,19588	0,32452	-26,982622	-25,649466	-26,522416
4	517,22677	0,00043	-27,327244*	-25,594142	-26,728977

* Najlepsza wartość dla poszczególnych kryteriów informacyjnych.

Źródło: obliczenia własne w programie GRETl

Po wybraniu rzędu opóźnienia można przystąpić do szacowania parametrów za pomocą KMNK, a następnie do poddania go weryfikacji (identyfikowalność modelu, autokorelacja i normalność rozkładu składników losowych) (Wójcik, 2014: 114–115). Wyniki testów w tym zakresie zamieszczono w Tabelach 4, 5 oraz 6.

Tabela 4. Statystyka F dla poszczególnych równań modelu

Równanie	Statystyka F	Wartość p
Równanie 1	F(6, 30) 10,18249	3,78e–06
Równanie 2	F(6, 30) 19,01360	5,28e–09
Równanie 3	F(6, 30) 143,6669	1,02e–20

Źródło: obliczenia własne w programie GRETl

W modelu VAR zmienne, które są nieistotne, nie są usuwane, dlatego ważna jest weryfikacja, czy współczynnik korelacji wielorakiej nie jest istotnie różny od 0. W tym celu można wykorzystać statystykę F (Fishera-Snedecora) (Warzecha, Wójcik, 2014: 187). Jak wynika z danych zamieszczonych w Tabeli 4, wartość p jest niższa od poziomu istotności (0,05), dlatego można stwierdzić, iż wszystkie zmienne objaśniające istotnie wpływają na zmienną objaśnianą.

Tabela 5. Wyniki testów na autokorelację składników losowych w równaniach modelu

Równanie/ Rząd autokorelacji	I		II	
	Statystyka Q'	Wartość p	Statystyka Q'	Wartość p
Równanie 1	1,16166	0,281	4,12056	0,127
Równanie 2	0,616933	0,432	5,10333	0,078
Równanie 3	0,499282	0,48	0,979925	0,613

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL

Za literaturą przedmiotu (Brózda-Wilamek, 2013: 221; Warzecha, Wójcik, 2014: 187; Wójcik, 2014: 119) autokorelację i normalność składników losowych przeprowadzono kolejno za pomocą testu Ljunga-Boxa (istotne jest przebadanie autokorelacji do stopnia równego opóźnieniu) oraz Jarque'a-Berego (JB). Dodatkowo zbadano normalność wielowymiarowego rozkładu reszt testem Doornika-Hansena (Kufel, 2013: 168). Wartości p większe od wybranego poziomu istotności (0,05) świadczą o braku autokorelacji (Tabela 5) oraz o normalności reszt (Tabela 6).

Tabela 6. Wyniki testów na normalność składnika losowego

Równanie, test	Statystyka	Wartość p
Równanie 1 (test JB)	0,270931	0,873309
Równanie 2 (test JB)	2,60305	0,272116
Równanie 3 (test JB)	1,37211	0,503559
Test Doornika-Hansena	9,12016	0,1669

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL

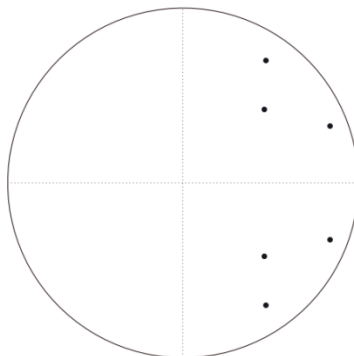
W modelu VAR za pomocą testu F można zweryfikować również przyjęty rząd opóźnienia. Informacje zawarte w Tabeli 7 świadczą o jego istotności (Kufel, 2013: 168).

Tabela 7. Testowanie istotności rzędu opóźnienia

Równanie	Statystyka F	Wartość p
Równanie 1	F(3, 30) 8,4701	0,0003
Równanie 2	F(3, 30) 8,0157	0,0005
Równanie 3	F(3, 30) 18,490	0,0000

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL

Model, który został pomyślnie zweryfikowany, może być praktycznie wykorzystany, tylko jeśli pierwiastki równania charakterystycznego są niższe od modułu (Brózda-Wilamek, 2013: 220; Kufel, 2013: 170; Bukowski, Bukowska, 2017: 169).



Wykres 2. Pierwiastki równania charakterystycznego w modelu

Źródło: opracowanie własne za pomocą programu GRETL

Wykres 2 wskazuje, iż ten warunek został spełniony. Wobec tego w kolejnej części artykułu zaprezentowane zostaną wyniki testu, pozwalające ocenić istotność statystyczną oddziaływania zmian kursu walutowego na zmiany realnej produkcji.

