

# Państwo i społeczeństwo

Polska w latach 2009–2018

## Zjawisko występowania deficytów bliźniaczych

Celem artykułu jest ustalenie stopnia, kierunku i siły oddziaływania salda budżetu państwa i salda rachunku bieżącego w ramach bilansu płatniczego Polski w latach 2009–2018 na podstawie danych Głównego Urzędu Statystycznego. Główne pytania badawcze koncentrują się na ustaleniu rodzaju relacji łączących te deficyty oraz ich wzajemnego wpływu w świetle dotychczasowych badań związanych z hipotezą występowania deficytów bliźniaczych. Zastosowana metodologia opiera się na zintegrowanej analizie korelacji, regresji liniowej oraz analizie współczynnika zmienności. W wyniku przeprowadzonego badania stwierdzono silną korelację pomiędzy skumulowanymi wartościami badanych deficytów. Potwierdza to hipotezę występowania w Polsce w tym okresie deficytów bliźniaczych i oznacza, że deficyt budżetowy wpływa na saldo rachunku bieżącego bilansu płatniczego. Głównym saldem równoważącym ujemne saldo dochodów pierwotnych, w ramach którego dominującą pozycję stanowią dochody nierezydentów z bezpośrednich inwestycji zagranicznych, było saldo niezwykle dynamicznie rozwijającego się eksportu usług.

**IZABELA ZAWIŚLIŃSKA,  
PIOTR CIRIN**

## Wprowadzenie

Deficyty bliźniacze to rodzaj zależności, która występuje w gospodarce pomiędzy deficytem budżetowym a deficytem obrotów bieżących<sup>1</sup>. 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 (Reaganomics)<sup>2</sup>. Początkowo źródeł 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, która znajduje odzwierciedlenie w dyskursie naukowym. Generalnie można go podsumować w następujący sposób. Teoria neo-keynesowska, a zwłaszcza szkoła New Cambridge School (ale także teoria monetarystyczna), postuluje istnienie związku przyczynowego między deficytami na rachunku bieżącym a deficytem fiskalnym. Podejście neoklasyczne zakłada istnienie

przeciwnych relacji: gdy rząd zwiększa deficyt budżetowy, sektor prywatny więcej oszczędza, a to prowadzi do zmniejszenia deficytu na rachunku bieżącym. Wreszcie podejście oparte na luce strukturalnej dowodzi, że w małych otwartych gospodarkach deficyt na rachunku bieżącym może w dłuższej perspektywie prowadzić do nadwyżek fiskalnych<sup>3</sup>.

Zależność pomiędzy deficytem budżetowym a deficytem na rachunku bieżącym może przybierać różne kierunki wzajemnego oddziaływania i stanowi podstawę do postawienia przynajmniej czterech hipotez<sup>4</sup>. Pierwsza z nich to hipoteza deficytów bliźniaczych (ang. *twin deficits hypothesis* – TDH), gdzie deficyt budżetowy prowadzi do pojawienia się deficytu bilansu obrotów bieżących<sup>5</sup>. 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 powoduje wzrost

<sup>1</sup> M. Romatowski: *Twin deficits-czy to rzeczywiście bliźniacze deficyty?* Bank i Kredyt, nr 8/2005, s. 17-25.

<sup>2</sup> J. A. Frankel: *Twin deficits and twin decades. The Macroeconomics of Fiscal Policy*. Cambridge, 2006, MA: MIT Press.

<sup>3</sup> G. T. Ganchev, E. Stavrova, V. Tsenkov: *Testing the twin deficit hypothesis: The case of Central and Eastern Europe countries*. "International Journal of Contemporary Economics and Administrative Sciences", Vol. 2, nr 1/2012, s. 1-21.

<sup>4</sup> P. Misztal: *Współzależności między deficytem budżetowym i deficytem bilansu obrotów bieżących w Polsce w latach 1999–2009*, „Ekonomista” nr 2/2011.

<sup>5</sup> C. P. Hallwood, R. MacDonald: *International money and finance*. Malden, MA: Blackwell Publishing 2000; M. M. Kumhof, M. D. Laxton: *Fiscal deficits and current account deficits*: International Monetary Fund, 2009; A. J. Makin: *International macroeconomics*. Melbourne, Australia: Pearson Education 2002; C. F. Marinheiro: (2008) *Ricardian Equivalence, Twin Deficits, and the Feldstein-Horioka puzzle in Egypt*, "Journal of Policy Modeling", Vol. 30, nr 6/2008, s. 1041-1056.

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<sup>6</sup>. Zgodnie z podejściem ilościowym do wyjaśnienia hipotezy TDH, należy odwołać się do modelu Mundell'a-Fleminga, zwanego modelem IS-LM-BP lub modelem niemożliwej trójcy (*impossible trinity*), 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. W państwach, w których polityka zatrudnienia i bilansu płatniczego są ograniczone do instrumentów monetarnych i fiskalnych, polityka pieniężna powinna być skoncentrowana na osiągnięciu pożądanego poziomu bilansu płatniczego, a polityka fiskalna na zachowaniu stabilności wewnętrznej, odwrotny system doprowadziłby do stopniowego wzrostu bezrobocia i pogorszenia bilansu płatniczego<sup>7</sup>.

Druga, to hipoteza tzw. równoważności ricardiańskiej (ang. *Ricardian equivalence hypothesis* – REH), według której deficyt

budżetowy nie wpływa na saldo bilansu obrotów bieżących. Należy to tłumaczyć w ten sposób, że rządy mogą pozyskiwać pieniądze dzięki poborowi podatków lub emisji obligacji, ponieważ jednak obligacje są *de facto* pożyczkami, należy je ostatecznie spłacić, podnosząc podatki w przyszłości, a zatem realny wybór to „opodatkować teraz lub później” – David Ricardo jako pierwszy zaproponował taką możliwość, choć nie był do niej przekonany<sup>8</sup>, zaś Antonio De Viti De Marco opracował ekwiwalent ricardiański, poczynając od 1890 roku<sup>9</sup>, natomiast podstawy teoretyczne dla REH nadał J. R. Barro<sup>10</sup>, który zauważył, że 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 z hipotez to odwrotna (przewrotna) hipoteza deficytów bliźniaczych (ang. *perverse hypothesis of twin deficits* – PHTD), zgodnie z którą to deficyt na

<sup>6</sup> S. Charusheela: *Structuralism and individualism in economic analysis: the „contractionary devaluation debate” in development economics*. London 2013: Routledge.

