

Występowanie deficytów bliźniaczych w wybranych państwach Unii Europejskiej i w Polsce w latach 2009–2018

Izabela Zawislińska, *SGH Warsaw School of Economics
(Warsaw, Poland)*

E-mail: izawis@sgh.waw.pl

ORCID ID: 0000-0003-4318-7285

Piotr Cirin, *SGH Warsaw School of Economics
(Warsaw, Poland)*

E-mail: piotr.cirin@doktorant.sgh.waw.pl

ORCID ID: 0000-0003-1374-9240

Streszczenie

Celem artykułu jest ustalenie stopnia, kierunku i siły oddziaływania badanych zmiennych tj. salda budżetu państwa i salda rachunku bieżącego w ramach bilansu płatniczego Polski w latach 2009–2018 na tle wybranych państw Unii Europejskiej (UE). Główne pytania badawcze koncentrują się na ustaleniu rodzaju relacji łączących badane deficyty w świetle dotychczasowych badań dedykowanych hipotezie występowania deficytów bliźniaczych. Zastosowana metodologia opiera się na zintegrowanej analizie korelacji, regresji liniowej oraz analizie współczynnika zmienności. W wyniku przeprowadzonego badania stwierdzono występowanie silnej korelacji pomiędzy skumulowanymi wartościami badanych deficytów, co potwierdza występowanie w Polsce w badanym okresie hipotezy deficytów bliźniaczych i oznacza, że deficyt budżetowy wpływa na saldo rachunku bieżącego bilansu płatniczego. Zmiana skumulowanego salda budżetu o 1% prowadzi do zmiany skumulowanego salda rachunku bieżącego bilansu płatniczego o 0,89%. Można domniemywać, że problem deficytów budżetowych i związany z nimi kryzys zadłużeniowy oraz sald bilansów płatniczych w ramach dychotomii „nadwyżkowej północy” i „deficytowego południa” w najbliższej dekadzie będzie jednym z najbardziej konfliktogennych i dezintegracyjnych dla UE. Tym samym poszukiwanie drogi do równowagi budżetowej (wewnętrznej) oraz równowagi bilansu płatniczego (zewnętrznej) stanowi jedno z kluczowych wyzwań dla utrzymania spójności i zachowania zrównoważonego rozwoju zarówno w Polsce, jak i całej UE.

Słowa kluczowe: Unia Europejska (UE), Polska, deficyty bliźniacze, deficyt budżetowy, bilans płatniczy, międzynarodowe stosunki finansowe

Prevalence of twin deficits in selected European Union countries and in Poland in the years 2009–2018

Abstract

The aim of the article is to determine the degree, direction and strength of impact of the studied variables, i.e. the state budget balance and the current account balance as part of Poland's balance of payments in the years 2009–2018 against the background of selected European Union (EU) countries. The main research questions focus on determining the type of relationships connecting the studied deficits in the light of previous studies dedicated to the twin deficits hypothesis. The methodology used is based on integrated correlation analysis, linear regression and an analysis of the coefficient of variation. As a result of the study, a strong correlation was found between the cumulative values of the studied deficits, which confirms the existence of the twin deficits hypothesis in Poland in the examined period and means that the budget deficit affects the current account balance. A change in the cumulative balance of the budget by 1% leads to a change in the cumulative balance of the current account of the balance of payments by 0.89%. It can be presumed that the problem of budget deficits and the related debt crisis as well as balance of payments balances under the dichotomy of "surplus north" and "deficit south" in the next decade will be one of the most conflicting and disintegrative for the EU. Thus, the search for a path to budget (internal) balance and balance of payments (external) is one of the key challenges for maintaining cohesion and maintaining sustainable development both in Poland and the entire EU.

Keywords: European Union (EU), Poland, twin deficits, budget deficit, balance of payments, international financial relations

Deficyty bliźniacze to rodzaj zależności, która występuje w gospodarce pomiędzy deficytem budżetowym a deficytem obrotów bieżących (Romański 2005: s. 17–25). W latach osiemdziesiątych XX wieku w USA zaobserwowano istotne wzrosty deficytu na rachunku bieżącym bilansu płatniczego (*current account*) oraz deficytu budżetowego (*budget deficit*), co było skutkiem tzw. „Reganomiki” (Frankel 2006). Początkowo źródło takiego stanu rzeczy upatrywano w nadmiernych deficytach budżetowych. Hipoteza podwójnych deficytów jest jednym z najbardziej dyskusyjnych problemów gospodarczych w państwach rozwiniętych i rozwijających się na świecie w ciągu ostatnich 40 lat. Pomysł, że deficyt na rachunku bieżącym może być w jakiś sposób związany z sytuacją fiskalną i że jednoczesny deficyt wewnętrzny i zewnętrzny mogą być ryzykowne dla gospodarki, jest kojarzony z Międzynarodowym Funduszem Walutowym i nazwiskiem J. J. Polaka (zob.: Polak 2001), jednego z prekursorów monetarnego podejścia do bilansu płatniczego. J. J. Polak rozróżnia dwa monetarne podejścia do bilansu płatniczego: krótkoterminowe keynesowskie i długoterminowe opracowane przez H. Johnsona (1977: s. 251–268). Według J. J. Polaka wzrost kredytu krajowego może mieć trwały negatywny wpływ na rachunek bieżący, podczas gdy wzrost eksportu i produkcji ma przejściowe pozytywne skutki (Polak 1997). W związku z tym kontrola zadłużenia wewnętrznego ma kluczowe znaczenie dla zagwarantowania równowagi zewnętrznej. Ponieważ dług krajowy składa się z kredytu dla rządu i kredytu dla sektora prywatnego, a polityka gospodarcza po-

winna unikać wypierania sektora prywatnego, konieczne jest zapobieganie deficytom budżetowym w celu osiągnięcia stabilności zewnętrznej i wzrostu gospodarczego (Ganchev et al. 2012: s. 1–21).

Kolejny nurt hipotezy o podwójnym deficycie wynika z neo-keynesowskich prób budowy modelu polityki gospodarczej pozwalającego na jednoczesną równowagę zewnętrzną i wewnętrzną. Tradycyjna teza neo-keynesowska zakłada, że kurs walutowy powinien być wykorzystywany do osiągnięcia równowagi zewnętrznej, a polityka fiskalna powinna być stosowana do osiągnięcia równowagi wewnętrznej. To konwencjonalne neo-keynesowskie przypisanie cel-instrument jest kwestionowane przez tak zwaną New Cambridge School, która twierdzi, że w wielu przypadkach bardziej właściwe byłoby stosowanie polityki fiskalnej w celu utrzymania równowagi zewnętrznej oraz polityki kursowej w celu zarządzania równowagą wewnętrzną.

Zależność pomiędzy deficytem budżetowym a deficytem na rachunku bieżącym, może przybierać różne kierunki wzajemnego oddziaływania, co stanowi podstawę do postawienia przynajmniej czterech hipotez (Miształ 2011: s. 183–202).

Pierwsza z nich to hipoteza deficytów bliźniaczych (ang. *twin deficits hypothesis* – TDH), gdzie deficyt budżetowy prowadzi do pojawienia się deficytu bilansu obrotów bieżących (Hallwood, MacDonald 2000; Kumhof, Laxton 2009; Makin 2002: s. 94; Marinheiro 2008: s. 1041–1056). W ramach wyjaśnienia hipotezy TDH należy wyróżnić podejście absorpcyjne i ilościowe. Zgodnie z podejściem absorpcyjnym w ramach *keynesowskiej teorii absorpcji*, należy opowiedzieć się za większymi wydatkami rządowymi. Gdy gospodarka znajduje się w stanie pełnego zatrudnienia, w miarę wzrostu deficytu budżetowego rząd dąży do zmniejszenia obciążeń podatkowych. To z kolei pociąga za sobą wzrost dochodu do dyspozycji i wzrost popytu na towary importowane. Import zaczyna być większy niż eksport, co prowadzi do deficytu bilansu obrotów bieżących w wyniku wzrostu zagregowanego popytu na towary i usługi, zarówno krajowe, jak i importowane (Charusheela 2013). Zgodnie z podejściem ilościowym do wyjaśnienia hipotezy TDH, należy odwołać się do modelu Mundell'a–Fleminga, gdzie wzrost deficytu budżetowego powoduje wzrost krajowej stopy procentowej, napływ kapitału zagranicznego, rzeczywisty kurs walutowy ulega aprecjacji, następuje spadek eksportu i wzrost importu a w efekcie deficyt na rachunku bieżącym ulega pogłębieniu (Mundell 1962: s. 70–79.). W państwach, w których polityka zatrudnienia i bilansu płatniczego są ograniczone do instrumentów monetarnych i fiskalnych, polityka pieniężna powinna być zarezerwowana dla osiągnięcia pożądanego poziomu bilansu płatniczego, a polityka fiskalna dla zachowania stabilności wewnętrznej, odwrotny system doprowadziłby do stopniowego pogarszania się sytuacji na rynku pracy głównie poprzez wzrost stopy bezrobocia a także pogorszenia bilansu płatniczego (Mundell 1962: s. 70–79).

Druga hipoteza tzw. równoważności ricardiańskiej (ang. *Ricardian equivalence hypothesis* – REH), w ramach której deficyt budżetowy nie wpływa na saldo bilansu obrotów bieżących, co należy tłumaczyć tym, że rządy mogą pozyskiwać pieniądze poprzez podatki lub emitując obligacje. Oznacza to w praktyce wybór „opodatkować teraz lub

później". Tym samym rządowe strategie finansowe nie mają wpływu na zachowania konsumpcyjne, obniżka podatków jest postrzegana jako podwyżka podatków w przyszłości, wzrost deficytu budżetowego nie powoduje zmiany stopy procentowej i rzeczywistego kursu walutowego, w związku z tym jest mało prawdopodobne, aby deficyt budżetowy spowodował deficyt na rachunku obrotów bieżących w przypadku występowania równoważności ricardiańskiej.