4. Wyniki badań

W celu odpowiedzi na pytanie, czy zmiany nominalnego poziomu kursu walutowego wpływały w sposób statystycznie istotny na sferę realną, przeprowadzono test przyczynowości Grangera (1969)¹⁰. Wykorzystano test F, który weryfikuje, czy dodanie do modelu zmiennych istotnie zmniejsza wariancję resztową (Tabela 8) (Hamulczuk i in., 2012: 55). Przyjęty poziom istotności to 5%.

W wyniku przeprowadzonego badania nie zaobserwowano statystycznie istotnego wpływu zmian kursu walutowego na zmiany realnej produkcji i indeksu handlu na poziomie istotności 5%. Wyniki te są zgodne z innymi analizami dostępnymi w literaturze przedmiotu. W przypadku zmian indeksu handlu wynik jest jednak na granicy poziomu istotności 10%. Odczytując rezultaty testu z Tabeli 8, można ponadto stwierdzić, iż występowała jednostronna zależność pomiędzy zmianami indeksu handlu a zmianami realnej produkcji na poziomie istotności 10%, choć wynik jest bliski poziomowi 5%. Można również zauważyć, iż tempo wzrostu realnego PKB było przyczyną zmian kursu walutowego na poziomie istotności 10%.

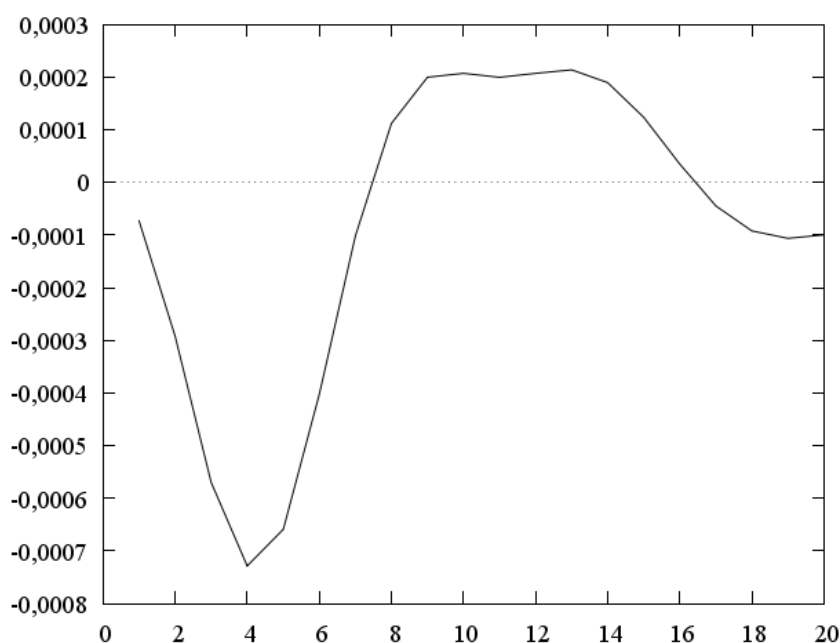
¹⁰ Test opiera się na sprawdzeniu, czy dodając opóźnienia zmiennej x do równania regresji, w którym pierwotnie zmienna y jest objaśniana tylko przez swoje opóźnienia, poprawi się jakość opisowa modelu (Charemza, Deadman, 1997: 157).

Tabela 8. Test na przyczynowość w sensie Grangera

Zmienna jako Przyczyna	Skutek					
	Zmiana produkcji realnej		Zmiana kursu walutowego		Zmiana indeksu handlu	
	Statystyka testu	Wartość p	Statystyka testu	Wartość p	Statystyka testu	Wartość p
Zmiana produkcji realnej	-	-	2,5652	0,0937	1,7551	0,1902
Zmiana kursu walutowego	2,0338	0,1485	-	-	2,3984	0,1081
Zmiana indeksu handlu	3,0224	0,0637	1,4191	0,2577	-	-

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL

Uzupełnieniem powyższej analizy może być wygenerowanie funkcji odpowiedzi na impuls, co pozwala określić, jaki skutek będzie miał szokowy wzrost wybranej zmiennej na inną zmienną w modelu. Możliwa jest również ocena siły i kierunku tego oddziaływania, a także jego rozkład w czasie (Gędek, 2015: 64). Na Wykresie 3 zamieszczono reakcję zmian realnego PKB na szokowy wzrost kursu EUR/PLN. Oś odciętych reprezentuje czas oddziaływania impulsu (w kwartałach), a oś rzędnych wielkość reakcji zmian realnego PKB. Należy jednak pamiętać, iż w obliczu braku statystycznie istotnej zależności pomiędzy tymi zmiennymi, analizę tę należy rozpatrywać z wyjątkową ostrożnością.