<sup>7</sup> R. A. Mundell: *The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability*. „Staff Papers”, Vol. 9, nr 1/1962, s. 70-79.

<sup>8</sup> D. Ricardo, J. R. McCulloch: *The Works of David Ricardo: With a Notice of the Life and Writings of the Author*, London 1888: John Murray.

<sup>9</sup> M. Feldstein, A. J. Auerbach: *Handbook of Public Economics* (Vol. 4), North Holland 2002: Elsevier.

<sup>10</sup> R. J. Barro: *Are government bonds net wealth?* „Journal of Political Economy”, Vol. 82, nr 6/1974, s. 1095-1117; R. J. Barro: *Perceived wealth in bonds and social security and the Ricardian equivalence theorem: Reply to Feldstein and Buchanan*, „Journal of Political Economy”, Vol. 84, nr 2/1976, s. 343-349.

rachunku obrotów bieżących przyczynia się do deficytu budżetu państwa<sup>11</sup>. Wzrost deficytu na rachunku obrotów bieżących, powodując wolniejsze tempo rozwoju gospodarczego, jednocześnie wywołuje deficyt budżetowy<sup>12</sup>.

Ostatnią z hipotez to hipoteza Feldsteina-Horioki (HFH), w ramach której deficyty budżetu i bilansu obrotów bieżących oddziałują na siebie<sup>13</sup>. Uczeni 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<sup>14</sup>. Międzynarodowe różnice w krajowych stopach oszczędności między głównymi państwami przemysłowymi odpowiadają prawie równym różnicom w krajowych stopach inwestycyjnych. Oszczędności zwiększają zasoby kapitału i krajowy krańcowy produkt kapitału oraz mogą zastępować inwestycje zagraniczne. 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-Horioki”) w warunkach doskonałej mobilności

kapitału na światowych rynkach. W przypadku braku równoważności ricardiańskiej, gdy deficyt budżetowy rośnie, oszczędności krajowe i inwestycje spadałyby, powodując ucieczkę kapitału. Waluta obca wpływałaby do kraju jako swego rodzaju międzynarodowa pomoc finansowa w celu zmniejszenia deficytu fiskalnego. Rzeczywisty kurs waluty podlegałby aprecjacji, co powoduje spadek eksportu i wzrost importu. Ostatecznie deficyty na rachunku bieżącym zwiększyły 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 wskazań. W kategoriach analitycznych związek ten należy rozpatrywać zarówno z perspektywy równowagi długookresowej, jak i dostosowania krótkoterminowego<sup>15</sup>. W perspektywie długoterminowej można oczekiwać pozytywnego związku między badanymi deficytami w otwartej gospodarce, ponieważ napływ kapitału zagranicznego ułatwia finansowanie deficytu budżetowego, a odpływ kapitału utrudnia i zmusza rządy do ograniczenia wydatków

<sup>11</sup> M. M. Kumhof, M. D. Laxton: *Fiscal deficits...*, op.cit.; P. Mosayeb, A. S. Saleh: *Budget Deficits and Current Account Deficits in the Philippines: A Casual Relationship?* „American Journal of Applied Sciences”, Vol. 6, nr 8/2009, s. 1515-1520; A. Siddiqui: *India and south Asia: Economic developments in the age of globalization*: Armonk, NY 2007; M.E. Sharpe; G. Tumpel-Gugerell, P. Mooslechner: *Economic convergence and divergence in Europe: growth and regional development in an enlarged European Union*, Cheltenham, UK 2003: Edward Elgar Publishing.

<sup>12</sup> P. Misztal: *Współzależności między deficytem budżetowym...*, op.cit.

<sup>13</sup> M. S. Feldstein, C. Y. Horioka: *Domestic savings and international capital flows*, „National Bureau of Economic Research”, Cambridge 1979, MA.

<sup>14</sup> K. Strzała: *Korelacja inwestycji i oszczędności w krajach Unii Europejskiej-weryfikacja empiryczna z zastosowaniem podejścia panelowego*, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania” UG 2005, s. 141-157.

<sup>15</sup> G. T. Ganchev, E. Stavrova, V. Tsenkov: *Testing the twin deficit hypothesis: The case...*, op.cit., s. 1-21.

lub podniesienia podatków. Jednak w perspektywie krótkoterminowej zwiększenie deficytu na rachunku bieżącym może być skorelowane ze zmniejszeniem deficytu fiskalnego, biorąc pod uwagę, że napływ kapitału zazwyczaj stymuluje wzrost gospodarczy i równowagę obciążeń fiskalnych, podczas gdy odpływ kapitału jest skorelowany ze spadkiem wzrostu gospodarczego i pogorszeniem sytuacji fiskalnej<sup>16</sup>. Oprócz hipotez dotyczących próby wyjaśnienia zjawiska podwójnych deficytów podejmowane są próby ich teoretycznej interpretacji.

Maciej Romatowski wyróżnia trzy główne kanały powstawania deficytów bliźniaczych<sup>17</sup>. 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 inwestycji zagranicznych, w wyniku których waluta zagraniczna zostaje wymieniona na 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 ubytek 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, a to prowadzi do pogłębienia deficytu obrotów bieżących.

Celem niniejszego artykułu jest ustalenie stopnia, kierunku i siły oddziaływania badanych zmiennych, tj. deficytu budżetu państwa względem salda obrotów w rachunku bieżącym w ramach bilansu płatniczego Polski w latach 2009–2018, a także wskazanie głównego źródła nierównowagi układu oraz ewentualnych czynników mogących ją ograniczyć. Główne pytania badawcze koncentrują się na ustaleniu:

- czy pomiędzy badanymi deficytami występuje korelacja i o jakiej sile oraz czy na jej podstawie możemy określić równanie regresji i wskazać potencjalne przyszłe kierunki kształtowania się obu deficytów (czy deficyt budżetowy silniej oddziałuje na deficyt obrotów w rachunku, czy na odwrót);
- który z deficytów charakteryzuje się wyższym poziomem zmienności i czy w jego ramach występują pozycje analityczne charakteryzujące się silną korelacją;
- która z hipotez dotyczących zjawiska współbieżnych deficytów może zostać potwierdzona lub odrzucona.

<sup>16</sup> G. T. Ganchev, E. Stavrova, V. Tsenkov: *Testing the twin deficit hypothesis: The case...*, op.cit., s. 1-21

<sup>17</sup> M. Romatowski: *Twin deficits-czy...*, op.cit., s. 17-25.