Trzecia to odwrotna (przewrotna) hipoteza deficytów bliźniaczych (ang. *perverse hypothesis of twin deficits* – PHTD), zgodnie z którą, to deficyt na rachunku obrotów bieżących przyczynia się do deficytu budżetu państwa (Kumhof, Laxton 2009; Mosayeb, Saleh 2009; s. 1515-1520; Siddiqui 2007; Tumpel-Gugerell, Mooslechner 2003). Wzrost deficytu na rachunku obrotów bieżących, powodując wolniejsze tempo rozwoju gospodarczego, jednocześnie wywołuje deficyt budżetowy (Miształ 2011).

Ostatnia, czwarta, hipoteza Feldsteina–Horioka (HFH), w ramach której deficyty budżetu i bilansu obrotów bieżących oddziałują na siebie (Feldstein, Horioka 1980; s. 314–329). M. Feldstein i C. Horioka wykazali, że długookresowe średnie krajowych inwestycji i oszczędności, wyrażonych jako udziały w PKB, są dodatnio i wysoko skorelowane w regresji przekrojowej dla 16 państw OECD w okresie 1960–1974 (Strzała 2005; s. 141–157). Hipoteza HFH, w odniesieniu do podwójnych deficytów, polega na tym, że często zdarza się, że krajowe oszczędności i inwestycje są nieskorelowane (tak jak rozrzucone puzzle, stąd w literaturze występuje określenie „Puzzle Feldstein–Horioka”) w warunkach doskonałej mobilności kapitału na światowych rynkach. W przypadku braku równoważności ricardiańskiej, gdy deficyt budżetowy rośnie, oszczędności krajowe i inwestycje spadają, powodując ucieczkę kapitału. Waluta obca wpływałaby do kraju jako swego rodzaju międzynarodowa pomoc finansowa w celu zmniejszenia deficytu fiskalnego. Rzeczywisty kurs waluty podległaby aprecjacji, co powoduje spadek eksportu i wzrost importu. Ostatecznie deficyt na rachunku bieżącym zwiększa się.

Z powyższych rozważań wynika, że związek między deficytem budżetowym a deficytem na rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego należy ustalić empirycznie, ponieważ dostępne teorie nie zapewniają jasnych i jednoznacznych wskazówek. W kategoriach analitycznych związek ten należy rozpatrywać zarówno z perspektywy równowagi długookresowej, jak i perspektywy dostosowania krótkoterminowego (Ganchev et al. 2012). Ponadto, oprócz hipotez dotyczących próby wyjaśnienia zjawiska podwójnych deficytów podejmowane są próby ich teoretycznej interpretacji. M. Romantowski (2005) wyróżnia trzy główne kanały powstawania deficytów bliźniaczych.

Pierwsza interpretacja zakłada płynność kursu walutowego oraz swobodny przepływ kapitału (sytuacja charakterystyczna dla gospodarki otwartej). Utrzymywanie przez państwo wysokiego deficytu budżetowego skutkuje wzrostem stopy procentowej. Zwiększona stopa procentowa powoduje napływ zagranicznych inwestycji, w wyniku których waluta zagraniczna zostaje wymieniona na walutę krajową. Prowadzi to do aprecjacji rodzimej waluty. Ceny artykułów importowanych spadają, a ceny dóbr eksportowanych rosną. W takiej sytuacji rośnie deficyt na rachunku obrotów bieżących.

Drugi kanał jest związany z finansowaniem deficytu budżetowego z oszczędności. Wzrost deficytu budżetowego oznacza obniżenie się oszczędności i powiększenie różnicy między inwestycjami a oszczędnościami. Jediną alternatywą jest zatem zaciąganie przez budżet państwa pożyczek zagranicznych. To implikuje wzrost deficytu obrotów bieżących.

Trzeci kanał dotyczy sposobu wydatkowania pieniędzy pochodzących z emisji obligacji przez budżet państwa. W większości powodują one wzrost popytu konsumpcyjnego, co oddziałuje na gospodarkę. Większe wydatki konsumpcyjne zwiększają import i ograniczają eksport, gdyż w pierwszej kolejności zostaje zaspokojony popyt wewnętrzny co prowadzi do pogłębienia deficytu obrotów bieżących.

Celem niniejszego artykułu jest ustalenie stopnia, kierunku i siły oddziaływania deficytu budżetu państwa względem salda na rachunku obrotów bieżących w ramach bilansu płatniczego Polski w latach 2009-2018 na tle państw Unii Europejskiej, a także wskazanie głównego źródła nierównowagi układu oraz ewentualnych czynników mogących ograniczyć stwierdzoną nierównowagę. Główne pytania badawcze koncentrują się na ustaleniu: (1) czy pomiędzy badanymi deficytami występuje korelacja i o jakiej sile oraz (2) czy na podstawie ustalonej korelacji pomiędzy badanymi deficytami możemy ustalić równanie regresji i wskazać potencjalne przyszłe kierunki kształtowania się obu deficytów (czy deficyt budżetowy silniej oddziałuje na deficyt obrotów na rachunku, czy na odwrót), a także (3) który z deficytów charakteryzuje się wyższym poziomem zmienności, (4) i czy w jego ramach występują pozycje analityczne charakteryzujące się silną korelacją? Ostatecznie, (5) która z hipotez dotyczących zjawiska współbieżnych deficytów może zostać potwierdzona lub odrzucona? Zastosowana metodologia opiera się na analizie korelacji, regresji liniowej oraz analizie współczynnika zmienności.

Przyjęta hipoteza została sformułowana następująco: w latach 2009-2018 w Polsce występowało zjawisko silnie skorelowanych deficytów bliźniaczych (ich wartości skumulowanych) z wiodącą rolą wpływu deficytu budżetu na deficyt na rachunku bieżącym bilansu płatniczego, co potwierdza hipotezę deficytów bliźniaczych. W obszarze sald deficytu na rachunku bieżącym bilansu płatniczego występuje silna korelacja ujemna pomiędzy saldem usług i dochodów pierwotnych, co wskazuje na to, że eksport usług pozwala zniwelować negatywny odptyw dochodów z bezpośrednich inwestycji zagranicznych w ramach salda dochodów pierwotnych.

Deficyty bliźniacze w Polsce i wybranych państwach Unii Europejskiej – przegląd badań

W celu analizy czynników wpływających na zagadnienie deficytów bliźniaczych oparto się, przede wszystkim, na analizie wybranych badań, głównie z okresu ostatnich dwóch dekad, dot. wybranych państw Unii Europejskiej (UE), w szczególności deficytowych państw postkomunistycznych oraz zadłużonych państw południowej Europy. Zasadniczo dowody na istnienie związku przyczynowego między deficytem budżetowym (BD) i deficytem bilansu płatniczego (CAD), według danych międzynarodowych z próby

dwudziestu krajów rozwiniętych i rozwijających się, są mniej przekonujące w państwach rozwiniętych, jednak wyjątkiem są Włochy, w których związek przyczynowy przebiega jednokierunkowo od CAD do BD - możliwym wytłumaczeniem tego jednokierunkowego związku przyczynowego dla Włoch może być istnienie w tym kraju znacznego równoległego sektora gospodarczego (Kouassi et al. 2004: s. 503–525). Występowanie deficytów bliźniaczych stanowi obok m.in. efektu wypychania negatywną konsekwencję niedoborów budżetowych, które można analizować w perspektywie dwóch typów gospodarek: zamkniętej i otwartej. Było to obecne w okresie przedakcesyjnym w wybranych państwach postkomunistycznych należących do Grupy Wyszehradzkiej (Czechy, Węgry, Polska i Słowacja), które wstąpiły do UE w maju 2004 r. (Gradoń 2005: s. 127–133). Zmianom salda sektora instytucji rządowych i samorządowych w państwach członkowskich UE-15, na podstawie danych pochodzących z OECD dotyczących rachunków narodowych i obejmujących lata 1970–2003, w dużej mierze towarzyszą przeciwne zmiany w luce oszczędności prywatnych i inwestycji, co sugeruje, że zmiany deficytu sektora publicznego mają raczej niewielki związek z deficytem na rachunku bieżącym (Papadogonas, Stournaras 2006: s. 595–602).

W ramach badania skoncentrowanego na państwach członkowskich UE (UE-15¹) oraz nowych państwach członkowskich i kandydujących (UE-12² + 3³) w latach 1995–2008, przy użyciu danych panelowych dla 30 krajów z lat 1995–2008 (gdzie podstawowymi źródłami danych były dane World Development Indicators (WDI), baza danych OECD oraz Eurostat), wykazano wysoki poziom mobilności kapitału, szczególnie w regionie UE-15 (w latach 1995 i 2003), najprawdopodobniej odzwierciedlający proces tworzenia unii walutowej oraz w regionie UE-12 + 3 (w okresie 2004 i 2008) w wyniku zakończenia okresu przedakcesyjnego UE. Potwierdzono relatywnie wyższą trwałość salda na rachunku obrotów bieżących w UE-15 (Aristovnik, Djurić 2010). Ponadto deficyty budżetowe w państwach członkowskich UE i państwach kandydujących generalnie sygnalizowały stosunkowo wysoki poziom substytucyjności oszczędności prywatnych i publicznych, co sugeruje stosunkowo niską korelację między nierównowagą fiskalną i zewnętrzną. Z badań wynika także, że środki polityki fiskalnej nie były podstawowymi siłami, które pogorszyły stan rachunków bieżących w obu analizowanych regionach w okresie 1995–2008. Uzyskane wyniki pozwalają odrzucić słuszność TDH na rzecz HFH.