Wykres 3. Funkcja odpowiedzi zmian realnego PKB na impuls zmiany kursu walutowego

Źródło: opracowanie własne za pomocą programu GRETL

Szokowej zmianie kursu EUR/PLN (deprecjacji) towarzyszy początkowo spadek przyrostu realnego PKB. W dłuższej perspektywie czasowej zaobserwowana zależność jest jednak zgodna z oczekiwanym rezultatem. Maksymalne przyspieszenie tempa wzrostu produkcji jest obserwowane dopiero w dziewiątym kwartale. Następnie około siedemnastego kwartału ponownie obserwowany jest spadek tempa wzrostu. Później spodziewać się można wygaszania impulsu, aczkolwiek ze względu na liczbę obserwacji niemożliwe było wygenerowanie dłuższego horyzontu prognozy. Należy zaznaczyć, iż skala spadku tempa wzrostu realnej produkcji przewyższa skalę jej wzrostu.

5. Zakończenie i wnioski

W wyniku przeprowadzonego badania postawiony w pracy cel udało się zrealizować. Należy stwierdzić, iż nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H_0 , gdyż nie zaobserwowano statystycznie istotnego związku pomiędzy zmianami kursu walutowego a zmianami realnego PKB (oraz zmianami indeksu reprezentującego stosunek zmian eksportu do importu Polski ze strefą euro, czyli wskaźnika odzwierciedlającego eksport netto). Sytuacja ta może wynikać z tego, iż wahania kursu walutowego mają odzwierciedlenie nie we wzroście wolumenu eksportu (i w konsekwencji w tempie wzrostu PKB), lecz w wynikach finansowych przedsiębiorstw (Biegun, 2017: 88). Eksporterzy, dla których konkurencja cenowa jest istotna, będą absorbować niekorzystne wahania kursu. Jeśli przedsiębiorcy oceniają je jako chwilowe i niewielkie, nie będą skłonni do ciągłej aktualizacji swoich cen. Jest to konsekwencją silnych powiązań handlowych. W takiej strategii eksporterów fluktuacje kursu walutowego wprowadzają niepewność i mogą ograniczać na przykład inwestycje, nie wspominając o ponoszonych kosztach transakcyjnych. W wyniku testu przyczynowości nie odnotowano statystycznie istotnego oddziaływania indeksu handlu na wzrost realnego PKB na poziomie 5% (choć wartość p była bliska temu poziomowi). Niemniej jednak zmiany realnego wzrostu PKB tym bardziej nie były przyczyną zmian indeksu handlu (wartość p na poziomie 0,1902). Można więc stwierdzić, iż zaobserwowana sytuacja przemawia na korzyść strategii wzrostu gospodarczego ciągniętego przez eksport w Polsce, co może stanowić koło zamachowe gospodarki¹¹.

Z badań wynika też, iż kurs walutowy nie zawsze działa stabilizująco wobec wahań tempa wzrostu gospodarczego. Może o tym świadczyć to, iż wygenerowana funkcja odpowiedzi wskazała, że szokowej deprecjacji waluty towarzyszy zarówno spadek,

¹¹ Literatura ekonomiczna przedstawia dwa podejścia do relacji przyczynowo-skutkowych pomiędzy kształtowaniem się eksportu i wzrostu gospodarczego. Pierwsze wskazuje, iż to wzrost gospodarczy wyzwała dynamikę eksportu. Drugie wyjaśnia wzrost produkcji jako skutek przyspieszającego eksportu (Strojny, 2018: 249). Taką strategię w Polsce uzasadnia G. Kołodko, który podkreśla, iż aby ją realizować, eksport musi rosnać szybciej niż import, a obie te wartości szybciej niż PKB (Kołodko, 2020: 260).