Zastosowana metodologia opiera się na analizie korelacji, regresji liniowej oraz analizie współczynnika zmienności. Przyjęta hipoteza brzmi: na podstawie danych GUS za lata 2009–2018 w Polsce występowało zjawisko silnie skorelowanych deficytów bliźniaczych (ich wartości skumulowanych), z wiodącą rolą wpływu deficytu budżetu na deficyt na rachunku bieżącego 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, a to wskazuje, że eksport usług pozwala zniwelować negatywny odpływ dochodów z bezpośrednich inwestycji zagranicznych w ramach salda dochodów pierwotnych.

### Przegląd badań empirycznych dotyczących Polski

Badania nad zjawiskiem deficytów bliźniaczych w Polsce prowadzili m.in. P. Misztal<sup>18</sup> i A. Moździerz<sup>19</sup>. Analiza na podstawie modelu 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 hipotezą Feldsteina-Horioki, wskazującej na dwukierunkowe, wzajemne oddziaływanie deficytu budżetowego i deficytu bilansu obrotów bieżących. Jednocześnie stwierdzono silniejsze oddziaływanie deficytu bilansu obrotów bieżących na rozmiary deficytu budżetu państwa, niż na odwrót.

Wyniki testowania hipotezy deficytów bliźniaczych w Polsce w ujęciu syntetycznym (za okres 1Q2002-4Q2016), wykazały:

- w modelu VAR wpływ dodatni istotny statystycznie pomiędzy deficytem na rachunku bieżącym a deficytem budżetowym, natomiast pomiędzy deficytem budżetowym a deficytem na rachunku bieżącym wpływ dodatni lub ujemny, w zależności od stopnia opóźnienia zmiennej w postaci deficytu budżetowego;
- w teście Grangera brak przyczynowości, zarówno pomiędzy deficytem w rachunku bieżącym, a deficytem budżetowym, jak i pomiędzy deficytem budżetowym, a deficytem w rachunku bieżącym<sup>20</sup>.

Z kolei w innych badaniach dotyczących deficytów bliźniaczych w państwach postkomunistycznych, obejmujących m.in. Polskę, dokonano odrzucenia hipotezy TDH<sup>21</sup>. Natomiast w badaniach poświęconych Bułgarii, Chorwacji, Polsce i Rumunii za okres 1999–2011, z wykorzystaniem modelu

<sup>18</sup> P. Misztal: *Współzależności między deficytem...*, op.cit.

<sup>19</sup> A. Moździerz: *Paradygmat deficytów bliźniaczych a doświadczenia krajów Europy Środkowo-Wschodniej*, „Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne” 2018.

<sup>20</sup> A. Moździerz: *Paradygmat deficytów bliźniaczych...*, op.cit., s. 243.

<sup>21</sup> H. Gabrisch: *On the twin deficits hypothesis and the import intensity in transition countries*, “International Economics and Economic Policy”, Vol. 12, nr 2/2015, s. 205-220. doi:10.1007/s10368-014-0272-0; H. Şen, A. Kaya: *Are the twin or triple deficits hypotheses applicable to post-communist countries?* Bank of Finland, BOFIT 2016.

VAR, dokonano odrzucenia hipotezy TDH i odnotowano odwrotną hipotezę<sup>22</sup>.

Najszerze dostępne podsumowanie dotychczasowych badań empirycznych nad defycytami bliźniaczymi przedstawił A. Moździerz w układzie dotyczącym Stanów Zjednoczonych, grupy państw rozwiniętych, wybranych państw wysoko rozwiniętych, a także krajów postkomunistycznych<sup>23</sup>. Przegląd badań empirycznych z wykorzystaniem różnych metod, m.in. testu Grangera, modelu VAR i VECM, kointegracji, regresji liniowej, korelacji i innych w różnych gospodarkach świata, nie dostarczył jednoznacznych argumentów na rzecz utrzymania lub odrzucenia hipotezy deficytów bliźniaczych<sup>24</sup>.

## Metodologia

Analizę przeprowadzono w programie MS Excel (Office 2016), statystyki opisowe oraz statystyki regresji obliczono z wykorzystaniem dodatku Analysis ToolPak. Wartość krytyczną statystyki *t*-Studenta ( $t_{\alpha, \nu}$ ), przy zadanym poziomie istotności  $\alpha = 0,05$  i liczby stopni swobody  $\nu = 8$ , wyznaczono w programie MS Excel (Office 2016) z wykorzystaniem funkcji „ROZKŁAD.T.ODW”. W celu przeprowadzenia analizy empirycznej, polegającej na porównaniu strumieni deficytu budżetu oraz deficytu obrotów w rachunku bieżącym bilansu płatniczego Polski, autorzy artykułu wykorzystali dane Głównego

Urzędu Statystycznego, udostępnione w ramach bazy danych makroekonomicznych za okres 2009–2018. Ponieważ 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, s. 169). Jeśli chodzi o pojęcie „deficyt obrotów w rachunku bieżącym”, należy wyjaśnić, że badanie dotyczy wartości rachunku bieżącego bilansu płatniczego Polski, sporządzanego zgodnie ze standardami Międzynarodowego Funduszu Walutowego, zaś przez rachunek bieżący oznacza bilans obrotów bieżących, stanowiący zestawienie płatności danego państwa wynikających z międzynarodowego obrotu towarami i usługami, dochodów z kapitału i transferów jednostronnych<sup>25</sup>. Następnie zestawiono strumienie deficytów i wyznaczono często wykorzystywany w tego typu badaniach współczynnik korelacji *r*-Pearsona (bezwymiarowy wskaźnik, którego wartość mieści się w zakresie od -1,0 do 1,0 włącznie i odzwierciedla stopień liniowej zależności pomiędzy dwoma zestawami danych). 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

<sup>22</sup> A. Obadić, T. Globan, O. Nadoveza: *Contradicting the twin deficits hypothesis: The role of tax revenues composition*, „Panoeconomicus”, Vol. 61, nr 6/2014, s. 653-667. doi:10.2298/PAN1406653O.

<sup>23</sup> A. Moździerz: *Paradygmat deficytów bliźniaczych...*, op. cit., s. 64-80.

<sup>24</sup> G. T. Ganchev, E. Stavrova, V. Tsenkov: *Testing the twin deficit...*, op. cit., s. 1-21; A. Moździerz: *Paradygmat deficytów bliźniaczych...*, op. cit., s. 80; M. Romatowski: *Twin deficits-czy...*, op. cit., s. 17-25.