Według danych za okres 1970–2010 w 33 państwach europejskich (korzystając z rocznych danych pochodzących z baz danych Banku Światowego i Komisji Europejskiej) dowiedziono, że chroniczny i solidny deficyt budżetowy generuje deficyt handlowy, w ten sposób, że 1% spadek wskaźnika stanowiącego relację nadwyżki budżetu państwa do PKB ma tendencję do pogorszenia wskaźnika odzwierciedlającego relację salda rachunku bieżącego do PKB o 0,37%. Szacowana długoterminowa elastyczność budżetu

¹ UE-15 – Austria, Belgia, Dania, Francja, Grecja, Finlandia, Irlandia, Włochy, Luksemburg, Niemcy, Holandia, Portugalia, Hiszpania, Szwecja, Wielka Brytania.

² UE-12 – Bułgaria, Czechy, Cypr, Estonia, Macedonia, Chorwacja, Łotwa, Litwa, Węgry, Malta, Polska, Słowenia, Słowacja, Rumunia, Turcja.

³ 3 – Chorwacja, Macedonia, Turcja.

państwa jest ujemna i istotna statystycznie, a szacowana szybkość dostosowania wynosi 0,33, zaś testy przyczynowe Grangera wykazują mieszane wyniki (Forte, Magazzino 2013: s. 289–310).

W ramach badania w oparciu o model portfela z danymi panelowymi z państw południowej strefy euro (Grecji, Portugalii, Hiszpanii, Włoch, Francji, Cypru i Słowenii) i Niemiec (reprezentujące nadwyżkowy kraj północnej strefy euro) w latach 1991–2010⁴ potwierdzono TDH dla państw południowej strefy euro, stwierdzając, że ekspansja fiskalna pogarsza bilans płatniczy. Ponadto ustalono, że ekspansywna polityka fiskalna rządu niemieckiego pogarsza deficyty bilansu płatniczego w państwach południa. Gwałtowne spadki długoterminowych i krótkoterminowych stóp procentowych w latach 1991–1999 miały niekorzystny wpływ na bilans płatniczy. Różnice w długoterminowych stopach procentowych w Niemczech mają również odwrotny wpływ na deficyty kapitału na południu. Poprawa konkurencyjności zmniejsza deficyt bilansu płatniczego, reguły fiskalne stosowane jednolicie przez wszystkie kraje strefy euro nie są w stanie wyeliminować nierównowagi bilansów płatniczych. Jednostronne decyzje, takie jak zmniejszenie salda budżetu państwa, są nieodpowiednie do wyeliminowania zakłóceń zewnętrznych. Współzależność między południową strefą euro a głównymi państwami strefy euro jest kluczowa w określaniu nierównowagi środków płatniczych w ramach Unii Gospodarczej i Walutowej (Kosteletou 2013: s. 161–178).

W badaniu⁵ przeprowadzonym przez H. Gabrischa, za okres od 1 kwartału 1995 r. do 4 kwartału 2010 r., dla Czech, Polski i Węgier, odrzucono TDH (Gabrisch 2015: s. 205–220). W badaniach za okres 1999–2011⁶ przeprowadzonych w oparciu o model VAR dla Bułgarii, Chorwacji, Polski i Rumunii również odrzucono TDH (wskazano przyczynowość odwrotną) (Obadić et al. 2014: s. 653–667). W ramach badania związku między deficytem budżetowym a deficytem obrotów bieżących dla państw UE-27 w okresie od 1 kwartału 2002 r. do 4 kwartału 2013 r., gdzie wykorzystano dane z bazy EUROSTAT dla 27 państw UE, w oparciu o metodę opracowaną przez F. Emirmahmutoglu i N. Kose (2011: s. 870–876), znaleziono silne empiryczne poparcie dla dwukierunkowego związku przyczynowego między deficytem budżetowym a deficytem obrotów bieżących zgodnie z keynesowską TDH dla Belgii, Czech, Danii, Estonii, Niemiec, Włoch, Hiszpanii i Wielkiej Brytanii. Natomiast nie stwierdzono związku między badanymi deficytami w 9 państwach UE

⁴ Analiza empiryczna prowadzona była na danych panelowych za okres 1991–2011, dane dotyczące alternatywnych miar konkurencyjności oraz pozostałe zmienne pochodziły z bazy danych AMECO Komisji Europejskiej.

⁵ W badaniu wykorzystano dane kwartalne rachunków narodowych dla Czech, Polski i Węgier. Dane dotyczące PKB i nakładów brutto na środki trwałe zostały pobrane z krajowych urzędów statystycznych za pośrednictwem *Data Stream*, rachunku bieżącego jako procentu PKB z Międzynarodowych Statystyk Finansowych Międzynarodowego Funduszu Walutowego. Dane rządu centralnego pochodzą ze źródeł krajowych (Narodowy Bank Węgier, Ministerstwo Finansów Republiki Czeskiej, The Vienna Institute for International Economic Studies dla Polski). Dane dotyczące sektora instytucji rządowych i samorządowych jako procent PKB pochodzą z Eurostat (rachunki niefinansowe zgodnie z ESA 95, etykieta gov_q_ggnfa), od pierwszego kwartału 1999 r. W badaniu zintegrowano dwa różne zestawy danych handlowych (handel wewnątrzunijny i pozaunijny) od momentu wejścia do UE. Wszystkie zmienne były korygowane sezonowo, przy wykorzystaniu danych Spisu Ludności 2012 i przynajmniej częściowo korygowane cyklicznie za pomocą filtra Hodricka-Prescottta.

⁶ Dane wykorzystane w badaniu pochodziły z Narodowego Banku Chorwacji, Eurostat oraz Ministerstwa Finansów Chorwacji.

(Austrii, Francji, Węgrzech, Irlandii, Luksemburgu, Holandii, Polsce, Portugalii i Rumunii), co wskazuje na poparcie dla ekwiwalencji ricardiańskiej (REH) (Bolat et al. 2014: s. 16–26).

Z kolei w badaniu⁷ przeprowadzonym przez H. Şen i A. Kaya, które obejmowały Rosję, Polskę, Ukrainę, Rumunię, Czechy i Węgry w latach 1994–2012, za pomocą testu Grangera oraz badań panelowych odrzucono TDH, a deficyt budżetowy i deficyt handlowy uznano za zmienne przyczynowo niezależne (Şen, Kaya 2016). Wyniki badania⁸ M. Bogdańskiego i K. Strzały z zastosowaniem metod badania kointegracji oraz liniowej i nieliniowej przyczynowości Grangera wskazują na występowanie zależności przyczynowej typu Grangera skierowanej z deficytu budżetowego na rachunek bieżący w Bułgarii oraz Irlandii, natomiast odwrotnej na Łotwie, zaś dla Belgii, Malty, Rumunii, Węgier oraz Wielkiej Brytanii stwierdzono występowanie relacji długookresowych, ale o zróżnicowanych kierunkach (Bogdański, Strzała 2018: s. 23–33).

Na podstawie innych badań, przeprowadzonych w oparciu o dane Międzynarodowego Funduszu Walutowego, Banku Światowego i bazy danych Bruegel'a, stwierdzono, że istnieje pozytywny związek między saldem budżetowym a saldem rachunku bieżącego dla państw EEG w latach 1998–2017, z przeważającym wpływem salda budżetowego, jednak wyniki nie są jednoznaczne (Lonevskiy, Klimaitis 2019). W oparciu o test przyczynowości Grangera (na podstawie danych Eurostat za okres 2000–2017 dla Portugalii i Włoch, oraz za okres 2002–2017 dla Irlandii), stwierdzono:

- 1) dla Irlandii wzajemne oddziaływanie salda jest istotne statystycznie w kierunku, w którym saldo wymiany handlowej wpłynęło na saldo budżetu państwa, co jest zgodne z teorią podwójnego deficytu,
- 2) dla Portugalii nie wykazano statystycznie istotnego związku między badanymi deficytami, co może wynikać z innych czynników rozwoju portugalskiej gospodarki,
- 3) dla Włoch nie wykazano relacji pomiędzy badanymi deficytami - deficyt handlowy nie był przyczyną deficytu budżetowego, jednak należy brać pod uwagę specyfikę włoskiego rozwoju gospodarczego (Krupárová 2019).

Podjęcie konstruktywnych działań mających na celu eliminację niekorzystnych skutków deficytu bilansu płatniczego jest przedmiotem modelu A. Thirlwall'a (1979: s. 45-53, 2011: s. 429–438) zwanego „prawem Thirlwall'a” silnie wspierającego zwolenników wzrostu opartego na eksporcie. Model A. Thirlwall'a oparty jest na założeniu, że głównym ograniczeniem tempa wzrostu popytu w większości państw jest deficyt bilansu płatniczego.

⁷ W badaniu wykorzystano dane dotyczące salda budżetowego (na podstawie nadwyżki albo deficytu środków pieniężnych oraz na poziomie sektora instytucji rządowych i samorządowych) pochodzące z bazy danych *World Development Indicators Database* Banku Światowego. Dane dotyczące Polski i Rosji w latach 1994–2000, Ukrainy 1994–1998, Rumunii 1994–2001 i Węgier w 1994 r. pochodziły z odpowiednich raportów krajowych Międzynarodowego Funduszu Walutowego.