jak i przyspieszenie tempa wzrostu produkcji (przy czym początkowa skala spadku jest większa). O statystycznie istotnej zależności oddziaływania zmian PKB na kurs można mówić dopiero przy poziomie istotności 10%. Należy więc uwzględnić, iż za wahania kursu odpowiadają także czynniki spoza sfery realnej, jak na przykład zaufanie inwestorów. Z powyższych względów można przypuszczać, iż ewentualny koszt przystąpienia Polski do strefy euro maleje. Świadczy o tym również postępująca od przystąpienia Polski do Unii Europejskiej synchronizacja cyklu koniunkturalnego z cyklem strefy euro oraz wysoki stopień wypełnienia kryteriów konwergencji nominalnych w latach poprzedzających kryzys pandemiczny. Niemniej jednak istotną kwestią, wartą przeprowadzenia pogłębionej analizy empirycznej, pozostają interwencje walutowe NBP, które miały miejsce w przyjętym okresie badawczym. Być może bez tych interwencji płynny kurs walutowy oddziaływałby jeszcze bardziej destabilizująco na aktywność ekonomiczną. Z jednej strony zatem rezygnacja z aktywnej polityki kursowej może stanowić koszt. Należy jednak zaznaczyć, iż w przypadku jej wykorzystywania NBP może mieć ograniczone możliwości prowadzenia autonomicznej polityki pieniężnej (której warunkiem jest całkowicie elastyczny kurs)¹². Kwestia przyjęcia wspólnej waluty europejskiej nie była jednak przedmiotem analizy w niniejszym opracowaniu i należy ją raczej rozpatrywać w perspektywie długoterminowej ze względu na kryzys pandemiczny. W tej kwestii istotne wydaje się podjęcie analizy empirycznej dotyczącej skutków interwencji walutowych NBP i wrażliwości krajowych stóp procentowych na stopy zagraniczne w latach 2010–2019.

Bibliografia

- Barczyk R., Lubiński M. (2009), *Dylematy stabilizowania koniunktury*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań.
- Biegun K. (2017), *Ocena stabilizacyjnej roli zmian kursu walutowego w Polsce w kontekście potencjalnego członkostwa w strefie euro*, „Studia i Prace WNEIZ US”, nr 47/1, s. 81–93, <https://doi.org/10.18276/sip.2017.47/1-07>
- Brózda-Wilamek D.A. (2013), *Wpływ zmian stopy procentowej EBC na inflację i aktywność gospodarczą strefy euro – weryfikacja za pomocą modelu autoregresji wektorowej (VAR)*, [w:] P. Urbanek (red.), *Ekonomia i zarządzanie w teorii i praktyce. Determinanty konkurencyjności, regionów, gospodarek*, t. 6, s. 211–229, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Brózda-Wilamek D.A. (2017), *Wpływ polityki pieniężnej Europejskiego Banku Centralnego na gospodarki państw strefy euro w latach 1999–2016*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica”, nr 6(332), s. 175–188, <http://dx.doi.org/10.18778/0208-6018.332.12>
- Bukowski S. I., Bukowska J.E. (2017), *Zmiany podaży pieniądza, stóp procentowych i kursu walutowego a wzrost gospodarczy w obszarze euro*, „Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica”, nr 6(332), s. 159–173, <http://dx.doi.org/10.18778/0208-6018.332.11>

¹² Jest to szczególnie widoczne w obliczu skrajnie akomodacyjnej polityki monetarnej innych banków centralnych względem polityki NBP w czasie pandemii, o czym wspomniano we wcześniejszej części pracy.