<sup>25</sup> A. Budnikowski: *Ekonomia międzynarodowa*: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne 2017, s. 291.

korelacji ujemnej), to można wyznaczyć postać liniową funkcji regresji<sup>26</sup>.

Wobec stwierdzonej bardzo słabej korelacji (dane w tabeli 2, s. 169), co pozornie potwierdza hipotezę REH, dokonano skumulowania strumieni poszczególnych badanych deficytów. Po skumulowaniu (narastająco) wartości deficytów w poszczególnych badanych latach dokonano ponownie obliczenia korelacji  $r$ -Pearsona. W związku z tym, że uzyskano wysoką wartość korelacji świadczącej o silnym związku skumulowanych wartości 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). Statystyki opisowe oraz statystyki regresji, wraz z wartością współczynnika determinacji dla wartości skumulowanych deficytów budżetu państwa oraz bilansu płatniczego, zaprezentowano w tabeli 3, s. 170.

Następnie obliczono parametr  $R^2$ , na potrzeby szacowania parametrów strukturalnych funkcji regresji liniowej na podstawie danych liczbowych, za pomocą metody najmniejszych kwadratów. Otrzymaną funkcję regresji liniowej zaprezentowano na rysunku 3, s. 172. 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 wiodący, a która uzupełniająca oraz jaki jest poziom wpływu jednego deficytu wiodącego na uzupełniający.

Sformułowanie ostatecznych wniosków wymagało sprawdzenia poziomu zmienności badanych procesów narastania deficytów. W celu porównania zmienności różnych procesów (tj. dynamiki przyrostu deficytu budżetowego oraz dynamik przyrostu deficytu w rachunku bieżącym) wykorzystano miary zmienności względne, zwane współczynnikami zmienności, które ukazują relację między bezwzględną zmiennością procesu a jego wartością przeciętną. Do obliczenia współczynnika zmienności wykorzystano współczynnik zmienności odchylenia standardowego według następującego wzoru:

$$V_x = \frac{S_x}{\bar{x}} \cdot 100$$

gdzie:

$V_x$  – współczynnik zmienności odchylenia standardowego badanych danych  $x$ ,  
 $S_x$  – odchylenie standardowe badanego zestawu danych,  
 $\bar{x}$  – średnia arytmetyczna.

Przedstawiony współczynnik zmienności przyjmuje wartości nieujemne i informuje o tym, jaki procent średniej arytmetycznej badanej cechy (procesu) stanowi odchylenie standardowe. Pozwala to odpowiedzieć na pytanie: o ile procent różnią się, przeciętnie, wartości badanego procesu od średniej arytmetycznej. Im większe wartości przyjmuje współczynnik zmienności, tym większe jest zróżnicowanie

<sup>26</sup> M. Parlińska, J. Parliński: *Statystyczna analiza danych z Excelem*: Wydawnictwo SGGW 2018.



badanej cechy (procesu). Ważną cechą współczynnika zmienności jest to, że możemy go wykorzystać do porównania stopnia zmienności różnych zjawisk. Wartości wynikowe dla współczynnika zmienności odchylenia standardowego  $V_x$ , wartość odchylenia standardowego  $S_x$  oraz średnią arytmetyczną zaprezentowano w tabelach 2, 3 i 6.

Wobec ustalonej wyższej wartości współczynnika zmienności dla strumienia deficytu w rachunku bieżącym bilansu płatniczego, przeprowadzono analizę pozycji poszczególnych rodzajów sald bilansu płatniczego w celu ustalenia pozycji generujących najwyższy poziom korelacji. Następnie, z uwagi na wysoki poziom korelacji, wyznaczono wartość  $R^2$  oraz obliczono równanie funkcji regresji liniowej, gdzie zastawiono ze sobą najbardziej skorelowane salda, tj. saldo usług (zmienna objaśniana  $x$ ) oraz saldo dochodów pierwotnych (zmienna objaśniająca  $y$ ) 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 dotyczące strumieni salda usług i dochodów pierwotnych przedstawiono w tabeli 4, s. 172, korelacje  $r$ -Pearsona pomiędzy poszczególnymi rodzajami sald bilansu płatniczego zaprezentowano w tabeli 5, s. 173, a w tabeli 6, s. 174 przedstawiono statystykę opisową salda usług oraz salda dochodów pierwotnych wraz ze statystykami regresji oraz wartością współczynnika determinacji. Z uwagi na stwierdzoną wysoką korelację pomiędzy saldem usług i saldem dochodów

pierwotnych opracowano równanie regresji liniowej, co zaprezentowano na rysunku 4, s. 175. Ze względu na szeroki zakres analizy pozycji budżetowych badanie zakończono na etapie ustalenia głównych korelacji w ramach sald bilansu płatniczego.

## Rezultaty

Pomiędzy wartościami sald badanych deficytów (budżetowym i rachunku bilansu płatniczego) w latach 2009–2018 występuje bardzo słaba korelacja  $r$ -Pearsona o wartości 0,0766 przy  $R^2$  o wartości 0,0059, co nie pozwala na wyznaczenie funkcji regresji (statystyki opisowe przedstawiono w tabeli 2). W związku z tym, narastająco skumulowano wartości pozycji deficytów w badanym okresie. Badane skumulowane deficyty w okresie 2009–2018 cechuje silna korelacja dodatnia  $r$ -Pearsona o wartości 0,9132, co pozwala na wyznaczenie równania funkcji regresji (statystyki opisowe oraz statystyki regresji wartości skumulowanych zaprezentowano w tabeli 3).