⁸ W celu przeprowadzania badania zbudowano bazę zawierającą szeregi czasowe pobrane z bazy danych Banku Światowego – *World Development Indicators*, edycje z lat 2008–2015. W bazie znalazły się szeregi czasowe deficytu budżetowego i salda rachunku bieżącego wszystkich krajów obecnie należących do Unii Europejskiej (z wyłączeniem Luksemburga) i dla każdego z tych krajów stworzono indywidualne szeregi czasowe udziałów deficytu lub nadwyżki budżetowej (BD) oraz salda na rachunku bieżącym (CA) w PKB. Dane roczne obejmowały okres od 1980 do 2015 r. dla większości krajów.

W ramach prawa A. Thirlwall'a stopa wzrostu jest zgodna z równowagą bilansu płatniczego, czego podstawową przesłanką jest to, że w perspektywie długoterminowej żaden kraj nie może rosnać szybciej niż stopa wzrostu zgodna z równowagą bilansu płatniczego, chyba że może finansować stale rosące deficyty poprzez napływ kapitału, którego w praktyce nie można tak łatwo pozyskać. Finansowanie nierównowagi zewnętrznej poprzez zaciąganie pożyczek nie może trwać wiecznie, co wiąże się z ryzykiem niewykonania zobowiązania, ponieważ przyjdzie czas, w którym dochód krajowy musi spowolnić, aby przywrócić równowagę gospodarce (Thirlwall 1979).

W badaniu, opartym na podejściu w ramach prawa Thirlwall'a i mającym na celu wyjaśnienie specyfiki wzrostu gospodarczego w Grecji w latach 1995–2014, w oparciu o dane z bazy AMECO UE, ustalono, że najbardziej skuteczną polityką zmierzającą do osiągnięcia wyższego wzrostu w Grecji jest związana z nierównowagą zewnętrzną, a w mniejszym stopniu z nierównowagą wewnętrzną. Jednocześnie ustalono, że najbardziej skuteczną polityką na rzecz osiągnięcia wyższego wzrostu jest ograniczenie nierównowagi zewnętrznej podczas gdy polityka ograniczania wewnętrznych nierównowag pobudza niski wzrost, natomiast wymogi paktu stabilności i wzrostu nie sprzyjają wzrostowi, jak również agresywnej polityce podatkowej oraz ograniczeniu wydatków rządowych (Soukiazis et al. 2018: s. 215–236).

Badania nad zjawiskiem deficytów bliźniaczych w Polsce badania prowadzili m.in. P. Misztal, w oparciu o dane z bazy statystycznej Międzynarodowego Funduszu Walutowego *International Financial Statistics* (Misztal 2011) i A. Moździerz (Moździerz 2018: s. 14) w oparciu o dane pochodzące z baz międzynarodowych i krajowych. Analiza P. Misztala, w oparciu o model Lau i Baharumshah, wykazała występowanie dwukierunkowego związku przyczynowo-skutkowego między deficytem budżetowym i deficytem na rachunku obrotów bieżących w Polsce w okresie 1999–2009, tym samym potwierdzono występowanie w Polsce zależności zgodnej z HFH, wskazującą na dwukierunkowe, wzajemne oddziaływania deficytu budżetowego i deficytu bilansu obrotów bieżących oraz jednocześnie stwierdzono silniejsze oddziaływanie deficytu bilansu obrotów bieżących na rozmiary deficytu budżetu państwa w porównaniu z wpływem deficytu budżetowego na rozmiary deficytu rachunku obrotów bieżących (Misztal 2011). Wyniki testowania hipotezy deficytów bliźniaczych w Polsce w ujęciu syntetycznym (za okres od 1 kwartału 2002 r. do 4 kwartału 2016 r.) w oparciu o model VAR, w ramach badania przeprowadzonego przez A. Moździerz, wykazały wpływ dodatni istotny statystycznie pomiędzy deficytem na rachunku bieżącym a deficytem budżetowy, natomiast pomiędzy deficytem budżetowym a deficytem na rachunku bieżącym wpływ dodatni lub ujemny, w zależności od stopnia opóźnienia zmiennej w postaci deficytu budżetowego, natomiast test Grangera wykazał brak przyczynowości zarówno pomiędzy deficytem w rachunku bieżącym a deficytem budżetowym, jak i pomiędzy deficytem budżetowym a deficytem na rachunku bieżącym (Moździerz 2018: s. 243).

Z kolei w badaniach dotyczących deficytów bliźniaczych w państwach postkomunistycznych, obejmujących m.in. Polskę, dokonano odrzucenia hipotezy TDH (Gabrisch 2015: s. 205–220; Şen, Kaya 2016). Natomiast w badaniu dotyczącym Bułgarii, Chorwa-

cji, Polski i Rumunii za okres 1999–2011, w oparciu o model VAR, dokonano odrzucenia hipotezy TDH i odnotowano odwrotną hipotezę (Obadić et al. 2014: s. 653–667). Mając na uwadze powyższy przegląd badań empirycznych za pomocą różnych metod, m.in. testem Grangera, modelem VAR i VECM, kointegracji, regresji liniowej, korelacji i innych w różnych gospodarkach świata nie dostarczyły jednoznacznych argumentów na rzecz utrzymania lub odrzucenia TDH (Ganchev et al. 2012; Misztal 2011; Możdziej 2018: s. 80; Romatowski 2005). Dlatego też wydaje się, że zagadnienie deficytów budżetowych i związanego z nimi kryzysu zadłużeniowego oraz sald bilansów płatniczych w ramach dychotomii „nadwyżkowej północy” i „deficytowego południa” należy uznać w najbliższej dekadzie za jedno z najbardziej konfliktogennych i dezintegracyjnych zagadnień dla UE. Tym samym poszukiwanie drogi do równowagi budżetowej (wewnętrznej) oraz równowagi bilansu płatniczego (zewnętrznej) stanowi jedno z kluczowych wyzwań dla utrzymania spójności i zachowania zrównoważonego rozwoju UE.

Metodologia badania

W celu przeprowadzenia empirycznej analizy polegającej na porównaniu strumieni deficytu budżetu oraz deficytu na rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego Polski wykorzystano dane GUS za okres 2009–2018. Z uwagi na fakt, że dane bilansu płatniczego są prezentowane w walucie euro, przemnożono wartości z zastosowaniem średniego kursu NBP, z ostatniego dnia danego roku (dane zostały zaprezentowane w Tabeli 1). Następnie zestawiono strumienie deficytów i wyznaczono współczynnik korelacji momentu r Pearsona. Jego wartość bezwzględna wskazuje na siłę zależności między badanymi zmiennymi. Jeżeli stwierdza się, że występuje korelacja pomiędzy badanymi danymi (zmiennymi) na poziomie uznanym za wystarczający (przyjmuje się $0,7 < r < 1$ dla korelacji dodatniej i $-1 < r < -0,7$ dla korelacji ujemnej), to można wyznaczyć postać liniową funkcji regresji (Parlińska 2018). Wobec stwierdzonej bardzo słabej korelacji, co pozornie potwierdza hipotezę REH, dokonano skumulowania strumieni poszczególnych badanych deficytów. Po skumulowaniu (narastająco) wartości deficytów w poszczególnych badanych latach dokonano ponownie obliczenia współczynnika korelacji momentu r Pearsona. Wobec uzyskania wysokiej wartości korelacji świadczącej o silnym związku skumulowanych wartości badanych deficytów zestawiono badane strumienie w ramach funkcji, która przedstawia zmiany wartości oczekiwanej zmiennej objaśnianej (deficyt budżetowy) spowodowane zmianami zmiennej objaśniającej (deficyt na rachunku obrotów bieżących). Następnie obliczono R^2 , na potrzeby szacowania parametrów strukturalnych funkcji regresji liniowej na podstawie danych liczbowych za pomocą metody najmniejszych kwadratów. Otrzymaną funkcję regresji liniowej zaprezentowano na Wykresie 1. Celem opracowania funkcji regresji, pomiędzy badanymi zjawiskami, było ustalenie w jakim zakresie jedno zjawisko wpływa na drugie, tzn. o ile zmieni się deficyt budżetu państwa w przypadku danej procentowej zmiany deficytu w rachunku bieżącym. Funkcja regresji pozwala odpowiedzieć, która z aktywności ma charakter wiodącej, a która

- charakter uzupełniający oraz jaki jest poziom wpływu jednego deficytu wiodącego na uzupełniający. W celu sformułowania ostatecznych wniosków istotną kwestią było zbadanie poziomu zmienności badanych procesów narastania deficytów. W celu porównania zmienności różnych procesów (tj. dynamiki przyrostu deficytu budżetowego oraz dynamik przyrostu deficytu na rachunku obrotów bieżących) wykorzystano miary zmienności względne zwane współczynnikami zmienności, które ukazują relację między bezwzględną zmiennością procesu a jego wartością przeciętną. W celu obliczenia współczynnika zmienności wykorzystano współczynnik zmienności odchylenia standardowego. Przyjmuje on wartości nieujemne i informuje o tym, jaki procent średniej arytmetycznej badanej cechy (procesu) stanowi odchylenie standardowe. Im większe wartości przyjmuje współczynnik zmienności, tym większe jest zróżnicowanie badanej cechy. Ważną cechą współczynnika zmienności jest to, że możemy go wykorzystać do porównania stopnia zmienności różnych procesów (zjawisk). Sporządzono statystyki opisowe wartości nieskumulowanych oraz statystykę regresji wartości skumulowanych, co zaprezentowano w *Tabeli 2* wraz ze współczynnikiem determinacji.