- Campa J.M., Goldberg L.S. (2002), *Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?*, „NBER Working Paper”, nr 8934, s. 1–34.
- Charemza W., Deadman D. (1997), *Nowa ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Cholewiński R. (2008), *Wpływ zmian kursu walutowego na dynamikę procesów inflacyjnych*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Cuaresma C.J., Wójcik C. (2006), *Measuring monetary independence: evidence from a group of new EU member countries*, „Journal of Comparative Economics”, t. 34(1), s. 24–43, <https://doi.org/10.1016/j.jce.2005.12.003>
- European Central Bank – Statistical Data Warehouse – Quick View (2021), *Parameters and Transformations*, https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=120.EXR.Q.PLN.EUR.SP00.A [dostęp: 2.04.2021].
- Frankel J., Schmukler S., Serven L. (2004), *Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regime*, „Journal of International Money and Finance”, t. 23(5), s. 701–733.
- Gajewski R., Pilichowska K. (2016), *Wpływ kursów walut i ich systemów na sytuację firm transportowych eksportujących swoje usługi na rynek europejski*, [w:] B. Glinkowska (red.), *Internacjonalizacja przedsiębiorstw. Uwarunkowania – procesy – wyniki badań*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 201–213.
- Gędek S. (2015), *Analiza współzależności pomiędzy poziomem stóp procentowych a poziomem inflacji i kursami walutowymi złotego*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, nr 16(3), s. 60–69.
- Główny Urząd Statystyczny (2021), *Obroty towarowe handlu zagranicznego ogółem i według krajów w styczniu 2021 roku*, <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ceny-handel/handel/obroty-towarowe-handlu-zagranicznego-ogolem-i-wedlug-krajow-w-styczniu-2021-roku,1,102.html> [dostęp: 19.03.2021].
- Goczek Ł., Mycielska D. (2012), *Realizacja celu inflacyjnego czy obawa przed płynnością? Uwarunkowania kursowe w Polsce w przededniu przyjęcia euro*, [w:] J. Górski, K. Opolski (red.), *Where is the Eurozone heading?*, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski, Warszawa, s. 207–212.
- Goczek Ł., Mycielska D. (2014), *Gotowi na euro? Badanie empiryczne faktycznej swobody polskiej polityki pieniężnej*, „Bank i Kredyt”, nr 45(3), s. 267–290.
- Gomez V., Maravall A. (2001), *Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series*, [w:] D. Pena, G.C. Tiao, R.S. Tsay (red.), *A course in Time Series Analysis*, John Wiley and Sons, New York, s. 202–248.
- Granger C.W.J. (1969), *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, „Econometrica”, t. 37, nr 3, s. 424–438.
- Gryczka M. (2018), *Wpływ zmian kursu walutowego na wartość eksportu towarowego wybranych krajów*, „Przedsiębiorczość i Zarządzanie”, t. XIX, z. 2, cz. 2, s. 51–66.
- Hamulczuk M., Gędek S., Klimkowski C., Stańsko S. (2012), *Prognozowanie cen surowców rolnych na podstawie zależności przyczynowych*, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej, Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Jajuga K. (2017), *Odpowiedź na Pytanie nr 18: Czy nasz kraj powinien wejść do strefy Euro? Jakie korzyści i jakie zagrożenia są z tym związane?*, [w:] J. Wilkin (red.), *Raport środowiska naukowego PAN dotyczący integracji europejskiej i miejsca Polski w tym procesie*, Raport przedstawiony na 135. Sesji Zgromadzenia Ogólnego PAN w dniu 7 grudnia 2017 roku, http://www.irwirpan.waw.pl/dir_upload/site/files/raport-Polska-UE-2017.pdf [dostęp: 18.03.2021].
- Kołodko G. (2020), *Od ekonomicznej teorii do politycznej praktyki*, Wydawnictwo Poltext, Warszawa.