Jeśli chodzi o skumulowane strumienie deficytu budżetowego i deficytu w rachunku bieżącym bilansu płatniczego za lata 2009–2018 założono hipotezę zerową  $H_0:p = 0$ , gdzie  $p$  to estymator współczynnika korelacji w populacji generalnej, wskazującej na brak korelacji pomiędzy badanymi deficytami, wobec hipotezy alternatywnej  $H_1:p \neq 0$ , wskazującej na to, że są skorelowane. Wartość statystyki  $t_{obl} = 6,3367$  (dla funkcji regresji skumulowanych strumieni deficytów budżetowego i deficytu w rachunku bieżącym bilansu płatniczego). Dla obranego poziomu istotności  $\alpha = 0,05$  i liczby stopni swobody  $v = 8$ , wyznaczono krytyczną  $t_{\alpha,v}$  (odczytaną z tablic rozkładu statystyki  $t$ -Studenta). Ponieważ

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

Pozycja	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Rachunek bieżący bilansu płatniczego (mld euro)	-12,6	-19,5	-19,6	-14,4	-5,0	-8,5	-2,4	-2,2	0,3	-5,0
Średni kurs NBP	4,1082	3,9603	4,4168	4,0882	4,1472	4,2623	4,2615	4,4240	4,1709	4,3000
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

Pozycja	<i>r</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>	
Wartość	-0,0766	0,0059	
Pozycja	<i>S<sub>x</sub></i>	$\bar{x}$	<i>V<sub>x</sub></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 (mld zł)</i>		<i>Wynik (saldo) budżetu państwa (mld zł)</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	-0,5520
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)	-86,6929	Najmniejszy (1)	-46,1595
Poziom ufności (95,0%)	21,5873	Poziom ufności (95,0%)	8,2992

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

Tabela 3. Statystyka opisowa wartości skumulowanych i regresji wartości skumulowanych

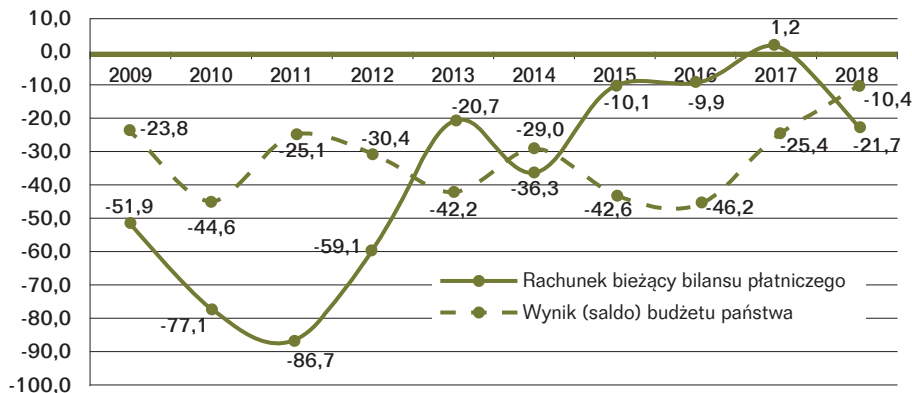
Pozycja	$r$	$R^2$						
Wartość	0,9132	0,8339						
Pozycja	$S_x$	$\bar{x}$	$V_x$					
Rachunek bieżący bilansu płatniczego	107,29	-271,5	-39,52%					
Wynik (saldo) budżetu państwa	104,4	-182,2	-57,33%					
Rachunek bieżący bilansu płatniczego (mld zł)		Wynik (saldo) budżetu państwa (mld zł)						
Średnia	-271,4917	Średnia	-182,1680					
Błąd standardowy	33,9296	Błąd standardowy	33,0253					
Mediana	-313,5771	Mediana	-180,6497					
Odchylenie standardowe	107,2949	Odchylenie standardowe	104,4352					
Wariancja próbki	11512,1874	Wariancja próbki	10906,7066					
Kurtoza	0,5459	Kurtoza	-1,3967					
Skośność	1,2406	Skośność	0,0558					
Zakres	320,2977	Zakres	295,8193					
Minimum	-372,2459	Minimum	-319,6643					
Maksimum	-51,9482	Maksimum	-23,8450					
Suma	-2714,9171	Suma	-1821,6797					
Licznik	10	Licznik	10					
Największy(1)	-51,9482	Największy(1)	-23,8450					
Najmniejszy(1)	-372,2459	Najmniejszy(1)	-319,6643					
Poziom ufności (95,0%)	76,7541	Poziom ufności(95,0%)	74,7084					
Statystyki regresji wartości skumulowanych								
Wielokrotność R	0,9132							
R kwadrat	0,8339							
Dopasowany R kwadrat	0,8131							
Błąd standardowy	45,1495							
Obserwacje	10							
Analiza wariancji								
	df	SS	MS	F	Istotność F			
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						
	Współ- czynniki	Błąd stan- dardowy	t Stat	Wartość-p	Dolne 95%	Górne 95%	Dolne 95,0%	Górne 95,0%
Przecięcie	59,1405	40,6696	1,4542	0,1840	-34,6437	152,9247	-34,6437	152,9247
Rachunek bieżący bilansu płatniczego (dane w mld zł)	0,8888	0,1403	6,3367	0,0002	0,5654	1,2123	0,5654	1,2123
Poziom istotności $\alpha$	0,05							
Liczba stopni swobody V	8							
$t_{\alpha, V}$ (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.

$t_{obl} = 6,34 > t_{a,v} = 2,3060$ , co dowodzi o istotności w ten sposób ustalonej funkcji regresji. Zatem wyznaczona postać funkcji regresji  $y = 0,8888x + 59,14$  może posłużyć do opisu zależności między badanymi cechami. Zmiana salda budżetu o 1% prowadzi do zmiany salda rachunku bieżącego bilansu płatniczego o 0,89%. Miarą dopasowania prostej regresji do zaobserwowanych zmiennych  $x$

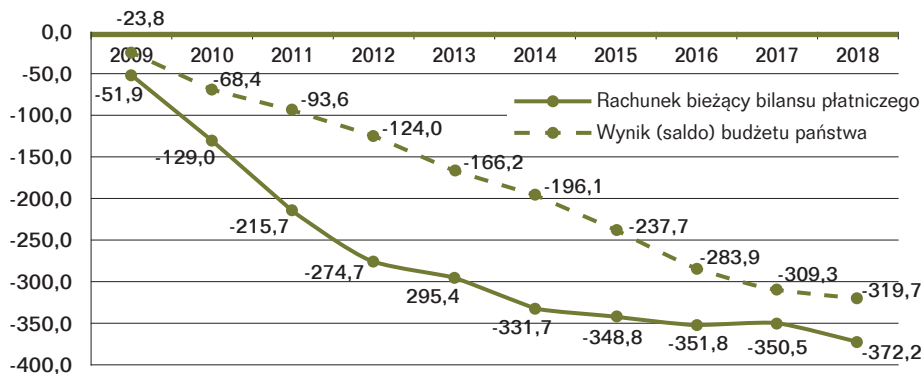
i  $y$  jest współczynnik determinacji równy kwadratowi współczynnika korelacji i wyrażany w procentach ( $R^2 \times 100\%$ ). Wyliczony współczynnik determinacji jest równy 91,32%, co dowodzi, że taka część zmienności cechy  $y$  (skumulowane saldo rachunku bieżącego bilansu płatniczego) została spowodowana wpływem liniowym cechy  $x$  (skumulowane saldo deficytu budżetowego).