Wobec ustalonej wyższej wartości współczynnika zmienności dla strumienia deficytu w rachunku bieżącym bilansu płatniczego przeprowadzono analizę pozycji poszczególnych sald bilansu płatniczego w celu ustalenia pozycji generujących najwyższy poziom korelacji. Następnie z uwagi na wysoki poziom korelacji, wyznaczono R^2 , oraz obliczono równanie funkcji regresji liniowej, gdzie zestawiono najbardziej ze sobą skorelowane salda, tj. saldo usług (zmienna objaśniana) oraz saldo dochodów pierwotnych (zmienna objaśniająca) metodą najmniejszych kwadratów, co umożliwiło wskazanie pozycji sald mających decydujący wpływ na kształtowanie się głównych pozycji sald w rachunku obrotów bieżących wraz ze wskazaniem wartości wyżej przedstawionego współczynnika zmienności. Dane w odniesieniu do poszczególnych strumieni sald tworzących bilans płatniczy przedstawiono w *Tabeli 3*, korelacje momentu r Pearsona pomiędzy saldami zaprezentowano w *Tabeli 4*, a w *Tabeli 5* przedstawiono statystykę opisową salda usług oraz salda dochodów pierwotnych wraz ze statystyką regresji i współczynnikiem determinacji, które wykazały najwyższy poziom korelacji. Z uwagi na stwierdzoną wysoką korelację pomiędzy saldem usług i saldem dochodów pierwotnych opracowano równanie regresji liniowej, co zaprezentowano na *Wykresie 2*. Z uwagi na szeroki zakres badań dotyczących analizy pozycji budżetowych badanie zakończono na etapie ustalenia głównych korelacji w ramach sald bilansu płatniczego.

Rezultaty przeprowadzonych badań

Pomiędzy wartościami sald badanych deficytów w latach 2009-2018 występuje bardzo słaba korelacja momentu r Pearsona w wysokości 0,0766, co nie pozwala na wyznaczenie funkcji regresji. W związku z tym, dokonano narastająco skumulowania wartości pozycji deficytów w badanym okresie. Badane skumulowane deficyty w okresie 2008-2018 cechuje silna korelacja dodatnia momentu r Pearsona w wysokości 0,9132, co pozwala na wyznaczenie równania funkcji regresji.

Tabela 1. Dane w zakresie rachunku bieżącego bilansu płatniczego Polski oraz deficytu budżetowego w latach 2009–2018.

Pozycja	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Rachunek bieżący bilansu płatniczego (mld EUR)	-12,6	-19,5	-19,6	-14,4	-5,0	-8,5	-2,4	-2,2	0,3	-5,0
<i>Średni kurs NBP</i>	4,108 2	3,960 3	4,416 8	4,088 2	4,147 2	4,262 3	4,261 5	4,424 0	4,170 9	4,300 0
Rachunek bieżący bilansu płatniczego (mld zł)	-51,9	-77,1	-86,7	-59,0	-20,7	-36,3	-10,1	-9,9	1,2	-21,7
Wynik (saldo) budżetu państwa (mld zł)	-23,8	-44,6	-25,1	-30,4	-42,2	-29,0	-42,6	-46,2	-25,4	-10,4
<i>Dane skumulowane (mld zł)</i>										
Rachunek bieżący bilansu płatniczego	-51,9	-129,0	-215,7	-274,7	-295,4	-331,7	-341,8	-351,8	-350,5	-372,2
Wynik (saldo) budżetu państwa	-23,8	-68,4	-93,6	-124,0	-166,2	-195,1	-237,7	-283,9	-309,3	-319,7

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (baza danych makroekonomicznych).

Tabela 2. Statystyka opisowa wartości nieskumulowanych oraz statystyka regresji wartości skumulowanych.

<i>Pozycja</i>	<i>r</i>	<i>R²</i>	<i>Test T (Fishera)</i>
Wartość	- 0,0766	0,0059	0,0089
<i>Pozycja</i>	<i>S_x</i>	<i>\bar{x}</i>	<i>V_x</i>
Rachunek bieżący bilansu płatniczego	30,18	-37,2	-81,07%
Wynik (saldo) budżetu państwa	11,60	-32,0	-36,29%
<i>Rachunek bieżący bilansu płatniczego</i>		<i>Wynik (saldo) budżetu państwa</i>	
Średnia	-37,2246	Średnia	-31,9664
Błąd standardowy	9,5428	Błąd standardowy	3,6687
Mediana	-28,9765	Mediana	-29,6917
Odchylenie standardowe	30,1769	Odchylenie standardowe	11,6015
Wariancja próbki	910,6468	Wariancja próbki	134,5953
Kurtoza	-1,1312	Kurtoza	-0,5530
Skośność	-0,4680	Skośność	0,3604
Zakres	87,9025	Zakres	35,7533
Minimum	-86,6929	Minimum	-46,1595
Maksimum	1,2096	Maksimum	-10,4062
Suma	-372,2459	Suma	-319,6643
Licznik	10	Licznik	10
Największy (1)	1,2096	Największy (1)	-10,4062
Najmniejszy (1)	-86,6930	Najmniejszy (1)	-46,1595
Poziom ufności (95,0%)	21,5876	Poziom ufności (95,0%)	8,2992

<i>Statystyki regresji wartości skumulowanych</i>	
Wielokrotność R	0,9132
R kwadrat	0,8339
Dopasowany R kwadrat	0,8131
Błąd standardowy	45,1495
Obserwacje	10

ANALIZA WARIANCJI

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Istotność F</i>
Regresja	1	81 852,5678	81 852,5678	40,1538	0,0002
Resztkowy	8	16 307,7912	2 038,4739		
Razem	9	98 160,3590			

	<i>Współczynniki</i>	<i>Błąd standardowy</i>	<i>t Stat</i>	<i>Wartość -p</i>	<i>Dolne 95%</i>	<i>Górne 95%</i>	<i>Dolne 95,0%</i>	<i>Górne 95,0%</i>
Przecięcie	59,1405	40,6696	1,4542	0,1840	-34,6437	152,9247	-34,6437	152,9247
Rachunek bieżący bilansu płatniczego (dane w mld PLN)	0,8888	0,1403	6,3367	0,0002	0,5654	1,2123	0,5654	1,2123

Poziom istotności α 0,05

Liczba stopni swobody ν 8

$t_{\alpha,\nu}$ (odczyt z tablic rozkładu t -Studenta) 2,3060

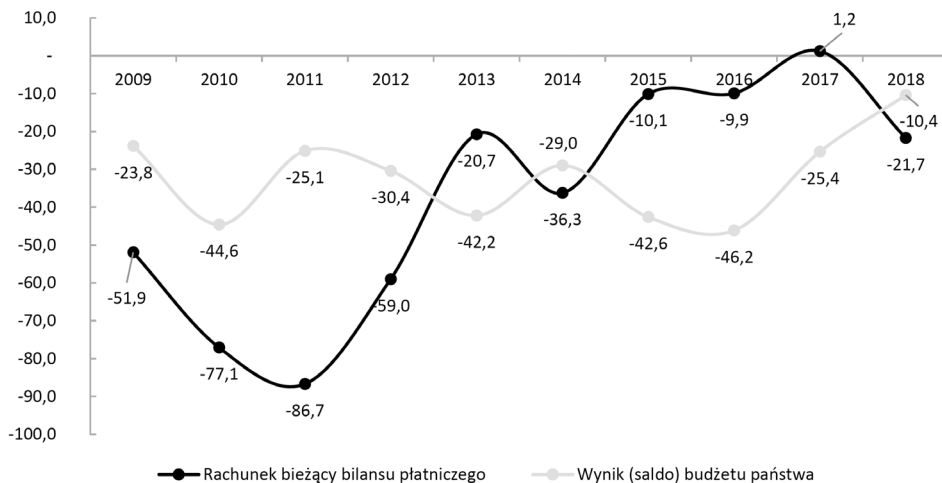
Współczynnik determinacji ($R^2 \times 100\%$) 91,32%

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (baza danych makroekonomicznych) za lata 2008–2019.

W zakresie danych skumulowanych strumieni deficytu budżetowego i deficytu w rachunku bieżącym bilansu płatniczego za lata 2009–2018 założono hipotezę zerową $H_0: \rho = 0$, wskazującej na brak korelacji pomiędzy badanymi deficytami, wobec hipotezy alternatywnej $H_1: \rho \neq 0$, wskazującą na to, że badane deficyty są skorelowane. Wartość statystyki t_{obl} wyniosła 6,3367 (dla funkcji regresji skumulowanych deficytów budżetowego i na rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego). Dla obranego poziomu istotności α w wysokości 0,05 i liczby stopni swobody $\nu=8$, wyznaczono krytyczną $t_{\alpha,\nu}$ (odczytaną z tablic rozkładu statystyki t -Studenta). Ponieważ $t_{obl} = 6,3367 > t_{\alpha,\nu} = 2,3060$, co dowodzi o istotności ustalonej w ten sposób funkcji regresji. Zatem wyznaczona postać funkcji regresji $y = 0,8888x + 59,14$ może posłużyć do opisu zależności między badanymi cechami. Zmiana skumulowanego salda budżetu o 1% prowadzi do zmiany skumulowanego salda rachunku bieżącego bilansu płatniczego o 0,89%.