- Kotliński K. (2014), *Kurs walutowy jako mechanizm dostosowawczy w latach 2008–2011 na przykładzie wybranych krajów*, „Prace Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej w Gdańsku”, t. 29, s. 245–260.
- Kotliński K., Warząła R. (2013), *Synchronizacja cykli koniunkturalnych jako kryterium członkostwa w strefie euro*, „Ekonomia”, nr 34, s. 49–64.
- Kufel T. (2013), *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Machowska-Okrój S. (2017), *Empiryczna analiza zależności między otwartością gospodarki a wzrostem gospodarczym na przykładzie Polski*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 489, s. 222–230, <https://doi.org/10.15611/pn.2017.489.20>
- Malczyk K. (2011), *Analiza wpływu zmian kursu walutowego na inflację w Polsce za pomocą modelu VECM*, „Folia Oeconomica Cracoviensia”, t. LII, s. 19–47.
- McCarthy J. (1999), *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies*, Federal Reserve Bank of New York, Staff Report, New York, nr 111, s. 1–53, <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/60561/1/320220435.pdf> [dostęp: 18.03.2021].
- McKinnon R.I. (1963), *Optimum Currency Area*, „The American Economic Review”, t. 53, nr 4, s. 717–725.
- Michalczyk W. (2013), *Uwarunkowania kursu złotego względem euro w perspektywie przystąpienia do mechanizmu ERM2*, „Finanse: Czasopismo Komitetu Nauk o Finansach PAN”, nr 1(6), s. 65–86.
- Misztal P. (2009), *Zmiany kursu walutowego a dynamika cen w Polsce*, „Ekonomista”, nr 4, s. 455–477.
- Misztal P. (2010), *Zmiany kursu walutowego a dynamika wzrostu gospodarczego w Polsce w okresie 1997–2009*, „Zeszyty Naukowe Kolegium Gospodarki Światowej”, nr 28, s. 167–186.
- Narodowy Bank Polski (2021), *Wywiad z Prezesem NBP prof. Adamem Glapińskim dla Obserwatora Finansowego*, <https://www.nbp.pl/home.aspx?f=/koronawirus/glapiński-OF.html> [dostęp: 15.03.2021].
- OECD (2021), *Trade in goods and services*, <https://data.oecd.org/trade/trade-in-goods-and-services.htm> [dostęp: 19.03.2021].
- Osińska M., Stempińska J. (2007), *Modele wektorowej autoregresji*, [w:] M. Osińska (red.), *Ekonometria współczesna*, Dom Organizatora, Toruń, s. 367–408.
- Polański Z. (2014), *Polityka pieniężna i rynki finansowe*, [w:] P. Albiński (red.), *Kryzys a polityka stabilizacyjna w Unii Europejskiej*, Oficyna Wydawnicza SGH – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa, s. 62–93.
- Pronobis M. (2017), *Płynny kurs walutowy jako automatyczny stabilizator koniunktury na przykładzie polskiej gospodarki*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 489, s. 300–312, <https://doi.org/10.15611/pn.2017.489.27>
- Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej* (2009), Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Raport roczny 2019* (2020), Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Rozwój systemu finansowego w Polsce w 2019 r.* (2020), Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Sokołowski A. (2004), *O niewłaściwym stosowaniu metod statystycznych*, StatSoft Polska, https://media.statsoft.pl/_old_dnn/downloads/naukowe1.pdf [dostęp: 15.07.2021].
- Strojny J. (2018), *Wzrost pobudzany eksportem czy eksport stymulowany wzrostem sektora rolnego*, „Zeszyty Naukowe SGGW, Problemy Rolnictwa Światowego”, t. 18(XXXIII), z. 1, s. 248–262, <https://doi.org/10.22630/PRS.2017.17.1.23>
- Tchorek G. (2012), *Teoretyczne podstawy integracji walutowej*, [w:] P. Kowalewski, G. Tchorek, J. Górski (red.), *Mechanizmy funkcjonowania strefy euro*, Narodowy Bank Polski, Warszawa, s. 31–54.

Warzecha K., Wójcik A. (2014), *Zastosowanie modeli wektorowo-autoregresyjnych do prognozowania wybranych rachunków narodowych*, „Studia Ekonomiczne”, nr 203, s. 181–192.

Warząta R. (2018), *Zbieżność cykli koniunkturalnych krajów Europy Środkowej i Wschodniej z cyklem dwunastu krajów Unii Europejskiej*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 100, s. 143–169.

Wdowiński P. (2009), *Kurs walutowy i handel zagraniczny jako czynniki wzrostu gospodarczego: ekonometryczna analiza mechanizmów dostosowawczych w polskiej gospodarce*, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego”, nr 4/2, s. 197–224.



Wójcik A. (2014), *Modele wektorowo-autoregresyjne jako odpowiedź na krytykę strukturalnych wielorównaniowych modeli ekonometrycznych*, „Studia Ekonomiczne”, nr 193, s. 112–128.

The Impact of Exchange Rate Changes on the Real Sphere of the Polish Economy in 2010–2019

Abstract: The aim of the study is to assess the impact of changes in the EUR/PLN exchange rate on the real sphere of the Polish economy in 2010–2019. This period was characterized by a relatively stable macroeconomic situation between the two world economic crises. The Polish economy can also be assessed at that time as relatively closely related in terms of trade, money and economic conditions with the euro area, which is confirmed by the literature review. The first part of the article describes the phenomena that determine the functioning of the exchange rate as a mechanism for stabilizing the economic situation in Poland and presents selected research results in this area. The next part of the work is devoted to the description of the methodology of the author's own research. Then the obtained results and conclusions were presented. The study used the VAR econometric model, which did not show a statistically significant relationship between changes in the EUR/PLN exchange rate and changes in real GDP.

Keywords: exchange rate, real GDP, euro

JEL: E32, E58, F15

 <p>OPEN ACCESS</p>	<p>© by the author, licensee Lodz University – Lodz University Press, Łódź, Poland. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution license CC-BY (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)</p>
 <p>C O P E Member since 2018 JM13703</p>	<p>Received: 2021-04-11; verified: 2021-07-16. Accepted: 2021-08-18</p> <p>This journal adheres to the COPE's Core Practices https://publicationethics.org/core-practices</p>