Rysunek 1. Kształtowanie deficytów: budżetowego i w rachunku bieżącym w latach 2009–2018 (dane w mld zł)



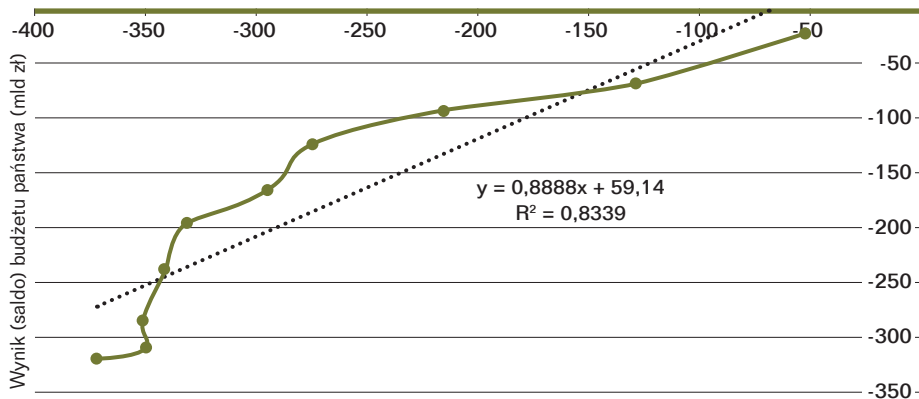
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS (baza danych makroekonomicznych) za lata 2008–2019.

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



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

Rysunek 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 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 4. Rachunek bieżący bilansu płatniczego oraz salda (dane w 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  $r$ -Pearsona pomiędzy saldem usług a saldem dochodów pierwotnych o wartości

-0,9531 (w ramach korelacji  $r$  badamy wartość bezwzględną otrzymanego wyniku). Dane przedstawiono w tabeli 5, s. 173.

Tabela 5. Korelacje sald bilansu płatniczego w okresie 2009–2018

	Saldo obrotów towarowych	Saldo usług	Saldo dochodów pierwotnych	Saldo dochodów wtórnych
Saldo obrotów towarowych	1	-	-	-
Saldo usług	0,5894	1	-	-
Saldo dochodów pierwotnych	-0,5397	-0,9531	1	-
Saldo dochodów wtórnych	-0,5760	-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 6 a uzyskaną funkcję regresji na rysunku 4, s. 175).

W odniesieniu do danych dotyczących strumieni salda usług i salda dochodów pierwotnych za lata 2009–2018 założono hipotezę zerową  $H_0: \rho = 0$ , gdzie  $\rho$  to estymator współczynnika korelacji w populacji generalnej, wskazującą na brak korelacji pomiędzy badanymi saldami, wobec hipotezy alternatywnej  $H_1: \rho \neq 0$ , wskazującej, że są one skorelowane. Wartość 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  $v = 8$ , wyznaczono krytyczną  $t_{\alpha, v}$ . Ponieważ  $t_{obl} = 8,9111 > t_{\alpha, v} = 2,3060$ , co dowodzi o istotności w ten sposób ustalonej funkcji regresji. Zatem wyznaczoną 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 0,58%. Saldo usług cechuje wyższy współczynnik zmienności  $V_x$ .

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, że taka część zmienności cechy  $y$  (strumień salda usług bilansu płatniczego) jest spowodowana wpływem liniowym cechy  $x$  (strumień salda dochodów pierwotnych).

### Konkluzje

W interesie każdego państwa jest uzyskanie nie tylko równowagi budżetowej, ale również bilansu płatniczego. Pojęcie „równowagi bilansu płatniczego” może jednak przyjmować różne znaczenia, tj.:

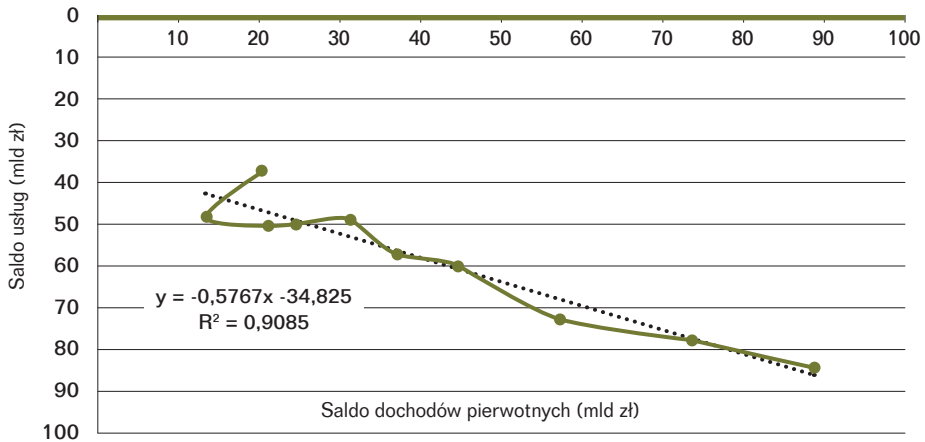
- równowagi rachunkowej (w tym ujęciu bilans płatniczy dzięki metodzie podwójnego zapisu jest zawsze zbilansowany);
- równowagi ekonomicznej (pojęcie wprowadzone przez brytyjskiego ekonomistę J. E. Meade’a, który określił ją jako stan, w którym transakcje autonomiczne (zawierane niezależnie od stanu bilansu) równoważą się, a transakcje wyrównawcze (dochodzą do skutku z myślą o wyrównaniu bilansu płatniczego) nie występują;
- równowagi rzeczowej (równowaga bilansu płatniczego w znaczeniu ekonomicznym jest utrzymywana bez udziału państwa, wyłącznie w wyniku działania sił rynku).