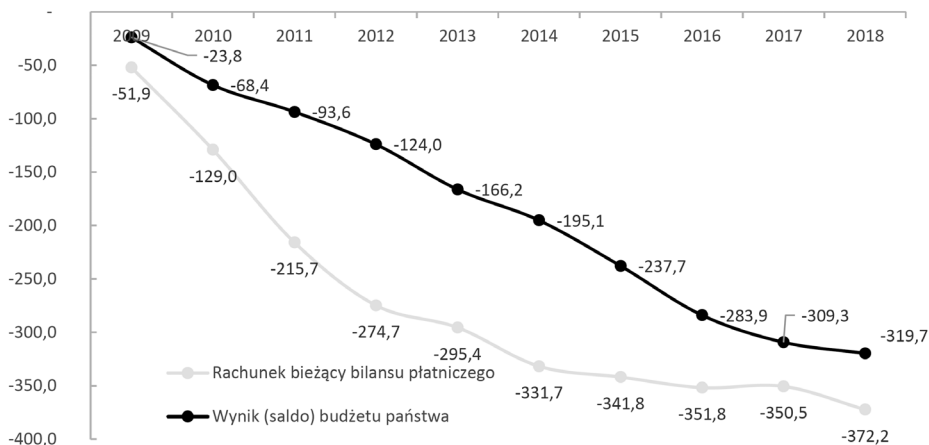
Miarą dopasowania prostej regresji do zaobserwowanych zmiennych x i y jest współczynnik determinacji równy kwadratowi współczynnika korelacji i wyrażany w procentach ($R^2 \times 100\%$). Wyliczony współczynnik determinacji jest równy 91,32%, co wskazuje na to, że taka część zmienności cechy y (skumulowane saldo rachunku bieżącego bilansu płatniczego) spowodowana jest wpływem liniowym cechy x (skumulowane saldo deficytu budżetowego).

Wykres 1. Defycyty: budżetowy i w rachunku bieżącym 2009–2018
(dane w mld zł).

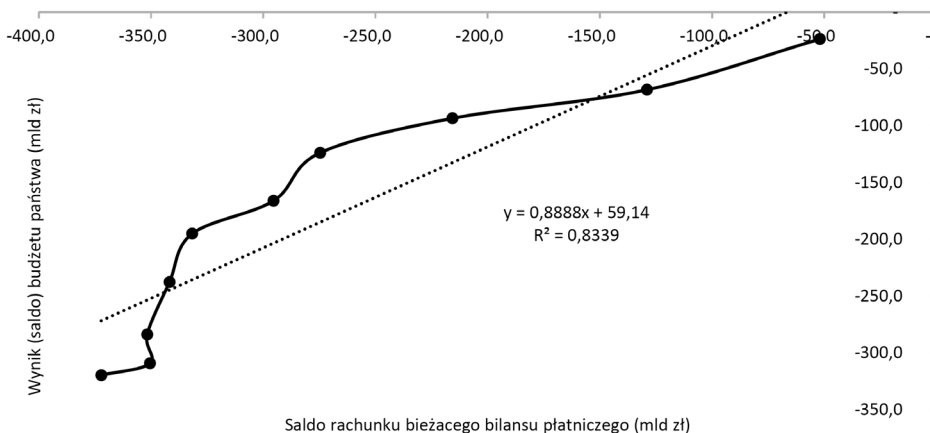


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (baza danych makroekonomicznych) za lata 2008–2018.

Wykres 2. Skumulowane wartości badanych deficytów
(dane w mld zł).



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (baza danych makroekonomicznych) za lata 2008–2019.

Wykres 3. Funkcja regresji liniowej dla skumulowanych wartości deficytów.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (baza danych makroekonomicznych) za lata 2008-2019.

W dalszym procesie badawczym wobec wysokiej korelacji sald skumulowanych oraz wobec stwierdzonego wyższego współczynnika zmienności strumieni sald w rachunku bieżącym V_x na poziomie in minus 81,07% dokonano analizy korelacji w obrębie sald kształtujących stan rachunku bieżącego.

Tabela 3. Rachunek bieżący bilansu płatniczego Polski oraz salda (dane z mld zł).

Pozycja	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Rachunek bieżący bilansu płatniczego	-51,95	-79,95	-80,64	-59,28	-20,55	-34,94	-9,76	-9,22	1,19	-20,73
Saldo obrotów towarowych	-31,67	-44,94	-54,62	-33,40	-1,38	-13,37	9,09	12,06	5,86	-19,65
Saldo usług	20,61	13,54	21,23	24,67	31,41	37,22	44,82	57,36	73,77	88,95
Saldo dochodów pierwotnych	-36,88	-48,37	-50,36	-50,03	-48,83	-57,24	-60,20	-72,78	-77,87	-84,19
Saldo dochodów wtórnych	-4,02	-0,18	3,11	-0,51	-1,75	-1,55	-3,48	-5,86	-0,56	-5,85

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (baza danych makroekonomicznych).

Stwierdzono najwyższy poziom korelacji momentu r Pearsona pomiędzy saldem usług a saldem dochodów pierwotnych r w wysokości in minus 0,95 (w ramach korelacji r badamy wartość bezwzględną otrzymanego wyniku). Dane zostały przedstawione w tabeli 4.

Tabela 4. Korelacje sald bilansu płatniczego Polski w okresie 2009-2018.

	<i>Saldo obrotów towarowych</i>	<i>Saldo usług</i>	<i>Saldo dochodów pierwotnych</i>	<i>Saldo dochodów wtórnych</i>
Saldo obrotów towarowych	1	-	-	-
Saldo usług	0,5894	1	-	-
Saldo dochodów pierwotnych	-0,5397	-0,9531	1	-
Saldo dochodów wtórnych	-0,5759	-0,5506	0,4243	1

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (baza danych makroekonomicznych) za lata 2008-2019.

Wobec silnej korelacji ujemnej pomiędzy saldem usług i saldem dochodów pierwotnych dokonano wyznaczenia funkcji regresji (statystykę opisową badanych sald wraz ze statystyką regresji zaprezentowano w Tabeli 5, a uzyskaną funkcję regresji – na Wykresie 4).

Tabela 5. Statystyka opisowa oraz statystyka regresji salda usług oraz salda dochodów pierwotnych.

<i>Pozycja</i>	<i>r</i>	<i>R²</i>	<i>Test T (Fishera)</i>
Wartość	0,9570	0,9159	0,4957
<i>Pozycja</i>	<i>S_x</i>	<i>\bar{x}</i>	<i>V_x</i>
Saldo usług	24,92	41,36	60,25%
Saldo dochodów pierwotnych	15,07	-58,67	-25,69%
<i>Saldo usług</i>		<i>Saldo dochodów pierwotnych</i>	
Średnia	41,3581	Średnia	-58,6741
Błąd standardowy	7,8793	Błąd standardowy	4,7671
Mediana	34,3137	Mediana	-53,7989
Odchylenie standardowe	24,9167	Odchylenie standardowe	15,0749
Wariancja próbki	620,8418	Wariancja próbki	227,2530
Kurtoza	-0,1858	Kurtoza	-0,7211
Skośność	0,91283	Skośność	-0,5216
Zakres	75,4060	Zakres	47,3141
Minimum	13,5447	Minimum	-84,1893
Maksimum	88,9507	Maksimum	-36,8752
Suma	413,5807	Suma	-586,7413
Licznik	10	Licznik	10
Największy (1)	88,9507	Największy (1)	-36,8752
Najmniejszy (1)	13,54473	Najmniejszy (1)	-84,1893
Poziom ufności (95,0%)	17,8243	Poziom ufności (95,0%)	10,7839

Statystyki regresji

Wielokrotność R	0,9531
R kwadrat	0,9085
Dopasowany R kwadrat	0,8970
Błąd standardowy	4,8373
Obserwacje	10

ANALIZA WARIANCJI

	df	SS	MS	F	Istotność F
Regresja	1	1858,0836	1858,0836	79,4080	0,0000
Resztkowy	8	187,1936	23,3992		
Razem	9	2045,2772			

	Współczynniki	Błąd standardowy	t Stat	Wartość-p	Dolne 95%	Górne 95%	Dolne 95,0%	Górne 95,0%
Przecięcie	-34,8245	3,0827	-11,2968	0,0000	-41,9332	-27,7158	-41,9332	-27,7158
Saldo usług	-0,5767	0,0647	-8,9111	0,0000	-0,7259	-0,4274	-0,7259	-0,4274

Poziom istotności α 0,05

Liczba stopni swobody ν 8

$t_{\alpha,\nu}$ (odczyt z tablic rozkładu t-Studenta) 2,3060

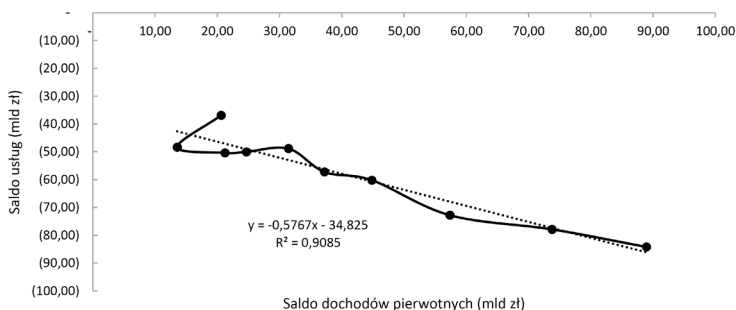
Współczynnik determinacji ($R^2 \times 100\%$) 95,31%

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (baza danych makroekonomicznych) za lata 2008-2019.

W zakresie danych dotyczących strumieni salda usług i salda dochodów pierwotnych za lata 2009-2018 założono hipotezę zerową $H_0: \rho = 0$, wskazującą na brak korelacji pomiędzy badanymi saldami, wobec hipotezy alternatywnej $H_1: \rho \neq 0$, wskazującej na to, że badane salda są skorelowane. Wartość bezwzględna statystyki $t_{obl} = 8,9111$ (dla funkcji regresji strumieni salda usług i salda dochodów pierwotnych). Dla obranego poziomu istotności $\alpha=0,05$ i liczby stopni swobody $\nu=8$, wyznaczono krytyczną $t_{\alpha,\nu}$ (odczytaną z tablic rozkładu statystyki t-Studenta). Ponieważ $t_{obl} = 8,9111 > t_{\alpha,\nu} = 2,3060$, co dowodzi o istotności w ten sposób ustalonej funkcji regresji. Zatem wyznaczona postać funkcji regresji $y = -0,5767x - 34,825$ może posłużyć do opisu zależności między badanymi cechami. Zmiana salda usług o 1% prowadzi do zmiany salda dochodów pierwotnych o in minus 0,58%.

Miarą dopasowania prostej regresji do zaobserwowanych zmiennych x i y jest współczynnik determinacji równy kwadratowi współczynnika korelacji i wyrażany w procentach ($R^2 \times 100\%$). Wyliczony współczynnik determinacji jest równy 95,31%, co wskazuje na to, że taka część zmienności cechy y (strumień salda usług bilansu płatniczego) spowodowana jest wpływem liniowym cechy x (strumień salda dochodów pierwotnych).

Wykres 4. Funkcja regresji liniowej dla salda usług i dochodów pierwotnych.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (baza danych makroekonomicznych) za lata 2008-2019.

Podsumowanie

Obszar UE pod względem salda bilansu płatniczego jest obszarem nadwyżkowym, co umożliwia UE pełnić rolę kredytora dla swoich partnerów, jednak kwestia redystrybucji nadwyżek jest zagadnieniem kontrowersyjnym, a dyskusja w tym obszarze, stymulowana różnicami rozwojowymi jest nieunikniona. Propozycja M. Keynesa dotycząca klauzuli „rzadkiej waluty” (ang. *scarce currency*), która dawałaby prawo krajom deficytowym do dyskryminowania importu towarów z państw nadwyżkowych, została zaakceptowana w Breton Woods, jednak nigdy nie została zaimplementowana. Zarówno koncepcje dyskryminacji handlowej w stosunku do państw nadwyżkowych, jak i karania państw nadwyżkowych, są gotowe do ponownego rozważenia na rzecz bardziej stabilnego międzynarodowego porządku gospodarczego (Thirlwall 2012: s. 11–49).

Nadmierne deficyty na rachunku bilansu płatniczego i próba ustalenia ich maksymalnego ujemnego poziomu były przedmiotem troski na szczycie G20, podczas posiedzenia 23 października 2010 r. w Gyeongju w Korei Południowej, gdzie USA wezwały najważniejsze państwa wysokorozwinięte do wprowadzenia 4-procentowego limitu wahań rachunku bieżącego bilansu płatniczego w stosunku do PKB popartą m.in. przez Wielką Brytanię, Kanadę i Brazylię. Jednak przy sprzeciwie Japonii i Niemiec oraz milczących Chin ostatecznie zakończyło się to jedynie deklaracjami woli wzmocnienia współpracy rozwojowej w wymiarze zewnętrznym poprzez redukcję nadmiernej nierównowagi i utrzymanie nierównowagi bilansu płatniczego na zrównoważonym poziomie (Zawiślińska 2012: s. 99–127).

Krótkookresowa perspektywa, w zakresie możliwości przywrócenia równowagi zewnętrznej państwa, wobec postępujących procesów liberalizacji międzynarodowych przepływów towarów, usług oraz czynników produkcji raczej jest procesem niezwykle trudnym do realizacji. Deficyt obrotów bieżących, nawet ulegający pogłębieniu, nie stanowi istotnego zagrożenia pod warunkiem, że jest bilansowany napływem bezpośrednich inwestycji zagranicznych (Misztal 2011). Oddziaływanie salda budżetowego na saldo obrotów bieżących odbywa się w państwach Europy Środkowo-Wschodniej różnymi kanałami. W przypadku Polski, ustalono dodatnią korelację salda sektora finansów publicznych z saldem obrotów bieżących, co potwierdza prawdziwość hipotezy deficytów bliźniaczych i w jeszcze większym stopniu uwidoczniła, że wyniki analiz są zależne od zastosowanej metody (Moździerz 2018: s. 276). Według A. Moździerz, ważnym problemem badawczym jest rozpoznanie wpływu procesów integracyjnych na relacje pomiędzy badanymi deficytami. Z jednej strony następuje wzrost znaczenia dochodów pierwotnych i wtórnych, co ma związek z napływem środków z UE, w tym dotacji bezpośrednich w ramach Wspólnej Polityki Rolnej. Następują też liczne zmiany związane z wpływem swobody przepływu osób i kapitału powodujących wzrost przepływów z tytułu wynagrodzeń pracowników oraz dochodów z tytułu inwestycji bezpośrednich i portfelowych. Z drugiej zaś strony członkostwo w UE wymusza utrzymanie dyscypliny fiskalnej i konsolidacji finansów publicznych (Moździerz 2018: s. 277). Wobec stwierdzonej w Polsce silnej korelacji dodatniej pomiędzy skumulowanymi strumieniami sald

badanych deficytów należałoby podjąć prace badawcze w celu ustalenia korelacji pomiędzy poszczególnymi strumieniami pozycji analitycznych budżetu państwa i bilansu płatniczego, co pozwoliłoby na opracowanie modelu bardziej precyzyjnie wskazującego obszary silnego oddziaływania na badane deficyty.

Rozpatrując zakres dostępnych możliwości, nie ma przeszkód, aby państwo stawiało sobie za cel uzyskanie nie tylko równowagi, ale również nadwyżki w ramach obu sald (np. Norwegia). Deficyt budżetowy, jak i deficyt na rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego, a ściślej w rozumieniu rachunkowym – saldo wydatków i wpływów budżetowych oraz saldo rachunku bieżącego bilansu płatniczego są kategoriami agregatowymi i wynikowymi. Analogicznie kategorią wynikową i agregatową jest zysk lub strata w rachunku wyników i stan środków pieniężnych w rachunku przepływów pieniężnych przedsiębiorstwa. Z tej przyczyny samo porównanie deficytów jako kategorii agregatowych i wynikowych, tylko w odniesieniu do samych siebie, nie umożliwia sformułowania właściwych wniosków o przyczynach ich skorelowanych, lub nieskorelowanych sald *ex-post*, jak również antycypacji kształtowania ich wartości *ex-ante*.

Ewentualne sformułowane rekomendacje czy podejmowane działania będą odnosić się do konkretnych pozycji i obszarów analitycznych. W zakresie narzędzi i instrumentów umożliwiających zarządzanie saldem budżetowym i saldem bilansu płatniczego, w celu przywracania równowagi w rozumieniu rachunkowym i ekonomicznym, możemy wyróżnić: (1) kontrydiktoryjność instrumentalną – stosowanie odmiennych instrumentów, (2) zbieżność instrumentalną – rozumianą jako stosowanie tych samych narzędzi lub metod. Z uwagi na poziom wpływów i wyptywów rozpatrywanych w ujęciu rocznym i tworzących w rezultacie saldo budżetu i rachunku bieżącego bilansu płatniczego, należy wyróżnić dyferencję zakresową, która decyduje o szerszym znaczeniu ogólnym dla gospodarki czynników wpływających na saldo rachunku bieżącego bilansu płatniczego, niż saldo budżetowe. Kierunki polityki mające na celu nadwyżkę, równowagę i deficyt dla obu rodzajów zestawień przepływów wewnętrznych i zewnętrznych, mogą również mieć inny zakres podmiotowy (dyferencja podmiotowa), zarówno od strony stanowiących politykę, jak i od strony podmiotów ją realizujących.

W kontekście ustalania przyczyn silnej korelacji pomiędzy badanymi saldami, raczej należy ich szukać poprzez ustalenie silnie skorelowanych pozycji analitycznych wpływających finalnie na badane salda. Tym samym, bardziej właściwe jest stosowanie podejścia wieloaspektowego i analitycznego, niż jednoaspektowego i syntetycznego. Oba salda pełnią zbieżną funkcję społeczną – odzwierciedlają aktywność ekonomiczną w ujęciu wewnętrznym i zewnętrznym. Analizując również stabilność regulacji odnoszących się do zasad odzwierciedlania zjawisk w budżecie państwa i w bilansie płatniczym możemy wskazać na zdecydowanie wyższą podatność na manipulacje zasad księgowania budżetowych, co finalnie prowadzi do znacznych błędów i zniekształceń w zakresie wysuwanych wniosków na podstawie relacji zachodzących pomiędzy saldami budżetowymi i rachunku bieżącego.

Reasumując, analiza hipotez w ramach współwystępowania deficytów budżetu i rachunku bieżącego bilansu płatniczego powinna być analizowana poprzez analizę

skumulowanych sald tych deficytów w ujęciu strumieniowym. W przeciwnym wypadku uzyskane wyniki wskazują na brak korelacji, co może prowadzić do błędnego i powierzchownego wniosku polegającego na przyjęciu równoważności ricardiańskiej w ramach hipotezy REH. Stwierdzona w Polsce silna dodatnia korelacja pomiędzy strumieniami deficytów budżetowym i na rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego, z niewielką, ale wiodącą rolą salda budżetu pozwala potwierdzić hipotezę TDH. Zmiana skumulowanego salda budżetu o 1% prowadzi do zmiany skumulowanego salda rachunku bieżącego bilansu płatniczego o 0,89%. Ustalono wyższą zmienność strumienia salda rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego, w ramach którego dwa dominujące wartościowo salda usług i dochodów pierwotnych, w ujęciu strumieniowym w ramach badanego okresu 2009–2018 tworzą silną korelację ujemną z dominującą rolą salda usług. Z uwagi na dynamikę ograniczania deficytu w rachunku bieżącym bilansu płatniczego, Polska będzie musiała się zderzyć, w najbliższej dekadzie, z wyzwaniem wynikającym z konieczności prowadzenia zrównoważonej polityki dostosowawczej w ramach międzynarodowych stosunków finansowych.