Tabela 6. Statystyka opisowa salda usług oraz salda dochodów pierwotnych

Pozycja	r	R <sup>2</sup>						
Wartość	0,9531	0,9085						
Pozycja	S <sub>x</sub>	$\bar{x}$	V <sub>x</sub>					
Saldo usług	24,92	41,36	60,25%					
Saldo dochodów pierwotnych	15,07	-58,67	-25,69%					
Saldo usług		Saldo dochodów pierwotnych						
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)	13,5447	Najmniejszy (1)	-84,1893					
Poziom ufności (95,0%)	17,8243	Poziom ufności (95,0%)	10,7839					
Statystyki regresji								
Wielokrotność R	0,9531							
R <sup>2</sup>	0,9085							
Dopasowany R kwadrat	0,8970							
Błąd standardowy	4,8373							
Obserwacje	10							
Analiza wariancji								
	df	SS	MS	F	Istotność F			
Regresja	1	1 858,0836	1 858,0836	79,4080	0,0000			
Resztkowy	8	187,1936	23,3992					
Razem	9	2 045,2772						
	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 $\alpha$			0,05					
Liczba stopni swobody v			8					
$t_{\alpha,v}$ (odczyt z tablic rozkładu t-Studenta)			2,3060					
Współczynnik determinacji (R <sup>2</sup> x 100%)			95,31%					

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

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



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

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 i deficyt w rachunku bieżącym 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.

Jeśli chodzi o narzędzia i instrumenty umożliwiające zarządzanie saldem budżetowym i saldem bilansu płatniczego, w celu przywracania równowagi w rozumieniu rachunkowym i ekonomicznym, możemy wyróżnić: kontradyltoryjność instrumentalną – stosowanie odmiennych instrumentów oraz zbieżność instrumentalną – rozumianą jako stosowanie tych samych narzędzi lub metod. Z uwagi na poziom wpływów i wpływów rozpatrywanych w ujęciu rocznym, tworzących w rezultacie saldo budżetu i rachunku bieżącego bilansu płatniczego, należy wyróżnić dyferencję zakresową, która decyduje o szerszym ogólnym znaczeniu dla gospodarki czynników wpływających na saldo rachunku bieżącego bilansu płatniczego, niż saldo budżetowe. Kierunki polityki mające na celu nadwyżkę,



równowagę jak i deficyt dla obu rodzajów zestawień przepływów wewnętrznych i zewnętrznych mogą również mieć inny zakres podmiotowy (dyferencja podmiotowa) – chodzi zarówno o decydentów, jak i podmioty realizujące ich pomysły. W kontekście ustalania przyczyn silnej korelacji pomiędzy badanymi saldami, raczej należy ich szukać przez ustalenie silnie skorelowanych pozycji analitycznych, wpływających finalnie na badane salda i tym samym, bardziej właściwe jest stosowanie podejścia wieloaspektowego i analitycznego, niż jednoaspektowego i syntetycznego. Oba salda pełnią podobną 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, można wskazać na zdecydowanie wyższą podatność na manipulacje zasad księgowania budżetowych. Finalnie prowadzi to do znaczących błędów i zniekształceń we wnioskach wyciąganych na podstawie relacji zachodzących pomiędzy saldami budżetowymi i rachunku bieżącego bilansu płatniczego (w rzeczywistości obiektywny obraz rachunkowy rzeczywistych operacji może być zgoła odmienny od finalnie prezentowanych w ramach oficjalnie sprawozdawczości).

Paradygmat możliwości utrzymywania równowagi rzeczywistej bilansu płatniczego wobec partykularyzacji interesów państwowych i korporacji na globalnej scenie oraz instytucjonalizacji interwencji organizacji międzynarodowych i państwowych, a nawet ich operacjonalizacji, nie jest w praktyce możliwy do realizacji

i pozostaje jedynie postulatem. Niewątpliwie, wobec stwierdzonych tendencji, prowadzących do ograniczenia obu deficytów w Polsce, głównym wyzwaniem w najbliższych latach stanie się umiejętność realizacji odpowiedniej polityki dostosowawczej, w szczególności polityki kursowej w warunkach zmiany stopnia otwarcia gospodarki czy stagnacji sekularnej. Jest to zgodne z koncepcją J. A. Frankela tzw. niespójnej triady celów lub niemożliwej trójcy (*impossible trinity*), jak również polityki zmiany wydatków i przesuwania ich w celu utrzymania równowagi wewnętrznej i zewnętrznej w ramach tzw. diagramu T. W. Swana.

Stwierdzona silna dodatnia korelacja pomiędzy strumieniami deficytów budżetowym i w rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego, z niewielką, ale wiodącą rolą salda budżetu, pozwala potwierdzić hipotezę TDH. 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.

Głównym saldem równoważącym ujemne saldo dochodów pierwotnych, w ramach którego dominującą pozycję stanowi realizacja przez nierezydentów dochodów z bezpośrednich inwestycji zagranicznych (retransfer korzyści uzyskanych w wyniku działalności inwestycyjnej), jest saldo niezwykle dynamicznie rozwijających się usług. Stanowi to przyczynek do postawienia wymagającej kolejnych badań hipotezy, że napływ kapitału zagranicznego przyczynia się również do rozwoju eksportu usług,

co pozwala państwom rozwijającym się uzyskać skuteczną przeciwwagę dla wpływów z kraju dochodów z bezpośrednich inwestycji zagranicznych zrealizowanych przez nierezydentów.

Niewielka rola salda obrotów towarowych (niski poziom korelacji uniemożliwiający wyznaczenie funkcji regresji) może stanowić podstawę do postawienia hipotezy o importochłonności eksportu wobec realizowanych przez nierezydentów wysokich sald dochodów pierwotnych z bezpośrednich inwestycji zagranicznych. Z uwagi na dynamikę ograniczania deficytu w rachunku bieżącym bilansu płatniczego, Polska będzie musiała się zderzyć w najbliższej dekadzie nie tylko z wyzwaniem wynikającym z konieczności prowadzenia zrównoważonej polityki dostosowawczej w ramach międzynarodowych stosunków finansowych, ale także skutków pandemii COVID-19.

Mamy świadomość zagrożenia wiążącego się z wykorzystywaniem w badaniach wartości skumulowanych. Niemniej uznaliśmy, że warto to podejście zaprezentować, informując o wynikach uzyskiwanych na podstawie danych rocznych. Mamy nadzieję, że takie ujęcie może stanowić przyczynek do dalszych badań.

dr hab. IZABELA ZAWIŚLIŃSKA,  
profesor SGH w Warszawie,  
Kolegium Ekonomiczno-Społeczne,  
ORCID iD:  
<https://orcid.org/0000-0003-4318-7285>

PIOTR CIRIN,  
doktorant, SGH w Warszawie,  
Kolegium Ekonomiczno-Społeczne,  
ORCID iD:  
<https://orcid.org/0000-0003-1374-9240>

**Słowa kluczowe:** deficyty bliźniacze, deficyt budżetowy, bilans płatniczy, międzynarodowe stosunki finansowe, saldo budżetu państwa,

Tekst w języku angielskim znajduje się na s. 180.