Izabela Zawiślińska – dr hab., prof. SGH, pracownik naukowy Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie od 1997 roku, na stanowisku profesora uczelnianego – od 2009 roku. Prodziekan Kolegium Ekonomiczno-Społecznego (2015-2016). W 2019 roku została wybrana do pierwszej Rady dyscypliny *ekonomia i finanse* w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie. Zainteresowania badawcze: makroekonomia gospodarki otwartej, integracja walutowa, finanse międzynarodowe, konkurencyjność i innowacyjność gospodarki, finanse publiczne.

Izabela Zawiślińska – dr hab, professor, employee of the Warsaw School of Economics since 1997, and a university professor - since 2009. Vice-dean of the Collegium of Socio-Economics (2015-2016). In 2019 she was elected to the first Scientific Council in the discipline of economics and finance at the Warsaw School of Economics. Research areas: macroeconomics of the open economy, monetary integration, international and public finance, competitiveness and innovation of the economy.

Piotr Cirin – doktorant w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie, absolwent prawa (2000) oraz rachunkowości (2002) Uniwersytetu Szczecińskiego, studiów Executive MBA w Oxford Brookes University oraz The Polish Open University (2014). Obszary badawcze: społeczno-ekonomiczne aspekty zarządzania cenami, rynek finansowy, integracja europejska.

Piotr Cirin – PhD student at the Warsaw School of Economics, graduate of law (2000) and accounting (2002) at the University of Szczecin, Executive MBA studies at the Oxford Brookes University and The Polish Open University (2014). Research areas: socio-economic aspects of price management, financial market, European integration.

➔ Bibliografia:

ARISTOVNIK Aleksander, DJURIC Sandra (2010), *Twin deficits and the Feldstein-Horioka puzzle: a comparison of the EU Member States and candidate countries*, „MPRA Paper”, no. 24149

- BOGDAŃSKI Mateusz, STRZAŁA Krsytyna (2018), *Bliźniaczy deficyt w krajach Unii Europejskiej-weryfikacja empiryczna*, „Zarządzanie i Finanse”, nr 16(3, cz. 1).
- BOLAT Suleyman, EMIRMAHMUTOGLU Furkan, BELKE Murat (2014), *The Dynamic Linkages of Budget Deficits and Current Account Deficits Nexus in EU Countries: Bootstrap Panel Granger Causality Test*, „International Journal of Economic Perspectives”, no. 8(2).
- CHARUSHEELA S. (2013), *Structuralism and individualism in economic analysis: the “contractionary devaluation debate” in development economics*, Routledge.
- EMIRMAHMUTOGLU Furkan, KOSE Nezir (2011), *Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels*, „Economic Modelling”, no. 28(3), DOI: 10.1016/j.econmod.2010.10.018.
- FELDSTEIN Martin, HORIOKA Charles (1980), *Domestic Savings and International Capital Flows*, „The Economic Journal”, no. 90 (358), DOI: 10.2307/2231790.
- FORTE Francesco, MAGAZZINO Cosimo (2013), *Twin deficits in the European countries*, International Advances in Economic Research, 19(3), DOI: 10.1007/s11294-013-9406-3.
- FRANKEL Jeffrey (2006), *Twin deficits and twin decades*, „The Macroeconomics of Fiscal Policy”, MIT Press: Cambridge MA, <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.154.3082&rep=rep1&type=pdf> (19.12.2020).
- GABRISCH Hubert (2015), *On the twin deficits hypothesis and the import intensity in transition countries*, „International Economics and Economic Policy”, no. 12(2), DOI: 10.1007/s10368-014-0272-0.
- GANCHEV Gancho Todorov, STAVROVA Elena, TSENKOV Vladimir (2012), *Testing the twin deficit hypothesis: The case of Central and Eastern Europe countries*, „International Journal of Contemporary Economics and Administrative Sciences”, no. 2(1).
- GRADOŃ Witold (2005), *Deficyt budżetowy a deficyt obrotów bieżących-hipoteza deficytów bliźniaczych (twin deficits) na przykładzie krajów tzw. Grupy Wyszehradzkiej*, „Monografie i Opracowania Naukowe”, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Kolegium Zarządzania i Finansów.
- HALLWOOD Paul C., MACDONALD Ronald (2000), *International money and finance*, Blackwell Publishing.
- JOHNSON Harry G. (1977), *The monetary approach to the balance of payments: A nontechnical guide*, „Journal of international economics”, no. 7(3), DOI: 10.1016/0022-1996(77)90039-3.
- KRUPÁROVÁ Magda (2019), *Twin deficit hypotéza*, Bakalářská práce, Masarykova univerzita, Brno.
- KO-STELETOU Nikolina E. (2013), *Financial integration, euro and the twin deficits of southern eurozone countries*, „Panaeconomicus”, no. 60(2), DOI: 10.2298/PAN1302161K.
- KOUASSI Eugene, MOUGOUE Mbojja, KYMN Kern O. (2004), *Causality tests of the relationship between the twin deficits*, „Empirical Economics”, vol. 29(3), DOI: 10.1007/s00181-003-0181-5.
- KUMHOF Michael, LAXTON Douglas (2009), *Fiscal deficits and current account deficits*, International Monetary Fund.
- LONEVSKYI Onufrii, KLIMAITIS Kristijonas (2019), *The Twin Deficits Hypothesis in the Eastern European Group: An Empirical Investigation*, Bachelor Thesis, Stockholm School of Economics, Riga.
- MAKIN Anthony J. (2002), *International macroeconomics*, Pearson Education.
- MARINHEIRO Carlos Fonseca (2008), *Ricardian equivalence, twin deficits, and the Feldstein-Horioka puzzle in Egypt*, „Journal of Policy Modeling”, no. 30(6), DOI: 10.1016/j.jpolmod.2007.12.001.
- MISZTAŁ Piotr (2011), *Współzależności między deficytem budżetowym i deficytem bilansu obrotów bieżących w Polsce w latach 1999–2009*, „Ekonomista”, nr 2.
- MOSAYEB Pahlavani, SALEH Ali Salman (2009), *Budget Deficits and Current Account Deficits in the*

- Philippines: A Casual Relationship?*, „American Journal of Applied Sciences”, no. 6(8).
- MOŹDZIERZ Anna (2018), *Paradygmat deficytów bliźniaczych a doświadczenia krajów Europy Środkowo-Wschodniej*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- MUNDELL Robert Alexander (1962), *The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability*, „Staff Papers”, no. 9(1).
- OBADIĆ Alka, GLOBAN Tomislav, NADOVEZA Ozana (2014), *Contradicting the twin deficits hypothesis: The role of tax revenues composition*, „Panoeconomicus”, no. 61(6), DOI: 10.2298/PAN1406653O.
- PAPADOGONAS Theodore, STOURNARAS Yannis (2006), *Twin deficits and financial integration in EU member-states*, „Journal of Policy Modeling”, no. 28(5).
- PARLIŃSKA Maria, PARLIŃSKI Jacek (2018), *Statystyczna analiza danych z Excelem*, Wydawnictwo SGGW.
- POLAK Jacques Jacobus (1997), *The IMF monetary model at forty*, „International Monetary Fund Working Paper”, no. WP/97/49.
- POLAK Jacques Jacobus (2001), *The two monetary approaches to the balance of payments: Keynesian and Johnsonian*, „International Monetary Fund Working Paper”, no. WP/01/100.
- ROMATOWSKI Maciej (2005), *Twin deficits-czy to rzeczywiście bliźniacze deficyty?*, „Bank i Kredyt”, nr 8.
- ŞEN Hüseyin, KAYA Ayşe (2016), *Are the twin or triple deficits hypotheses applicable to post-communist countries?* Bank of Finland, BOFIT.
- SIDDIQUI Anjum (2007), *India and south Asia: Economic developments in the age of globalization*, ME Sharpe.
- SOUKIAZIS Elias, ANTUNES Micaela, KOSTAKIS Ioannis (2018), *The Greek economy under the twin-deficit pressure: a demand orientated growth approach*, „International Review of Applied Economics”, no. 32(2).
- STRZAŁA Krystyna (2005), *Korelacja inwestycji i oszczędności w krajach Unii Europejskiej-weryfikacja empiryczna z zastosowaniem podejścia panelowego*, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania UG”, nr 1.
- THIRLWALL Anthony Philip (1979), *The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences*, „Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review”, no. 32(128).
- THIRLWALL Anthony Philip (2011), *The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences*, „PSL Quarterly Review”, no. 64(259).
- THIRLWALL Anthony Philip (2012), *Balance of payments constrained growth models: history and overview*, In E. Soukiazis, P. A. Cerqueir (Eds.), *Models of balance of payments constrained growth*, London.
- TUMPEL-GUGERELL Gertrude, MOOSLECHNER Peter (2003), *Economic convergence and divergence in Europe: growth and regional development in an enlarged European Union*, Edward Elgar Publishing.
- ZAWIŚLIŃSKA Izabela (2012), *Państwo we współczesnej gospodarce światowej. Wybrane zagadnienia*, Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Spotecznego „Studia i Prace”, nr 9(1).