## Bibliografia

1. R. J. Barro: *Are government bonds net wealth?* "Journal of Political Economy", Vol. 82, nr 6/1974.
2. R. J. Barro: *Perceived wealth in bonds and social security and the Ricardian equivalence theorem: Reply to Feldstein and Buchanan*, "Journal of Political Economy", Vol. 84, nr 2/1976.
3. A. Budnikowski: *Ekonomia międzynarodowa*: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne 2017.
4. S. Charusheela: *Structuralism and individualism in economic analysis: the „contractionary devaluation debate” in development economics*, London 2013: Routledge.
5. M. Feldstein, A. J. Auerbach: *Handbook of Public Economics* (Vol. 4), North Holland 2002: Elsevier.
6. M. S. Feldstein, C. Y. Horioka: *Domestic savings and international capital flows*, National Bureau of Economic Research, Cambridge 1979, MA.

7. J. A. Frankel: *No single currency regime is right for all countries or at all times*, Working Paper 7338, September 1999, National Bureau of Economic Research, Cambridge 1999, MA.
8. J. A. Frankel: *Twin deficits and twin decades. The Macroeconomics of Fiscal Policy*. Cambridge 2006, MA: MIT Press.
9. H. Gabrisch: *On the twin deficits hypothesis and the import intensity in transition countries*, "International Economics and Economic Policy", Vol. 12, nr 2/2015, doi:10.1007/s10368-014-0272-0.
10. G. T. Ganchev, E. Stavrova, V. Tsenkov: *Testing the twin deficit hypothesis: The case of Central and Eastern Europe countries*, "International Journal of Contemporary Economics and Administrative Sciences", Vol. 2, nr 1/2012.
11. G. Gandolfo: *International Economics II – International Monetary Theory and Open Economy Macroeconomics*, "International Economics II". Heidelberg 1987, Germany: Springer-Verlag.
12. C. P. Hallwood, R. MacDonald: *International money and finance*, Malden 2000, MA: Blackwell Publishing.
13. H. G. Johnson: *The monetary approach to the balance of payments: A nontechnical guide*, "Journal of International Economics", Vol. 7, nr 3/1977.
14. M. M. Kumhof, M. D. Laxton: *Fiscal deficits and current account deficits*: International Monetary Fund 2009.
15. A. J. Makin: *International macroeconomics*, Melbourne 2002, Australia: Pearson Education.
16. C. F. Marinheiro: *Ricardian Equivalence, Twin Deficits, and the Feldstein-Horioka puzzle in Egypt*, "Journal of Policy Modeling", Vol. 30, nr 6/2008.
17. P. Misztal: *Współzależności między deficytem budżetowym i deficytem bilansu obrotów bieżących w Polsce w latach 1999–2009*, „*Ekonomista*”, nr 2/2011.
18. P. Mosayeb, A. S. Saleh: *Budget Deficits and Current Account Deficits in the Philippines: A Casual Relationship?* "American Journal of Applied Sciences", Vol. 6, nr 8/2009.
19. A. Moździerz: *Paradygmat deficytów bliźniaczych a doświadczenia krajów Europy Środkowo-Wschodniej*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne 2018.
20. R. A. Mundell: *The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability*, "Staff Papers", Vol. 9, nr 1/1962.
21. A. Obadić, T. Globan, O. Nadoveza: *Contradicting the twin deficits hypothesis: The role of tax revenues composition*, „*Panoeconomicus*”, Vol. 61, nr 6/2014, doi:10.2298/PAN1406653O.
22. M. Parlińska, J. Parliński: *Statystyczna analiza danych z Excelem*, Wydawnictwo SGGW 2018.
23. J. J. Polak: *The monetary model at forty*. In: Washington, DC: International Monetary Fund 1997, Working Paper, WP/97/49, Apr.
24. J. J. Polak: *The two monetary approaches to the balance of payments: Keynesian and Johnsonian*, International Monetary Fund 2002, WP/01/100.
25. D. Ricardo, J. R. McCulloch: *The Works of David Ricardo: With a Notice of the Life and Writings of the Author*. London 1888: John Murray.
26. M. Romatowski: *Twin deficits-czy to rzeczywiście bliźniacze deficyty?* „*Bank i Kredyt*”, nr 8/2005.

27. H. Şen, A. Kaya: *Are the twin or triple deficits hypotheses applicable to post-communist countries?* Bank of Finland 2016, BOFIT.
28. A. Siddiqui: *India and south Asia: Economic developments in the age of globalization*: Armonk 2007, NY: M.E. Sharpe.
29. K. Strzała: *Korelacja inwestycji i oszczędności w krajach Unii Europejskiej-weryfikacja empiryczna z zastosowaniem podejścia panelowego*, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania UG” 2005.
30. T. W. Swan: *Longer-run problems of the balance of payments*, The Australian Economy: A volume of readings 1963.
31. G. Tumpel-Gugerell, P. Mooslechner: *Economic convergence and divergence in Europe: growth and regional development in an enlarged European Union*, Cheltenham, UK 2003: Edward Elgar Publishing.
32. I. Zawiślińska: *Państwo we współczesnej gospodarce światowej. Wybrane zagadnienia*, Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Społecznego „Studia i Prace”, Vol. 9, nr 1/2012.

#### ABSTRACT

##### **The Phenomenon of Twin Deficits in Poland in 2009–2018 – Research Paper**

The purpose of this article is to determine the degree, direction and strength of the 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 based on the data of the Statistics Poland. The main research questions focus on determining the type of relationships connecting the studied deficits and the degree, direction and type of interaction in light of previous studies dedicated to the hypothesis of twin deficits. 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 examined deficits, confirming the existence of the twin deficit hypothesis in Poland in the examined period; this means that the budget deficit affects the current account balance of payments. The main balance stabilizing the negative balance of primary incomes, in which the income of non-residents from foreign direct investment is the dominant position, is the balance of extremely dynamically developing service exports.

**Izabela Zawiślińska**, Collegium of Socio-Economics, SGH Warsaw School of Economics, ORCID iD: <https://orcid.org/0000-0003-4318-7285>

**Piotr Cirin**, Collegium of Socio-Economics, SGH Warsaw School of Economics, ORCID iD: <https://orcid.org/0000-0003-1374-9240>

**Key words:** twin deficits, budget deficit, balance of payments, international financial relations